



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE (FEAAC)
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (CAEN)

ALEXSANDRE LIRA CAVALCANTE

TRÊS ENSAIOS SOBRE DISCRIMINAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

FORTALEZA - CE

2015

ALEXSANDRE LIRA CAVALCANTE

TRÊS ENSAIOS SOBRE DISCRIMINAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Tese de Doutorado submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como parte dos requisitos para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar.

FORTALEZA - CE

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

-
- C364t Cavalcante, Alexandre Lira
Três ensaios sobre discriminação no mercado de trabalho / Alexandre Lira Cavalcante. –
2015.
295f. il. color., enc. ; 30 cm.
- Tese (doutorado) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade
Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.
Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
1. Mercado de trabalho 2 Economia da discriminação 3 Decomposição de Blinder-Oaxaca
I. Título.

CDD 331.11

ALEXSANDRE LIRA CAVALCANTE

TRÊS ENSAIOS SOBRE DISCRIMINAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Tese de Doutorado submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, como requisito parcial na obtenção do título de Doutor em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita de acordo com as normas de ética científica.

Aprovada em 17 de Dezembro de 2015.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Pablo Urano de Carvalho Castelar
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dra. Kílvia Helane Cardoso Mesquita
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Daniel Cirilo Suliano
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente e principalmente a Deus por ter cuidado de mim, e por ter permitido a concretização deste tão importante sonho da minha vida.

Aos meus pais, Deusimar Lira Cavalcante e Maria Helda Lira Cavalcante, pelo carinho, cuidado e dedicação, pois sem eles este plano jamais se tornaria realidade.

A minha esposa Mônica Sinthya por ter acreditado em mim, desde os primeiros anos de minha formação acadêmica.

Aos meus dois irmãos Deusimar Lira Cavalcante Filho e Igor Lira Cavalcante pelo apoio e convivência sempre tão harmoniosa.

Ao Professor Luiz Ivan de Melo Castelar, primeiramente, pela aceitação da orientação desta tese, pela paciência, apoio e confiança, e também pelos apontamentos e correções sempre tão pontuais e precisos.

Ao meu amigo Daniel Cirilo Suliano, pelo apoio, parceria e dedicação na elaboração do primeiro artigo de tese.

Aos professores Frederico Augusto Gomes de Alencar, Pablo Urano de Carvalho Castelar, Kílvia Helane Cardoso Mesquita e Daniel Cirilo Suliano por aceitarem o convite para participar da banca e pelas valiosas sugestões para o aperfeiçoamento deste trabalho.

E por fim, ao IPECE e ao CAEN, instituições que contribuíram bastante com minha formação profissional.

RESUMO

A presente Tese é formada pela junção de três estudos na área de microeconometria relacionada ao mercado de trabalho brasileiro, buscando levantar questões que buscam explicar os diferenciais salariais entre diferentes grupos presentes neste mercado. Em cada capítulo foi empregado três diferentes metodologias de estimação com o uso de diferentes bases de dados. No primeiro capítulo, *Análise dos Diferenciais de Salários no Mercado de Trabalho Brasileiro a partir da Orientação Sexual*, procurou-se medir o diferencial de salários a partir da orientação sexual no mercado de trabalho brasileiro, fazendo uso da nova metodologia de identificação de arranjos familiares apresentada no Censo de 2010 (IBGE). Após estimar as equações de salários com correção do viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979) os resultados apontaram na direção de ausência de discriminação contra as minorias de gays e lésbicas no mercado de trabalho nacional. O segundo capítulo, *Decomposição Contrafactual de Oaxaca-Blinder dos Diferenciais de Salários por Gênero e Raça no Mercado de Trabalho Privado Brasileiro com Correção de Viés de Seleção Amostral: Uma Análise para Setores Econômicos e Tipos de Ocupações*, fez uso da base de dados da PNAD do IBGE (2013), quando se buscou analisar as principais causas da desigualdade salarial por gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro detalhando por setores de atividade econômica e por tipos de ocupação. Para se alcançar tal objetivo foi utilizado a metodologia de decomposição salarial na média proposta por Oaxaca-Blinder (1973), após a estimação das equações de salários quando também foram feitas as correções da seletividade amostral. Os principais resultados apontaram para a importância das variáveis de capital humano para explicação de grande parte do diferencial de salários entre homens brancos e os demais grupos investigados via diferenças de dotações, em especial, a variável escolaridade que ajuda a reduzir o diferencial de salários entre os homens brancos e as mulheres brancas e negras. Chama atenção a participação em alguns tipos de ocupações quando as mulheres brancas e negras ganham, em média, mais que os homens brancos. Por fim, a elevada participação e representatividade do termo de intercepto, na explicação do diferencial de salários por gênero e raça, tanto no mercado de trabalho total, como na maioria dos setores econômicos e tipos de ocupações investigadas explica a maior parte deste fenômeno, quando o homem branco ganha mais, simplesmente porque é homem e branco. O terceiro e último capítulo, *Mudanças Estruturais nos Retornos Educacionais e nos Diferenciais Raciais de Salários por Gênero no Brasil para Diferentes Grupos de Idade: Uma Abordagem de Regressão Quantílica com Correção do Viés de Seleção Amostral*, fez

uso das PNADS de 2003 e 2013 e de técnicas de regressão quantílica com correção de viés de seleção proposto por Buchinsky (1998b) para analisar mudanças nos retornos da educação e nos diferenciais raciais de salários por gênero e por grupos de idade no mercado de trabalho brasileiro entre os anos dois anos. Diferentes valores para os retornos da escolaridade e para os diferenciais raciais foram observados principalmente nos quantis mais elevados da distribuição de salários para quase todas as faixas de idade. Os retornos salariais das mulheres ficaram acima dos retornos salariais dos homens para todos os quantis estimados, em todos os grupos de idade, nos dois anos analisados. Por fim, nota-se uma redução nítida nos retornos salariais para ambos os sexos e a melhora no padrão de discriminação no mercado de trabalho brasileiro entre anos de 2003 e 2013.

Palavras-chave: Orientação Sexual. Decomposição Contrafactual de Blinder-Oaxaca. Setores Econômicos. Tipos de Ocupação. Regressão Quantílica. Mudança Estrutural. Retornos Educacionais. Diferenciais Raciais.

ABSTRACT

This thesis is formed by the junction of three studies in Microeconometrics area related to the Brazilian labor market, seeking to raise questions that try to explain the pay gap between different groups present in this market. In each chapter was used three different methods of estimation with the use of different databases. In the first chapter, Analysis of Wage Differentials in the Brazilian labor market from the Sexual Orientation, sought to measure the wage differential from sexual orientation in the Brazilian labor market, using the new methodology of identification of family arrangements presented in Census 2010 (IBGE). After estimating the wage equations with correction of sample selection bias proposed by Heckman (1979) the results pointed in the direction of non-discrimination against minorities of gays and lesbians in the national labor market. The second chapter, Counterfactual decomposition of Oaxaca - Blinder Wage Differentials by Gender and Race in the Brazilian Private Job Market with Bias Correction Sample Selection: An Analysis for Economic Sectors and Types of Occupations, made use of the National Household Survey database IBGE (2013), when it sought to analyze the root causes of wage inequality by gender and race in the Brazilian private labor market detailing by sectors of economic activity and types of occupation. To achieve this goal we used the wage decomposition methodology on average proposed by Oaxaca - Blinder (1973), after the estimation of wage equations when the corrections were also made of the sample selectivity. The main results pointed to the importance of human capital variables to explain much of the wage gap between white men and other groups investigated via differences appropriations, in particular the variable schooling that helps reduce the wage differential between white men and white and black women. Noteworthy is the participation in some types of occupations when white and black women earn on average more than white men. Finally, the high participation and representativeness of the intercept term, the wage differential explanation by gender and race, both in the overall labor market, as in most economic sectors and types of occupations investigated explains most of this phenomenon when the white man earns more, simply because he is man and white. The third and final chapter, Structural Changes in Education Returns and Differential Wage Race for Gender in Brazil for Different Groups of Age: An Approach of quantile regression with bias correction of Sample Selection, made use of the National Household Survey 2003 and 2013 and quantile regression techniques with selection bias correction proposed by Buchinsky (1998b) to analyze changes in the returns to education and racial differentials by gender wage and age groups in the Brazilian labor market between

the two years. Different values for the returns of schooling and racial differences were mainly observed in the highest quantile of the distribution of wages for almost all age groups. The wage returns of women were above the wage returns of men for all estimated quantile in all age groups in the two years analyzed. Finally, it is worth mentioning the reduction in wage returns to both sexes and the improvement in the standard of discrimination in the national labor market between the years 2003 and 2013.

Keywords: Sexual Orientation. Counterfactual decomposition of Blinder-Oaxaca. Economic sectors. Types of Occupation. Quantile regression. Structural change. Educational returns. Racial differentials.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 2.1	- Resumo das médias dos logaritmos do salário-hora e dos diferenciais de salários por gênero para diferentes setores econômicos e grupos ocupacionais no mercado de trabalho privado – Brasil – 2013.....	102
Figura 3.1	- Comparativo da evolução das diferenças de retornos à escolaridade por quantis para o total do mercado de trabalho por gênero com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total, Homem e Mulher - Brasil - 2003 e 2013 (%)......	236
Figura 3.2	- Comparativo da evolução dos diferenciais raciais por quantis para o total do mercado de trabalho por gênero com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total, Homem e Mulher - Brasil - 2003 e 2013 (%)	238
Figura 3.3	- Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total – Brasil - 2003 e 2013 (%)......	251
Figura 3.4	- Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Homens – Brasil - 2003 e 2013 (%)......	252
Figura 3.5	- Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Mulheres – Brasil - 2003 e 2013 (%)......	253
Figura 3.6	- Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's - Total - Brasil - 2003 e 2013 (%)......	254
Figura 3.7	- Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de	

	Mill's - Homens - Brasil - 2003 e 2013 (%).....	255
Figura 3.8	- Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's - Mulheres - 2003 e 2013 (%).....	256
Gráfico D.3.1	- Estimativa da função densidade de probabilidade de Kernel do logaritmo natural do salário hora - Brasil - 2003 e 2013.....	278
Gráfico D.3.2	- Histograma do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	278
Gráfico D.3.3	- Box plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	278
Gráfico D.3.4	- P-P plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	279
Gráfico D.3.5	- Q-Q plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	279

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1	- Distribuição da amostra por orientação sexual e estado civil.....	26
Tabela 1.2	- Distribuição geográfica da amostra.....	27
Tabela 1.3	- Características demográficas da amostra.....	28
Tabela 1.4	- Variáveis associadas à formação da família.....	29
Tabela 1.5	- Grau de instrução formal por ciclo de ensino.....	29
Tabela 1.6	- Características do mercado de trabalho.....	30
Tabela 1.7	- Estimativas da orientação sexual no logaritmo do salário principal, amostra Censo 2010 - Homens.....	39
Tabela 1.8	- Estimativas da orientação sexual no logaritmo do salário principal, amostra Censo 2010 - Mulheres.....	41
Tabela A.1.1	- Equações de Seleção do Modelo de Heckman em Dois Estágios.....	49
Tabela B.1.1	- Condições de ocupação e ramos de atividade.....	54
Tabela 2.1	- Equações de seleção por gênero e raça, Brasil, 2013.....	89
Tabela 2.2	- Equações de rendimento, homem branco e mulher branca, Brasil, 2013.....	93
Tabela 2.3	- Equações de rendimento, homem negro e mulher negra, Brasil, 2013.....	94
Tabela 2.4	- Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça, Brasil, 2013.....	103
Tabela 2.5	- Resumo da magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça por tipos de atividade econômica, Brasil, 2013.....	109
Tabela 2.6	- Resumo da magnitude e da decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça por grupos ocupacionais, Brasil, 2013.....	126
Tabela A.2.1	- Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor da agricultura, Brasil, 2013.....	155
Tabela A.2.2	- Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor da indústria, Brasil, 2013.....	158

Tabela A.2.3 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor da construção, Brasil, 2013.....	161
Tabela A.2.4 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor do comércio, Brasil, 2013.....	164
Tabela A.2.5 - Tabela A.2.5 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor de serviços, Brasil, 2013.....	167
Tabela B.2.1 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de dirigentes em geral, Brasil, 2013.....	170
Tabela B.2.2 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de profissionais das ciências e das artes, Brasil, 2013.....	172
Tabela B.2.3 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de técnico de nível médio, Brasil, 2013.....	174
Tabela B.2.4 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores de serviços administrativos, Brasil, 2013.....	176
Tabela B.2.5 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores dos serviços, Brasil, 2013.....	178
Tabela B.2.6 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de vendedores e prestadores de serviço do comércio, Brasil, 2013.....	180
Tabela B.2.7 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores agrícolas, Brasil, 2013.....	182
Tabela B.2.8 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, Brasil, 2013.....	184
Tabela 3.1 - Estatísticas descritivas da variável rendimento mensal do trabalho principal real - Brasil - 2003 e 2013.....	209
Tabela 3.2 - Número de observações, média, desvio padrão, mínimo e máximo das	

	variáveis selecionadas na amostra - Brasil - 2003 e 2013.....	211
Tabela 3.3	- Médias e participações das variáveis por diferentes quantis da distribuição do logaritmo do salário hora real na amostra selecionada - Brasil - 2003.....	216
Tabela 3.4	- Médias e participações das variáveis por diferentes quantis da distribuição do logaritmo do salário-hora na amostra selecionada - Brasil - 2013.....	217
Tabela 3.5	- Equação de seleção no mercado de trabalho por gênero – Brasil – 2003 e 2013.....	221
Tabela 3.6	- Equação de salários de Heckman por gênero – Brasil – 2003 e 2013.....	226
Tabela 3.7	- Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Total - Brasil - 2003 e 2013.....	230
Tabela 3.8	- Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Homens - Brasil - 2003 e 2013.....	232
Tabela 3.9	- Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Mulheres - Brasil - 2003 e 2013.....	234
Tabela 3.10	- Regressões interquantílicas de salários por gênero – Brasil – 2003 e 2013.....	241
Tabela 3.11	- Diferenças de retornos à escolaridade ajustado semiparametricamente para seleção amostral por quantis e grupos de idade – homens, mulheres e total – Brasil - 2003 e 2013 (%).....	247
Tabela 3.12	- Diferenças de retornos com base na cor ajustado semiparametricamente para seleção amostral por quantis e grupos de idade – homens, mulheres e total - Brasil - 2003 e 2013 (%).....	249
Tabela A.3.1	- Estatísticas do Teste F para igualdade de coeficientes entre os quantis estimados do modelo semiparamétrico para a variável Escolaridade - Total, Homens e Mulheres - Brasil - 2003 e 2013.....	262
Tabela A.3.2	- Estatísticas do Teste F para igualdade de coeficientes entre os quantis estimados do modelo semiparamétrico para a variável Branco - Total, Homens e Mulheres - Brasil - 2003 e 2013.....	263
Tabela B.3.1	- Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral – total e por grupos de idade - Total - Brasil – 2003.....	264

Tabela B.3.2 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral por grupo de idade - Homens - Brasil - 2003.....	266
Tabela B.3.3 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral por grupo de idade - Mulheres - Brasil - 2003.....	268
Tabela B.3.4 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Total - Brasil - 2013.....	270
Tabela B.3.5 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Homens - Brasil - 2013.....	272
Tabela B.3.6 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Mulheres - Brasil - 2013.....	274
Tabela C.3.1 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral com introdução de variáveis <i>dummies</i> nos termos de intercepto e nos coeficientes angulares para as variáveis escolaridade e branco – total, homens e mulheres - Brasil - 2003-2013.....	280
Tabela E.3.1 - Testes de Normalidade da variável de logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	280
Tabela E.3.2 - Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para a variável de logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013.....	280
Tabela F.3.1 - Testes de Igualdade de funções de distribuição do logaritmo natural do salário hora real de Wilcoxon e Mann-Whitney - Brasil - 2003 e 2013.....	280
Tabela F.3.2 - Testes de Igualdade de funções de distribuição do logaritmo natural do salário hora real de Kolmogorov-Smirnov para duas amostras diferentes - Brasil - 2003 e 2013.....	277

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	17
CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO A PARTIR DA ORIENTAÇÃO SEXUAL	20
1 INTRODUÇÃO.....	20
2 CONTEXTUALIZAÇÃO DA BASE DE DADOS: IDENTIFICAÇÃO DOS NOVOS ARRANJOS FAMILIARES.....	23
3 CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS E SOCIOECONÔMICAS DOS NOVOS ARRANJOS FAMILIARES.....	26
4 REFERENCIAL TEÓRICO E MODELO ECONOMETRICO.....	32
5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	37
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
APÊNDICE A – EQUAÇÕES DE SELEÇÃO DO MODELO DE HECKMAN EM 2 ESTÁGIOS.....	49
APÊNDICE B – CONTROLES DAS CONDIÇÕES DE OCUPAÇÕES E RAMOS DE ATIVIDADE – RESULTADOS DAS COLUNAS (2) E (4) DAS TABELAS 7 E 8.....	54
CAPÍTULO 2 - DECOMPOSIÇÃO CONTRAFACTUAL DE OAXACABLINDER DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GÊNERO E RAÇA NO MERCADO DE TRABALHO PRIVADO BRASILEIRO COM CORREÇÃO DE VIÉS DE SELEÇÃO AMOSTRAL: UMA ANÁLISE PARA SETORES ECONÔMICOS E TIPOS DE OCUPAÇÕES	57
1 INTRODUÇÃO.....	57
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	61
2.1 Teoria do Capital Humano.....	61
2.2 TEORIA DA DISCRIMINAÇÃO.....	64
2.2.1 Evidências Empíricas de Discriminação no Mercado de Trabalho Mundial....	64
2.2.2 Evidências Empíricas de Discriminação no Mercado de Trabalho Brasileiro..	67
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	73
3.1 Equação de Seleção.....	73
3.2 Equação de Rendimentos.....	75
3.3 Decomposição Contrafactual do Diferencial de Salários.....	77
3.4 Base de Dados.....	84
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	86

4.1 Determinantes da Inserção no Mercado de Trabalho Privado Brasileiro.....	87
4.2 Determinantes dos Rendimentos do Trabalho Principal no Setor Privado Brasileiro.....	90
4.3 Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Mercado de Trabalho Privado Brasileiro.....	96
4.3.1 <i>Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Trabalho Principal por Setores de Atividade Econômica</i>	106
4.3.2 <i>Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Trabalho Principal por Tipos de Ocupação</i>	122
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	148
APÊNDICE A – RESULTADO DA DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS POR SETORES ECONÔMICOS.....	155
APÊNDICE B – RESULTADO DA DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS POR CATEGORIAS OCUPACIONAIS.....	170
CAPÍTULO 3 - MUDANÇAS ESTRUTURAIS NOS RETORNOS EDUCACIONAIS E NOS DIFERENCIAIS RACIAIS DE SALÁRIOS POR GÊNERO NO BRASIL PARA DIFERENTES GRUPOS DE IDADE: UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO DO VIÉS DE SELEÇÃO AMOSTRAL	186
1 INTRODUÇÃO.....	186
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	188
3 MODELAGEM ECONÔMICA E METODOLOGIA ECONOMETRICA.....	192
4 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	205
4.1 Análise Descritiva dos Dados.....	207
5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	221
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	257
APÊNDICE A - TESTE F DE IGUALDADE DE COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE PARA SELEÇÃO AMOSTRAL.....	262
APÊNDICE B - RESULTADOS DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE PARA SELEÇÃO AMOSTRAL POR GRUPOS DE IDADE.....	264
APÊNDICE C - RESULTADOS DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE PARA SELEÇÃO	

AMOSTRAL COM INTRODUÇÃO DE VARIÁVEIS DUMMIES NO INTERCEPTO E NOS COEFICIENTES ANGULARES DAS VARIÁVEIS ESCOLARIDADE E RAÇA.....	276
APÊNDICE D - RESULTADOS GRÁFICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE..	278
APÊNDICE E - RESULTADOS NUMÉRICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE.....	280
APÊNDICE F - RESULTADOS NUMÉRICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE.....	280
CONCLUSÃO DA TESE.....	281
REFERÊNCIAS.....	283

INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho tem sido objeto de estudo da ciência econômica a mais de um século. Os economistas têm se debruçado na explicação dos fatores que determinam tanto a oferta quanto à demanda por mão de obra em várias partes do mundo, partindo da suposição que fatores legais, culturais e institucionais são elementos-chave nas decisões dos agentes econômicos. Problemas relacionados à eficiência alocativa e de diferenciais de tratamento dispensado aos diferentes grupos de indivíduos também vem sendo objeto de diversas pesquisas, e foco de várias políticas, em especial aquelas relacionadas à defesa dos interesses das minorias.

Vários foram os trabalhos ao longo dos últimos 70 anos que tentam explicar porque existe diferença no pagamento de salários entre os indivíduos, principalmente entre homens e mulheres e entre indivíduos de diferentes raças, etnias e nacionalidades.

A primeira explicação plausível recaiu sobre o diferencial de acumulação do estoque de capital humano. Todavia, percebeu-se que outros fatores estavam também presentes na explicação do hiato salarial entre os indivíduos.

É dentro desse contexto de existência e de persistência do fenômeno do tratamento diferenciado entre diferentes grupos de indivíduos que está centrada este trabalho.

Sendo assim, a presente Tese é formada por três estudos na área de microeconometria relacionada ao mercado de trabalho brasileiro. Neste trabalho buscou-se investigar as principais questões relacionadas à explicação dos diferenciais salariais existentes entre diferentes grupos presentes neste mercado. Além disso, foi analisada a dinâmica dos retornos educacionais e dos diferenciais raciais de salários em dois pontos diferentes do tempo para homens e mulheres por diferentes grupos etários. Em cada capítulo foi empregado três diferentes metodologias de estimação com o uso de diferentes bases de dados.

No primeiro capítulo, *Análise dos Diferenciais de Salários no Mercado de Trabalho Brasileiro a partir da Orientação Sexual*, procurou-se medir o diferencial de salários a partir da orientação sexual no mercado de trabalho brasileiro. Para isso, foi utilizada a nova metodologia de identificação de arranjos familiares apresentada no Censo de 2010 (IBGE). O método de estimação utilizado foi os mínimos quadrados ordinários com adoção da técnica de correção do viés de seleção amostral de dois estágios proposta por Heckman (1979) que visa dar consistência aos coeficientes estimados na presença da variável dependente censurada.

Com isso, no primeiro momento foi estimado a probabilidade de um indivíduo participar ou não do mercado de trabalho através da modelagem probit, quando foi possível se obter a razão inversa de Mill's. Já a segunda parte deste estudo passou pela estimação das equações de salários levando-se em consideração fatores de acumulação de capital humano proposta por Mincer (1974) e outras variáveis demográficas, sociais, regionais, setoriais e ocupacionais como controles.

O segundo capítulo, *Decomposição Contrafactual de Oaxaca-Blinder dos Diferenciais de Salários por Gênero e Raça no Mercado de Trabalho Privado Brasileiro com Correção de Viés de Seleção Amostral: Uma Análise para Setores Econômicos e Tipos de Ocupações*, buscou analisar as principais causas da desigualdade salarial por gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro detalhando por setores de atividade econômica e por tipos de ocupação.

Para se alcançar tal objetivo primeiro se estimou equações de seleção fazendo uso do modelo probit para avaliar fatores determinantes da participação do indivíduo no mercado de trabalho para só depois estimar as equações de salários baseado em Mincer (1974), incorporando outros regressores e a razão inversa de Mills para se corrigir o viés de seleção amostral das informações de salários proposto por Heckman (1979).

No terceiro momento foi utilizado o procedimento de decomposição contrafactual do diferencial da média dos logaritmos de salário-hora dos diferentes grupos investigados proposto inicialmente por Blinder (1973) e Oaxaca (1973), decompondo o diferencial das médias salariais, dos quatro grupos investigados, em três componentes.

O primeiro componente conhecido como efeito dotações mostra quanto do diferencial de rendimentos pode ser explicado por diferenças nas médias dos valores dos regressores do modelo de salários. O segundo componente conhecido como efeito coeficientes mostra quanto do diferencial de salários é explicado por diferenças nos retornos a esses atributos produtivos. Por fim, o terceiro e último componente é conhecido como o efeito interação entre os outros dois componentes.

Para se alcançar os valores das médias dos regressores e das estimativas dos coeficientes das equações dos modelos definidos foi utilizado a base dos microdados da PNAD do IBGE (2013).

O terceiro e último capítulo, *Mudanças Estruturais nos Retornos Educacionais e nos Diferenciais Raciais de Salários por Gênero no Brasil para Diferentes Grupos de Idade: Uma Abordagem de Regressão Quantílica com Correção do Viés de Seleção Amostral*, faz uso de técnicas de regressão quantílica para analisar mudanças nos retornos da educação e nos

diferenciais raciais de salários por gênero e por grupos de idade selecionados no mercado de trabalho brasileiro entre os anos de 2003 e 2013. Além disso, busca-se também identificar quais fatores têm contribuído com a maior dispersão salarial ao longo dos últimos anos. Os dados utilizados foram da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) divulgados anualmente pelo IBGE.

Para alcançar o objetivo proposto, primeiro se estimou as equações mincerianas de salários na média com correção paramétrica do viés de seleção amostral de dois estágios proposto por Heckman (1979) e Newey (1991). Já para estimar as equações quantílicas de salários foi utilizado o método semiparamétrico em série proposto por Buchinsky (1998b).

Após estimar as equações de salários para cada um dos três mercados, geral, masculino e feminino, foi realizado um último passo que é a estimação das equações de salários por diferentes grupos etários para se identificar diferentes padrões de retorno da educação e de diferenciais raciais por idade.

Com isso, busca-se dar mais uma contribuição para o debate dos fatores que ajudam a explicar os retornos salariais e os diferenciais de tratamento no pagamento de salários entre diferentes grupos de indivíduos e como estes retornos e diferenciais vem se comportando ao longo da última década.

CAPÍTULO 1 - ANÁLISE DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO A PARTIR DA ORIENTAÇÃO SEXUAL

1 INTRODUÇÃO

Estudos econômicos que passaram a modelar padrões de casamentos iniciaram-se a partir dos trabalhos seminais de Becker (1973, 1974), os quais definem uma unidade econômica familiar como àquela que gerencia a divisão do trabalho entre as atividades domésticas e as do mercado de trabalho de modo a maximizar a utilidade total do casal.

Becker (1991) fez uso do conceito de vantagem comparativa a fim de determinar as relações produtivas familiares. Assim, a repartição de trabalho entre os setores doméstico e de mercado seriam resultado de diferenças biológicas entre os gêneros e da acumulação de capital humano. Em vista disso, as mulheres, em consonância com seu padrão reprodutivo, seriam mais compromissadas e dispostas em termos de tempo e energia no cuidado do lar e dos filhos. Os homens, por sua vez, estariam mais comprometidos com as atividades de produção no mercado, dado que muitas atividades exigiam maior força física. Famílias de gays e lésbicas seriam menos eficientes considerando sua impossibilidade de se beneficiarem da vantagem comparativa que decorre das diferenças sexuais.

Dentro desse argumento, um homem casado com uma mulher que se dedica ao trabalho doméstico e familiar tem uma probabilidade mais elevada de maiores salários e progresso na carreira do que aquele em uma parceria na qual os dois trabalham. Assim, mulheres sem um projeto de maior ascensão funcional seriam mais flexíveis podendo exercer com maior afinco os benefícios da eficiência de uma divisão do trabalho na qual o marido foca exclusivamente na própria carreira, sem a necessidade de ter de dividir os cuidados do lar e dedicação com os filhos (HAKIM, 2012)¹.

Todavia, a partir da década de 1960 fatores de natureza econômica, institucional e cultural passaram a alterar a sensibilidade da oferta de trabalho das mulheres trazendo mudanças organizacionais (BORJAS, 2012). Por exemplo, o aumento do salário real alavancado pelas maiores taxas de crescimento elevou não somente o custo de oportunidade delas em permanecer em casa como também o maior grau de especialização na produção de

¹ Levitt e Dubner (2009) lançam a ideia de que embora a discriminação por gênero possa contribuir um pouco para o diferencial de salários entre homens e mulheres, é a ambição (ou a sua falta), o principal responsável pelo hiato de remuneração entre gêneros. Assim, tendo como argumento diferenças em termos de preferências, não se deve examinar o hiato salarial como indício de fracasso, mas como sinal de a alta remuneração simplesmente não ser tão importante para as mulheres quanto para os homens.

bens domésticos. Além disso, mudanças estruturais de cunho tecnológico incorporados nos lares resultaram em economia de tempo de trabalho em casa, resultando em aumento da produtividade nas tarefas do lar e passando o excedente temporal para atividades associadas a bens de produção no ambiente laboral.

Este foi também um período no qual a instituição do divórcio refez a forma de se construir novas parcerias em razão da maior flexibilidade de rompimento dos arranjos matrimoniais. Não obstante as inúmeras variações culturais e a persistência de dogmas tradicionais envolvendo os laços de matrimônio, as decisões relativas ao casamento sofreram diversas influências em termos contratuais a partir de sua disseminação. De acordo com Stevenson (2007) os estados americanos que promulgaram leis de divórcio mais flexíveis permitindo maiores facilidades na dissolução civil induziram menor interesse por parte das mulheres em ter filhos e maior predisposição da parte delas por trabalho em período de tempo integral.

Outros paradigmas vêm alterando a formação das estruturas familiares tradicionais nos últimos anos, destacando-se o casamento entre pessoas do mesmo sexo². Apesar dos artigos 1.577 e 1.628 do Código Civil não permitirem o acesso ao casamento a pessoas que não sejam de sexo distinto, em 2011, o Supremo Tribunal Federal (STF) passou a reconhecer a união civil entre pessoas do mesmo sexo vindo a garantir direitos similares aos dos casais heterossexuais tais como pensão por morte, herança, declaração compartilhada do Imposto de Renda, entre outros mais³.

Mudanças nas relações familiares não são exclusivas de casais do mesmo sexo. Madalozzo e Gomes (2008) examinaram a relação dos salários das mulheres a partir do seu estado civil em vista da redução no número de casamentos não oficializados (coabitação) nas últimas décadas nos Estados Unidos. Contrariamente ao modelo de Becker (1991) os resultados indicaram que mulheres solteiras ganham maiores salários que aquelas casadas e coabitantes em razão do maior tempo investido na carreira e menor demanda por dupla jornada de trabalho.

Diferente desses resultados destaca-se o achado de Bloch e Kuskin (1978) que ao fazerem uso do estado civil como medida *proxy* para a responsabilidade do trabalhador

² O casamento é um contrato firmado entre duas pessoas maiores de idade com base no princípio da autonomia de suas vontades sendo ao mesmo tempo o principal instrumento gerador de proteção jurídica ao núcleo familiar. Mesmo com as mesmas prerrogativas legais, a união estável se diferencia do casamento pela impossibilidade de escolha do regime de bens compartilhado, mudança de estado civil, não alteração dos nomes e maior insegurança jurídica por ausência de formalização de contrato.

³ Deve-se ressaltar que o reconhecimento da união estável pelo STF contrasta com o parágrafo 3 do artigo 226 da Constituição Federal que reconhece, para efeito da proteção do Estado, a união estável entre o homem e a mulher como entidade familiar.

observaram empresas concedendo prêmios salariais para empregados classificados como casados. Se for esse o caso, a possibilidade de reconhecimento da união civil de casais homoafetivos pode vir a sinalizar alguma vantagem similar a este tipo de casal embora a divisão sexual do trabalho doméstico e de mercado não seja tão bem definida.

Por outro lado, de acordo com Akerlof e Kranton (2000, 2005) as normas do contexto social exercem forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas o que pode, eventualmente, vir a determinar a divulgação da orientação sexual tendo em conta as restrições da sociedade brasileira em termos de reprovação da homossexualidade e outras modalidades alternativas de relações interpessoais (ALMEIDA, 2007).

Segundo Becker (1957), alguns empregadores e até clientes podem desenvolver gosto pela discriminação com relação ao gênero ou a cor do empregado. Todavia, outras formas de discriminação podem surgir a exemplo daquelas derivadas do comportamento ou estilo de vida homossexual do indivíduo penalizando-os para fins de ocupação, além da ascensão funcional e/ou ganhos financeiros por conta da orientação sexual. Não obstante, para Badgett (1995) mesmo eventuais objeções por parte de alguns poderão vir a ser compensadas economicamente por conta dos benefícios legais estendidos aos parceiros domésticos, melhor ambiente social através de um local de trabalho mais solidário ou até mesmo efeitos psicológicos por meio do reforço de uma maior autoestima.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é mensurar o diferencial salarial no mercado de trabalho brasileiro com base na orientação sexual de casais do mesmo sexo *vis-à-vis* a casais de sexo diferente, fazendo uso da nova metodologia de identificação de arranjos familiares do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O trabalho está dividido em mais cinco seções além desta introdução. Na seção seguinte foram contextualizadas as bases de dados internacionais que passaram a identificar casais com diferentes tipos de orientação sexual e como o IBGE passou a seguir essas mesmas normas para o Brasil. Na terceira seção são discutidas diversas características socioeconômicas dos casais. A teoria de alocação ótima entre o tempo de trabalho doméstico e o mercado de trabalho para um arranjo familiar que deseja maximizar sua utilidade é tema da quarta seção, que ainda contempla a estratégia econométrica de estimação dos diferenciais salariais. A análise e discussão dos resultados é o tema da quinta seção. E, por fim, são tecidas às considerações finais.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO DA BASE DE DADOS: IDENTIFICAÇÃO DOS NOVOS ARRANJOS FAMILIARES

A coleta de bases de dados com identificação de preferências sexuais precedeu o reconhecimento legal por parte do estado no que tange à união civil ou casamento entre pessoas do mesmo sexo nos EUA. De fato, a *General Social Survey* (GSS) e a *National Health and Social Life Survey* (NHSLs)⁴, desde o final dos anos 80 e início dos anos 90 já apresentavam informações do parceiro sexual do entrevistado.

A NHSLs é uma pesquisa na qual a amostragem contém detalhamentos dos parceiros e práticas sexuais, enquanto que a GSS não explicita perguntas diretas sobre a orientação sexual dos entrevistados. Assim, no caso dessa última o comportamento com relação às práticas sexuais é mais limitado podendo ser deduzida a partir da relação de convivência (familiar ou conjugal) que a pessoa tem com o responsável pelo domicílio ou com base em algum momento de sua vida.

Black *et al.* (2003) definem homossexualidade como o comportamento sexual que a pessoa teve no passado (isto é, desde os 18 anos ou durante a puberdade) ou recentemente (no último ano ou nos últimos cinco anos)⁵.

A *The California Health Interview Survey* (CHIS) é outra pesquisa que apresentou dados de orientação sexual para 50.000 adultos com idade entre 18 e 64 anos no estado da Califórnia no ano de 2001 tendo registrado um número cinco vezes maior de entrevistados que se identificaram como minorias sexuais que a GSS. A utilização da CHIS por Carpenter (2005) possibilitou analisar os diferenciais salariais entre homossexuais e heterossexuais a partir de uma pergunta da pesquisa que diretamente e confidencialmente indaga aos indivíduos sua orientação sexual classificando-os entre gays, lésbicas e bissexuais.

Já Carpenter (2007) fez uso dos dados da *Third National Health and Nutrition Examination Surveys* (NHANES III) a fim de captar penalidades nos ganhos de homens gays e bissexuais com relação aos heterossexuais. Em Tebaldi e Elmslie (2006) são analisados os efeitos da orientação sexual na oferta de trabalho a partir da *Current Population Survey* (CPS) do ano de 2001.

⁴ A GSS inicia-se em 1988 e a NHSLs em 1992. Essa última é recorrentemente agregada em forma de *pooling* em razão do pequeno número de observações de gays e lésbicas. Zavodny (2007) utilizou dados da GSS de 1988-2004 e da NHSLs de 1992.

⁵ No Brasil, Irffí *et al.* (2010) se utilizaram dessa definição para avaliar os efeitos da Mulher-Heterossexual e dos Homossexuais-Bi sobre o conhecimento do HIV/AIDS no Brasil a partir da Pesquisa sobre Comportamento Sexual da População Brasileira e Percepções do HIV/AIDS de 1997/1998 realizada pelo Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (CEBRAP).

Os Censos de 1990 e 2000 nos Estados Unidos passaram a identificar um(a) parceiro(a) do mesmo sexo a partir da pessoa de referência da família. Antes disso, a metodologia de coleta de dados para pessoas que tinham relacionamento conjugal com outras do mesmo sexo consistia em identificá-las como adulto independente; isto é, uma espécie de agregado(a) da família. Jepsen (1999) utilizou os dados do Censo de 1990 testando a modelagem de Becker (1991) e Black, Senders e Taylor (2007) discutiram as distintas características socioeconômicas no Censo de 2000, ambos com base na orientação sexual dos casais.

Como destacam Klawitter e Flatt (1998) os dados americanos do censo de 1990 tem permitido uma oportunidade única em estudar os efeitos das políticas anti-discriminação estaduais com respeito à orientação sexual. De fato, resultados parciais indicaram que algumas políticas adotadas levam casais do mesmo sexo a serem mais propensos a viverem em áreas contempladas por tais medidas.

Allegretto e Arthur (2001) observaram que embora este seja um método indireto de identificar homossexuais trata-se de um caminho viável para obtenção de uma amostra de gays. Nesse contexto, Antecol, Jong e Steinberger (2008) utilizaram procedimento similar na identificação de casais gays e lésbicas usando dados do Censo de 2000 dos Estados Unidos.

Deve-se destacar que Carpenter (2004) ressalta a baixa representatividade amostral quanto à orientação sexual do censo em razão da possível subnotificação nas bases de dados. Como alternativa, faz uso dos dados do *Centers Disease Control's Behavioral Risk Factor Surveillance System* (BRFSS) a partir de um *pooling* para o período de 1996-2000 elevando, assim, a amostra de homossexuais em até 150%.

A orientação sexual e o tamanho de amostras potenciais bem como possíveis erros de medidas prevalentes de como se dá o registro de um gay ou lésbica é analisado em Black *et al.* (2000). Neste trabalho, são discutidas como as pequenas frações desta população podem levar a inferências enganosas.

O Brasil adotou as recomendações dos padrões internacionais para os censos demográficos e pela primeira vez o censo brasileiro de 2010 incluiu no questionário a opção do cônjuge da pessoa responsável pelo domicílio ser do mesmo sexo⁶. Lena e Oliveira (2012)

⁶ O Brasil como membro do Grupo de Especialistas das Nações Unidas participou do Programa Mundial sobre Censos de População e Habitação da rodada de 2010 onde foram discutidos por diversos especialistas de outros institutos nacionais de estatística do mundo recomendações no planejamento dos censos. O documento foi organizado pela Divisão de Estatística das Nações Unidas e intitulado de *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses: Revision 2*. Para maiores detalhes, ver IBGE (2011).

ao estudar as diferenças entre seletividade marital no Brasil de casais heterossexuais e homossexuais fizeram uso dessa inovação.

No presente estudo, a orientação sexual foi definida tendo como parâmetro o cônjuge (ou companheiro) que foi declarado de sexo diferente ou do mesmo sexo a partir da pessoa responsável pelo domicílio, procedimento similar ao adotado por Antecol, Jong e Steinberger (2008) e estudos correlatos.

Além disso, foi identificada a preferência sexual do responsável pelo domicílio com relação a seu cônjuge fazendo uma divisão em quatro tipos de casais de acordo com Black *et al.* (2003), sendo duas para homens, casal gay (homem responsável pelo domicílio e cônjuge homem) e casal heterossexual masculino (homem responsável pelo domicílio e cônjuge mulher); e duas para mulher, casal de lésbica (mulher responsável pelo domicílio e cônjuge mulher) e casal heterossexual feminino (mulher responsável pelo domicílio e cônjuge homem).

3 CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS E SOCIOECONÔMICAS DOS NOVOS ARRANJOS FAMILIARES

Os dados da Tabela 1.1 descrevem a distribuição da amostra por estado civil e orientação sexual. O total da amostra é de pouco mais de 10,2 milhões de pessoas extraída a partir da relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio com base nas seguintes três categorias da variável *condição na unidade domiciliar*: (i) pessoa responsável pelo domicílio; (ii) cônjuge ou companheiro(a) de sexo diferente; e (iii) cônjuge ou companheiro(a) do mesmo sexo.

Tabela 1.1 - Distribuição da amostra por orientação sexual e estado civil

Gênero	Casado(a) Heterossexual		Casal Homossexual		Solteiro(a)		Total
	Quantidade	%	Quantidade	%	Quantidade	%	
Homens	3.234.454	67,6	4.670	0,10	1.547.772	32,33	4.786.896
%	78,4	---	44,0	---	25,3	---	46,7
Mulheres	889.269	16,2	5.948	0,11	4.577.295	83,64	5.472.512
%	21,6	---	56,0	---	74,7	---	53,3
Total	4.123.723	40,2	10.618	0,10	6.125.067	59,70	10.259.408

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

No quesito gênero, observa-se que a amostra é predominantemente de mulheres com participação de 53,3%. Do total deste contingente feminino, 83,64% são solteiras, 16,2% são mulheres responsáveis pelo domicílio e casadas com homens e apenas 0,11% são compostas de lésbicas (a junção de um cônjuge mulher casada com uma responsável pelo domicílio mulher). Por sua vez, dos 46,7% de homens na amostra, 67,6% deles são responsáveis pelo domicílio e casados com mulher, 32,33% são solteiros e apenas 0,10% são gays (a composição de um homem responsável pelo domicílio casado com um cônjuge também homem)⁷.

Na Tabela 1.2 são apresentados os dados da distribuição geográfica por orientação sexual por diferentes óticas. Em primeiro lugar, destacam-se as diferenças expressivas nas áreas urbana e rural bem como nas regiões metropolitanas em termos de concentração populacional. Como observa Glaeser (2011), a busca por maior prosperidade econômica

⁷ Essa análise da amostra foi feita do ponto de vista horizontal. Do ponto de vista vertical, dos mais de 6,1 milhões de solteiros, 74,7% deles são mulheres e 25,3% são homens. Já dos mais de 4,1 milhões de casados que são heterossexuais, 78,4% são homens que são responsáveis pelo domicílio e 21,6% mulheres também responsáveis pelo domicílio. Finalmente, dos 10.618 homossexuais na amostra, 44% são gays e 56% são lésbicas.

acaba justificando a maior aglomeração de pessoas nas áreas urbanas. Assim, são áreas mais densas, independentemente da orientação sexual.

Tabela 1.2 - Distribuição geográfica da amostra

Localização Geográfica	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Região Censitária do Domicílio (em %)				
Urbana	92,9	73,8	95,3	82,6
Rural	7,1	26,2	4,7	17,4
Região Metropolitana (em %)				
Região Metropolitana	61,1	31,0	54,2	36,4
Região Não Metropolitana	38,9	69,0	45,8	63,6
Grandes Regiões Nacionais (em%)				
Norte	5,1	7,1	6,9	8,2
Nordeste	19,3	27,3	22,6	29,6
Sudeste	51,6	38,3	47,3	36,2
Sul	14,2	19,7	15,6	18,6
Centro-Oeste	9,9	7,5	7,6	7,4

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

Por outro lado, a fixação de casais homossexuais em áreas de maior concentração urbana, em especial nas regiões metropolitanas, pode ir além dos fatores econômicos haja vista serem um agrupamento mais restrito e com maiores limitações em termos de oportunidades na forma de interação social. Ademais, no Brasil, são nas cidades onde se encontram atitudes mais liberais com respeito à homossexualidade, mesmo que o nível de rejeição ainda seja elevado (ALMEIDA, 2007). Dentro desse argumento, espera-se que nessas localidades haja maior passividade no que diz respeito à discriminação e menor nível de desaprovção social.

No caso da distribuição por grandes áreas geográficas do país observa-se que o Sudeste é a região nacional com maior contingente de casais independente da orientação sexual seguida da região Nordeste, justamente as duas regiões de maior concentração populacional.

Na Tabela 1.3 encontram-se os dados da idade média e da cor/raça autodeclarada de cada tipo de casal. Conforme Ribeiro (2009), entre 1960 e 2000, a sociedade brasileira tornou-se cada vez mais aberta aos casamentos que cruzam barreiras educacionais e de cor e reduzindo não somente as taxas de endogamia (casamentos em um mesmo grupo) como as de homogamia (*status* social). De acordo com os resultados apresentados, o casal heterossexual homem é o que detém a maior média de idade seguida da mulher de mesma orientação sexual

com valores de, respectivamente, 43,6 e 42,8 anos. Casais gays, por sua vez, apresentaram idade de 35,4 anos e casais lésbicas idade média de 34 anos.

No que corresponde à cor e/ou raça autodeclarada, os amarelos, independente da categoria, chegam a representar pouco mais de 1% do cômputo total, tendo os indígenas pouca predominância em todos os casais. Os brancos são majoritariamente representados com destaque para os casais gays e lésbicas seguidos dos pardos e negros.

Tabela 1.3 - Características demográficas da amostra

Indicadores Demográficos	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Idade Média (Medida em Anos)				
Média	35,4	43,6	34,0	42,8
Cor ou Raça Autodeclarada (em %)				
Branca	56,9	50,5	53,5	45,8
Parda	32,7	41,1	36,3	43,8
Preta	9,0	6,9	8,3	8,9
Amarela	1,0	1,1	1,4	1,2
Indígena	0,3	0,5	0,4	0,4

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

Fatores institucionais também exercem influência nos arranjos familiares dos casais tendo em conta a natureza da união dos homossexuais serem predominantemente de união consensual, como se observa na Tabela 1.4. De fato, apenas 0,8% e 0,2% de casamentos religiosos ocorreram entre gays e lésbicas, respectivamente, não tendo eles registrado nenhum tipo de casamento civil e religioso e nem mesmo somente casamento civil⁸.

Pode-se também destacar as diferenças substanciais no número de filhos. Em Lundberg (1998) a presença de crianças tem um efeito na interação da oferta de trabalho revelando-se, ao contrário do lazer, como uma importante variável de consumo para a família.

Ainda de acordo com a Tabela 1.4, os casais homossexuais apresentaram o maior percentual em termos de ausência de filhos. No caso das lésbicas, quase 70% não tinham nenhum filho e apenas 13,4% tiveram somente um⁹. Deve-se frisar a similaridade entre os casais heterossexuais de forma que a orientação sexual tende também a exercer efeitos na demanda por crianças.

⁸ Cabe frisar as amarras institucionais para realização do casamento civil bem como os princípios que norteiam o casamento religioso como barreiras que impedem suas concretizações para casais do mesmo sexo.

⁹ Além disso, casais homossexuais enfrentam maiores restrições na produção de proles tanto do ponto de vista biológico como do ponto de vista legal levando em conta que a adoção, neste último caso, enfrenta também maiores barreiras jurídicas.

Tabela 1.4 - Variáveis associadas à formação da família

Estrutura Familiar	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Natureza da União (em %)				
Casamento Civil e Religioso	-	47,8	-	35,0
Somente Casamento Civil	-	16,9	-	15,6
Somente Casamento Religioso	0,8	4,4	0,2	4,4
União Consensual	99,2	30,9	99,8	45,0
Número de Filhos (em %)				
Estrutura Familiar	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Nenhum filho	31,3	11,1	68,6	11,7
1 filho	18,8	19,4	13,4	18,6
2 filhos	12,5	27,2	8,2	25,4
3 filhos	12,5	18,2	5,8	17,9
4 filhos	12,5	8,7	2,1	9,3
5 filhos ou mais	12,5	15,5	1,8	17,2

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

Pela Tabela 1.5 observa-se que os casais homossexuais são mais propensos à acumulação de capital humano, pelo menos no quesito escolaridade. Particularmente, cabe destacar que quase 27% dos casais gays detém ensino superior completo, seguidos dos casais de lésbicas com percentual de aproximadamente 18%. Casais heterossexuais de homens chefes e mulheres chefes são em sua maioria sem instrução com taxas de 55,29% e 55,2%, respectivamente.

Tabela 1.5 - Grau de instrução formal por ciclo de ensino

Nível de Instrução	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Sem Instrução e Ensino Fundamental Incompleto	20,3	55,29	25,5	55,2
Ensino Fundamental Completo e Ensino Médio Incompleto	13,4	15,23	18,4	15,5
Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto	39,3	21,48	37,6	21,3
Ensino Superior Completo	26,7	7,82	17,9	7,8
Sem Declaração	0,2	0,19	0,5	0,2

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

No plano estritamente econômico, a decisão de quanto investir em educação depende da preferência intertemporal, de forma que o nível ótimo de educação é escolhido

com o intuito de maximizar o fluxo de ganhos ao longo da vida (GAREN, 1984). Portanto, agentes com taxas de desconto mais altas seriam míopes em relação ao presente tendendo a investir menos em capital humano, sem evidências claras se a preferência intertemporal irá depender da orientação sexual.

De acordo com Black *et al.* (2003) as escolhas e decisões profissionais por parte dos homens gays seriam pautadas por ocupações tipicamente femininas. Já as mulheres lésbicas, ao contrário de suas contrapartes sexuais, na perspectiva de seguirem uma carreira mais promissora estariam mais dispostas a trabalharem de forma mais intensa e com maior apego ao mercado de trabalho em razão das menores responsabilidades na produção doméstica.

É possível também afirmar, conforme a literatura econômica, que maiores níveis de escolaridade estão relacionados diretamente a maiores rendimentos. Ao se analisar a Tabela 1.6 nota-se que a renda média dos casais do mesmo sexo é mais elevada do que a dos casais de sexo distintos, com destaque para os casais gays, que chegam a ter uma renda média 95% mais elevada que a dos homens heterossexuais na posição de chefe da família.

A disposição de horas de trabalho não varia de acordo com a orientação sexual. Os resultados elencados na mesma Tabela 1.6 mostram que o número médio e modal de horas trabalhadas por semana no trabalho principal é praticamente indistinguível entre os casais, sem evidências na literatura para esses resultados. Por fim, é possível observar a ausência de uma clara divisão sexual do trabalho que permita uma maior equalização da produtividade dos parceiros de um casal homossexual masculino, o que elevaria a participação do número de horas trabalhadas desses casais, diferença que aqui foi observada de apenas 0,3 a favor dos heterossexuais (ALLEGRETTO; ARTHUR, 2001).

Tabela 1.6 - Características do mercado de trabalho

Indicadores Laborais	Homem		Mulher	
	Casal Gay	Casal Heterossexual	Casal Lésbica	Casal Heterossexual
Distribuição do Rendimento do Trabalho Principal (em R\$ de 2010)				
Média	2.510,12	1.279,93	1.472,49	1.154,75
Mediana	1.200,00	700,00	800,00	700,00
Modal	1.000,00	510,00	510,00	510,00
Número de Horas Trabalhadas por Semana no Trabalho Principal				
Média	41,0	40,7	40,5	40,3
Moda	40,0	40,0	40,0	40,0

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Censo 2010.

Por outro lado, Tebaldi e Elmslie (2006) encontram evidências que coabitantes gays são mais propensos a trabalhar em tempo parcial e menos propensos a trabalhar em tempo integral que os homens casados heterossexuais. Além disso, Black *et al.* (2003) ponderam que as maiores responsabilidades dos homens heterossexuais em relação à famílias mais numerosas os sujeitam a maior dedicação de horas trabalhadas.

4 REFERENCIAL TEÓRICO E MODELO ECONOMÉTRICO

Sob o prisma econômico, a união conjugal tem como objetivo maximizar a utilidade da unidade familiar. Entretanto, sabe-se que os gostos, as preferências e as habilidades dos agentes em relação aos postulantes parceiros são desconhecidos, haja vista a presença de informação imperfeita, o que implica em custos na construção da relação podendo-se, então, modelá-la por meio do processo de *matching* [DIAMOND, 1971; PISSARIDES, 2000 e MORTENSEN, 2005].

Assim, parceiros que guardam interesses em comum buscam a construção de um casamento duradouro por meio de um processo de *assortative matching*. Dentro dessa perspectiva, pode-se afirmar que a intenção é tornar a situação de ambos os participantes mais eficiente no longo prazo, a partir da criação de excedentes. Ademais, uma miríade de características são negociadas, tais como a divisão do trabalho doméstico, o *status* social, o nível de escolaridade, a beleza, a expectativa de ganhos, etc.

Nesses termos, tomando como base parte do arcabouço desenvolvido por Becker (1991) e Baker e Jacobsen (2007), considere uma função utilidade com dois bens x e y no qual um deles representa a produção de bens de mercado nas atividades produtivas para abastecimento do lar e o outro a produção doméstica em forma de manutenção da casa, alimentação para os membros da família, assistência aos filhos, entre outros.

Considere ainda uma população composta de r tipos de agentes (aquele responsável pelo domicílio) e c tipos de agentes (cônjuge da parceria) os quais dedicam t unidades de tempo de trabalho para a produção do bem x e $(1-t)$ na produção do bem y . Além disso, seja o conjunto de habilidades na geração dos bens x e y denotados pelos parâmetros α e β , respectivamente, de tal forma que o total da produção dos bens seja definido como:

$$x = \alpha t, \quad y = \beta(1-t) \tag{1}$$

A formação de *assortative matching* permite que os agentes possam negociar acordos sem custos resultando em uma distribuição ótima de Pareto das quantidades produzidas dos bens dentro da família. Assim, a alocação de equilíbrio dos cônjuges maximiza a contribuição de cada um na renda total familiar e na produção doméstica. Portanto, a função objetivo no casamento pode ser representada por uma função utilidade $U(x, y)$.

Considere ainda o preço de mercado do bem x denotado por p , RN a renda não laboral como, por exemplo, aquelas resultantes de programas de transferência e w_r e w_c os ganhos salariais do responsável pelo domicílio e do cônjuge, respectivamente. A restrição orçamentária da família pode, então, ser descrita por:

$$px = \alpha(w_r + w_c) + RN = \alpha + \beta(1-t) \quad (2)$$

Diferente dos retornos individuais, os retornos do casamento dependem das habilidades em atividades específicas de modo que na formação de uma relação conjugal cada agente pode se especializar na atividade de um bem. Nesse sentido, a ampliação do conjunto de oportunidades da família por meio da especialização permite que ambos estejam melhores do ponto de vista do excedente produtivo em relação a não ocorrência da parceria, uma vez que um deles ou ambos terminariam com ela caso essa hipótese não fosse verdadeira.

Cada indivíduo engajado numa relação de longo prazo têm incentivos para investir em qualificações específicas ao fazer uso de suas vantagens comparativas. Uma vez que as qualificações específicas em forma de aprendizagem dos parceiros crescem com o tempo a probabilidade de divórcio ou rompimento da parceria se reduz, dado que os ganhos de produtividade expande o conjunto de oportunidades familiar. Portanto, o problema econômico da família consiste em:

$$\begin{aligned} \max_{x,y} u(x, y) \quad s.t. \\ px = \alpha(w_r + w_c) + RN = \alpha + \beta(1-t) \end{aligned} \quad (3)$$

Cada parceiro oferece alguma vantagem em determinada dimensão de forma a se criar um excedente no casamento. A especialização de cada bem depende do produto marginal de cada tipo de agente na produção do bem específico. Tem-se, então, que a solução ótima é aquela na qual ocorre a especialização total pelos agentes em cada produto, isto é:

$$(x^*, y^*), (x_r^*, y_c^*) = (\alpha, \beta(1-t)) \quad (4)$$

Já para cônjuges de diferentes sexos, Lundberg (1988) argumenta que as decisões de quanto ofertar trabalho são conjuntamente determinadas tendo essa oferta maior nível de sensibilidade por parte das mulheres a partir de mudanças salariais do marido. Sedlacek e

Santos (1991) além de observar esses fatores para o caso brasileiro também apontam diferenças estruturais para esse tipo de casal entre as famílias chefiadas por mulheres daquelas chefiadas por homens diferindo, fundamentalmente, no processo de alocação e decisão interna.

Para casais do mesmo sexo, não se sabe ao certo como se daria essa flexibilidade de entrada ou saída no mercado de trabalho. Hakim (2012) observa que em relacionamentos entre homossexuais a tendência é que o homem mais jovem e atraente tenha maior poder de decisão, e, assim, maior grau de flexibilidade. No caso das mulheres lésbicas, outros elementos, a exemplo da taxa de fecundidade, estariam associados à escolha de ficar fora do mercado de trabalho.

Ademais, casais do mesmo sexo feminino tendem a apresentar níveis de escolaridade bem mais elevados que suas contrapartes sexuais. Por sua vez, Ramos, Águas e Furtado (2011) evidenciam que no Brasil maiores níveis de escolaridade estão associados a maior oferta de trabalho feminino.

Assim, para se observar diferenciais de remuneração com base na orientação sexual foram estimadas equações de salário tendo o logaritmo do rendimento mensal do trabalho principal como variável dependente. As especificações econométricas consistiram em controlar por características gerais observadas dos grupos selecionados com uma *dummy* para orientação sexual tendo os heterossexuais como grupo de controle, bem como as Condições de Ocupação¹⁰ e Ramos de Atividade¹¹ de forma a captar uma diferença de médias entre elas e a categoria base. Nesses termos, a equação a ser estimada é dada por:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta \text{homemgay} / \text{mulherlésbica} + \gamma_j x_j + \delta_k \text{Condição de Ocupação}_k + \varphi_l \text{Ramo de Atividade}_l + \varepsilon_i \quad (5)$$

sendo que w representa o rendimento bruto mensal no trabalho principal em julho de 2010; α um termo constante de intercepto; *homemgay/mulherlésbica* é a variável *dummy* que diferencia a orientação sexual, assumindo o valor 1 se o indivíduo for gay ou lésbica e 0 caso contrário; x é um vetor de diversas características observáveis (reportadas com detalhes nas Tabelas 1.7 e 1.8 a seguir); *Condição de Ocupação* são nove controles das dez condições de ocupações definidas pelo Censo 2010; *Ramo de Atividade* são vinte e um controles dos

¹⁰ Ocupações Elementares foi a Condição de Ocupação escolhida como base.

¹¹ Serviços Domésticos foi o Ramo de Atividade escolhido como base.

vinte e dois ramos de atividade de acordo com a classificação pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE¹².

Sabe-se ainda que algumas pessoas adotam a estratégia de *job search* por terem implicitamente um salário abaixo do qual não aceitam participar do mercado de trabalho. Assim, a decisão entre trabalhar ou não depende da comparação do salário oferecido pelo mercado e o salário de reserva¹³. Dessa forma, aqueles que não estão na atividade laboral têm taxas salariais muito baixas ou seu salário de reserva é elevado.

O salário de reserva depende de vários fatores como, por exemplo, a renda não derivada do trabalho, bem como das condições econômicas da família. Tavares (2010), por exemplo, encontra evidências de alterações na oferta de trabalho das mulheres decorrentes de efeitos do Programa Bolsa Família (PBF). Já Ramos, Águas e Furtado (2011) constata a influência do *status* socioeconômico na decisão de ingresso das mulheres no mercado de trabalho.

Um salário de reserva alto reduz a probabilidade de um indivíduo trabalhar, principalmente se ele tende a se especializar na produção de bens domésticos. No entanto, aqueles que estão fora do mercado de trabalho não possuem uma taxa salarial zero, mas somente um salário de mercado abaixo do contingencial.

Caso a estimação da equação de salários não considere os dois tipos de trabalhadores a amostra não será aleatória, resultando no que é conhecido na literatura como seletividade amostral (problema de viés de seleção). A forma de contornar esse problema se dá por meio da incorporação de uma equação de participação utilizando o procedimento de dois estágios de Heckman (1979). Dessa forma, além de uma equação de salários *à la* Mincer (1974) deve-se adicionar uma equação de participação; ou, em outras palavras, a decisão de estar ou não no mercado de trabalho. Ou seja,

$$\ln(w) = x' \beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$N = \mathbb{1}[z' \varphi + u > 0] \quad (7)$$

¹² As condições de ocupações e ramos de atividade que foram controladas estão descritas na Tabela 1.10 do Apêndice B.

¹³ Define-se salário de reserva como aquele menor salário a partir do qual o trabalhador decide aceitar a oferta de emprego. Assim, sendo w o salário recebido pelo trabalhador diante de uma oferta de emprego e R o equivalente ao seu salário de reserva, então se $w < R$, a oferta de trabalho é rejeitada e se $w > R$, a oferta é aceita. Em R , o trabalhador está indiferente entre a oferta de emprego e a permanência no desemprego.

sendo z' um conjunto de atributos observáveis exógeno em (7) que determina a participação no mercado de trabalho e u um termo de erro não observado que segue uma distribuição $N(0, 1)$. O conjunto de variáveis explicativas x já elencados acima, afeta a oferta de salário sendo também um subconjunto de z' . Como N_i^* não é observado, tem-se que:

$$\begin{aligned} N_i &= 1 & \text{se } N_i^* > 0 \\ N_i &= 0 & \text{se } N_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

onde w também não é observado caso $N_i^* \leq 0$. Os desvios padrões de (6) e (7) são descritos por σ_ε e σ_u , respectivamente. Com isso, pode-se obter ϕ que é uma função densidade de probabilidade normal a partir do modelo probit estimado em (7), com Φ sendo sua função densidade de probabilidade acumulada, para se definir a seguinte expressão:

$$\lambda_i(\theta_\varepsilon) = \frac{\phi\left(\frac{\varphi z_i}{\sigma_\varepsilon}\right)}{\Phi\left(\frac{\varphi z_i}{\sigma_u}\right)} \quad (9)$$

A equação (9) é denominada razão inversa de Mills, também conhecida como taxa de risco, subproduto da estimação do modelo de Heckman de dois estágios no intuito de corrigir o problema de viés de seleção amostral, de forma que (6) possa ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \ln(w_i | N_i^* > 0) &= \alpha + \beta \text{homemgay} / \text{mulherlésbica} + \gamma_j x_j + \delta_k \text{Condição de Ocupação}_k \\ &+ \varphi_l \text{Ramo de Atividade}_l + \vartheta \lambda_i(\theta_\varepsilon) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados estimados são reportados nas Tabelas 1.7 e 1.8 a seguir. A primeira tabela compara os diferenciais salariais entre casais homens que foram classificados como gays *vis-à-vis* aqueles caracterizados como casais heterossexuais masculinos. Na Tabela 1.8 a diferenciação salarial é analisada entre casais de lésbicas e casais de mulheres heterossexuais.

As colunas (1) e (2) são regressões estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), enquanto que as colunas (3) e (4) são regressões em que foram utilizadas estimações utilizando o procedimento de correção do problema de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). Cabe destacar ainda que as regressões (2)-(4) apresentam mais variáveis de controle quando foram incluídas na estimação as condições de ocupação e ramos de atividade.

A estratégia inicial consiste em verificar se os resultados variam substancialmente com estes controles adicionais e o quão sensíveis eles são ao problema do viés de seleção (erros-padrão entre parênteses).

Iniciando com os resultados das regressões para os trabalhadores do sexo masculino, é possível observar com base na regressão (2) que os casais gays ganham, em média, 25,11%¹⁴ a mais que os casais homens heterossexuais, mesmo mantendo fixas as condições de ocupação e os ramos de atividade. Todavia, o resultado ora apresentado é inconsistente devido à presença do problema do viés de seleção na amostra.

Enquanto isso, as regressões (3)-(4) estimadas com a correção do problema de viés de seleção amostral apresentaram coeficientes estimados estatisticamente insignificantes para a variável *dummy* de casais gays. Assim, não é possível afirmar que exista diferenciação salarial entre os casais de gays e de heterossexuais com homem chefiando as famílias. Dessa forma, é possível dizer com base na amostra utilizada e nas regressões estimadas que não há discriminação no mercado de trabalho entre estes dois grupos analisados.

Agora, ao se analisar os resultados da Tabela 1.8 para o mercado de trabalho das mulheres é possível observar que a regressão (1) mostra que os casais heterossexuais mulheres ganham, em média, 3,54% a mais que casais de lésbicas. Já quando se controla pelas condições de ocupação e ramos de atividade (coluna 2) não são observadas diferenças estatisticamente significantes entre esses casais. Nota-se, contudo, que o resultado de superioridade salarial recebido pelos casais heterossexuais femininos também não são consistentes, devido novamente à presença do viés de seleção amostral.

¹⁴ Todos os resultados referentes à orientação sexual podem ser obtidos pelas medidas de *semi-elasticidade* a partir da expressão $\frac{\partial y}{\partial x} = [\exp(\text{hom em gay} / \text{mulher lesbica}) - 1] \times 100$. O termo *exp* corresponde ao número e.

Por outro lado, deve-se ressaltar a consistência dos resultados das regressões (3)-(4) a partir da correção do viés de seleção amostral. De fato, de acordo com a regressão (4) que inclui todos os controles possíveis, verifica-se que os casais de lésbicas ganham, em média, 13,84% a mais que suas contrapartes heterossexuais (casais heterossexuais com a mulher sendo chefe da família), mesmo mantendo constante todas as características observadas em análise. Sendo assim, é possível concluir também na direção da ausência de discriminação econômica contra os casais de lésbicas.

Destaca-se que os resultados apresentados diferem daqueles achados na literatura americana na qual são encontrados diferenciais salariais favoráveis aos casais de homens heterossexuais. No caso das mulheres, os resultados que corrigem pela seletividade amostral estão na mesma direção, mas em menor magnitude, mesmo tendo como referência estudos que fazem uso da base de dados da GSS que além de lésbicas também inclui aquelas definidas como bissexuais, não obstante esses trabalhos não adotarem o procedimento de Heckman em dois estágios nas estimações.

Mesmo que não diretamente comparáveis em razão das diferenças nas especificações dos modelos os estudos de Klawitter e Flatt (1998), Allegretto e Arthur (2001) e Clain e Leppel (2001) encontram diferenciais a favor de homens heterossexuais usando dados do censo de 1990 dos Estados Unidos.

Vale ressaltar que as estimativas apresentadas não testam a teoria, mas pode-se utilizá-las para interpretar os diferenciais de salários a partir das preferências sexuais. Como discutido, a alocação do tempo pela divisão do trabalho entre produção doméstica e mercado de trabalho eleva a produtividade daqueles homens que são chefes de família ao se especializarem em atividades de mercado, ao mesmo tempo em que reduz a produtividade dos cônjuges mulheres ao dividir o tempo entre as duas atividades (BECKER, 1973).

Por sua vez, Antecol, Jong e Steinberger (2008) a partir de classificações ocupacionais e diferenças de capital humano fazendo uso do censo de 2000 dos EUA chegam também a resultados similares assim como Tebaldi e Elmslie (2006) por meio da CPS de 2001. No estudo seminal de Badgett (1995) através da GSS homens gays recebem uma penalidade salarial de até 27% em relação aos homens heterossexuais. Até mesmo em Carpenter (2004) que faz uso dos dados da BRFSS são ratificados os resultados desfavoráveis aos homossexuais homens bem como as vantagens salariais a favor das mulheres lésbicas.

Tabela 1.7 - Estimativas da orientação sexual no logaritmo do salário principal, amostra Censo 2010 - Homens

Variável Dependente: Logaritmo do valor do rendimento bruto (ou a retirada) mensal no trabalho principal

Variáveis Explicativas [#]	(1)	(2)	(3)	(4)
Homem Gay	0,2417 (0,0120)	0,2241 (0,0120)	-0,1892*** (0,3903)	-0,1676*** (0,3650)
Ensino Fundamental	0,2521 (0,0010)	0,1866 (0,0011)	0,2431 (0,0017)	0,1615 (0,0017)
Ensino Médio	0,4663 (0,0009)	0,3183 (0,0010)	0,4873 (0,0015)	0,2815 (0,0016)
Ensino Superior	1,1307 (0,0014)	0,8505 (0,0018)	1,1675 (0,0019)	0,7923 (0,0024)
Idade	0,0307 -0,0002	0,0285 (0,0002)	0,0221 (0,0003)	0,0245 (0,0003)
Idade ²	-0,000251 (0,000002)	-0,000237 (0,000002)	-0,000179 (0,000038)	-0,000212 (0,000004)
Branca	0,1549 (0,0014)	0,1267 (0,0014)	0,1877 (0,0025)	0,1364 (0,0025)
Parda	0,0048 (0,0014)	0,0034 (0,0014)	0,0305 (0,0026)	0,0135 (0,0025)
Amarela	0,1086 (0,0043)	0,0919 (0,0042)	0,1501 (0,0061)	0,1026 (0,0061)
Indígena	-0,0004*** (0,0075)	-0,0454 (0,0077)	0,0852 (0,0114)	0,0164*** (0,0117)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,3520 (0,0010)	0,3087 (0,0010)	0,3499 (0,001)	0,3450 (0,0011)
Trabalhador formal	0,2099 (0,0014)	0,1939 (0,0014)	0,2033 (0,0019)	0,1785 (0,0019)
Conta-Própria	-0,0548 (0,0010)	-0,1065 (0,0011)	-0,0522 (0,0016)	-0,1365 (0,0019)
Funcionário Público	0,1975 (0,0015)	0,1023 (0,0017)	0,2285 (0,0021)	0,1163 (0,0023)
Empregador	0,6445 (0,0032)	0,4344 (0,0035)	0,6097 (0,0042)	0,3873 (0,0045)
Área urbana	0,2771 (0,0011)	0,1461 (0,0012)	0,2274 (0,0017)	0,1409 (0,0019)

Região metropolitana	0,2194 (0,0007)	0,1778 (0,0007)	0,2530 (0,0012)	0,2210 (0,0012)
Sudeste	0,3226 (0,0009)	0,3288 (0,0009)	0,2743 (0,0015)	0,2896 (0,0015)
Sul	0,2794 (0,0011)	0,2918 (0,0011)	0,2644 (0,0017)	0,2844 (0,0018)
Centro-Oeste	0,3906 (0,0015)	0,3842 (0,0014)	0,2847 (0,0023)	0,2958 (0,0023)
Razão inversa de Mills (λ)	- -	- -	0,0749 (0,0092)	-0,2235 (0,0095)
Controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Não	Sim
Constante	3,6401 (0,0056)	3,5040 (0,0058)	3,6079 (0,0079)	3,5027 (0,0079)
R ²	0,39	0,46	-	-
Tamanho da amostra	3.766.617	3.284.436	1.407.474	1.245.518

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das estimativas dos dados do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%.

***Variáveis não significativas.

Tabela 1.8 - Estimativas da orientação sexual no logaritmo do salário principal, amostra Censo 2010 - Mulheres

Variável Dependente: Logaritmo do valor do rendimento bruto (ou a retirada) mensal no trabalho principal

Variáveis Explicativas [#]	(1)	(2)	(3)	(4)
Mulher Lésbica	-0,0348 (0,0104)	-0,0010*** (0,0104)	0,1684 (0,0104)	0,1296 (0,0102)
Ensino Fundamental	0,2402 (0,0019)	0,1734 (0,0018)	0,2587 (0,0031)	0,1719 (0,0031)
Ensino Médio	0,4669 (0,0017)	0,3132 (0,0018)	0,5322 (0,0027)	0,3118 (0,0030)
Ensino Superior	1,1575 (0,0027)	0,8431 (0,0034)	1,2421 (0,0034)	0,8323 (0,0043)
Idade	0,0286 (0,0003)	0,0277 (0,0004)	0,0258 (0,0005)	0,0276 (0,0005)
Idade ²	-0,000256 (0,0000047)	-0,000252 (0,0000049)	-0,000222 (0,000007)	-0,000249 (0,000007)
Branca	0,1887 (0,0024)	0,1438 (0,0024)	0,1844 (0,0040)	0,1330 (0,004)
Parda	0,0311 (0,0024)	0,0184 (0,0023)	0,0315 (0,0040)	0,0133 (0,0039)
Amarela	0,0987 (0,0073)	0,0735 (0,0071)	0,1260 (0,0094)	0,0835 (0,0092)
Indígena	0,0073*** (0,014)	-0,0320* (0,0145)	0,0837 (0,0183)	0,0313* (0,0181)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,3382 (0,0017)	0,3005 (0,0017)	0,3577 (0,0018)	0,3492 (0,0018)
Trabalhador formal	0,2216 (0,0027)	0,1997 (0,0027)	0,2269 (0,0035)	0,1910 (0,0035)
Conta-Própria	-0,0819 (0,0019)	-0,1435 (0,0021)	-0,0587 (0,003)	-0,1495 (0,0034)
Funcionário Público	0,2067 (0,0027)	0,1115 (0,003)	0,2718 (0,0038)	0,1383 (0,0041)
Empregador	0,5978 (0,0066)	0,3902 (0,0072)	0,6259 (0,0081)	0,4115 (0,0087)
Área urbana	0,2581 (0,0023)	0,1398 (0,0026)	0,2194 (0,0037)	0,1416 (0,0039)

Região metropolitana	0,2182 (0,0014)	0,1751 (0,0013)	0,2498 (0,0022)	0,2224 (0,0021)
Sudeste	0,3525 (0,0017)	0,3496 (0,0017)	0,2932 (0,0027)	0,3061 (0,0026)
Sul	0,2999 (0,0021)	0,3043 (0,002)	0,2420 (0,0032)	0,2634 (0,0032)
Centro-Oeste	0,3866 (0,0027)	0,3813 (0,0026)	0,2961 (0,0041)	0,3080 (0,004)
	-	-	0,0883	-0,2884
Razão inversa de Mills (λ)	-	-	(0,0237)	(0,0241)
Controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Não	Sim
Constante	3,6972 (0,0104)	3,5536 (0,0107)	3,4849 (0,0146)	3,3939 (0,0144)
R ²	0,40	0,47	-	-
Tamanho da amostra	1.086.193	968.003	444.714	404.400

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das estimativas dos dados Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%.

***Variáveis não significativas.

Com isso, seria possível argumentar que no caso dos casais de mesmo sexo a divisão do trabalho doméstico seja mais igualitária, o que penalizaria menos a produtividade de um dos cônjuges. Essa hipótese pode ainda ser reforçada com base nas tradições culturais, naquilo que ficou conhecido como dupla jornada de trabalho das mulheres.

Para o caso dos homens gays observa-se famílias menos numerosas, o que permite maior tempo investido nas carreiras e especialização nas atividades produtivas permitindo, por conseguinte, maiores ganhos salariais, fato esse não encontrado nos resultados estimados nas regressões do presente estudo.

Em relação aos efeitos das demais características incluídas nos diferentes modelos verifica-se que quase todas as variáveis são estatisticamente significantes e com os sinais esperados corroborando a literatura no que tange à equação de salários.

Iniciando com as variáveis relacionadas à acumulação de capital humano, verifica-se que aquelas relacionadas aos ciclos de estudo (ensino fundamental completo, ensino médio completo e superior completo) todas apresentaram sinais positivos na comparação com a categoria base (até fundamental incompleto) e valores marginais condizentes com a literatura nacional que mede os retornos da educação por ciclo de instrução formal (UEDA; HOFFMANN, 2002; SULIANO; SIQUEIRA, 2012).

Isto também se verifica para as variáveis idade e idade ao quadrado, medidas *proxies* para a experiência e experiência ao quadrado quando foram observados efeitos marginais positivo e negativo, revelando que os salários crescem a uma taxa decrescente com a idade.

No tocante a variável raça, os brancos, amarelos e pardos ganham mais do que os pretos nas regressões de ambos os gêneros assim como os indígenas na maior parte das estimações, embora neste último caso os sinais sejam algumas vezes negativos e coeficientes não significantes.

Por sua vez, as variáveis relacionadas à inserção no mercado de trabalho também tiveram resultados condizentes com o esperado. Em relação ao número de horas trabalhadas por semana as elasticidades mostraram que uma variação de 1% no número de horas trabalhadas elevam os ganhos em até 0,35% para os homens e 0,36% para as mulheres. Esses resultados levemente superiores no segundo caso revelam possivelmente o maior crescimento da oferta de trabalho feminina observada desde a década de 1980 conforme exposto por Blau e Kahn (2005) para dados americanos, mas que é um fenômeno mundial. De acordo com

Goldin (1990) a maior dedicação às carreiras profissionais de mercado e o aumento das taxas de divórcio são os responsáveis por essas mudanças na estrutura da curva de oferta de trabalho feminina.

Ao controlar pelo tipo de vínculo trabalhista, categorizado como trabalhador formal aquele que contribuiu para instituto de previdência em algum trabalho, seguindo, dessa maneira, os critérios estabelecidos por Kassouf (1998), verificou-se efeitos marginais acima de 20% em ambos os casos.

A posição na ocupação no trabalho principal revela diferenciais salariais bem superiores para os empregadores e funcionários público sendo o contrário observado para aqueles classificados como conta própria quando comparados com a categoria referência de empregados.

O local de moradia, área urbana, região metropolitana e grandes regiões nacionais, também exercem impactos positivos sobre os rendimentos do trabalho. Como bem observa Glaeser (2011), as aglomerações em regiões urbanas e metropolitanas consistem na busca de prosperidade econômica, o que pode ser traduzido em termos de ganhos salariais. Entre os diversos resultados, destacam-se os efeitos parciais para quem mora na região Centro-Oeste com relação à categoria base Norte/Nordeste, principalmente no gênero masculino.

Nas regressões (2)-(4) a partir de resultados visualizados na Tabela 1.10 no Apêndice B observaram-se também diferenças salariais significativas esperadas em quase todas as categorias analisadas no que tange as variáveis de controle ocupacional para ambos os sexos. Na condição de ocupação destacaram-se as categorias de Diretores e Gerentes e Membros das Forças Armadas. Já nos ramos de atividade econômica destacaram-se as Indústrias Extrativas; Eletricidade e Gás; Atividades Financeiras e Organismos Internacionais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo mensurar os diferenciais de salário entre casais do mesmo sexo *vis-à-vis* os casais de sexo distinto a partir da identificação dos novos arranjos familiares do censo demográfico de 2010 do IBGE.

Os resultados das estimações para os homens, com base no MQO revelaram que casais gays ganham, em média, 25,11% a mais que os casais homens heterossexuais, mesmo mantendo fixas suas condições de ocupação e ramos de atividade. Todavia, devido ao problema da presença do viés de seleção amostral tal estimativa se revela inconsistente não podendo se fazer nenhuma inferência de diferencial a partir dela.

Já as regressões estimadas pelo procedimento de Heckman em dois estágios apresentaram sinais negativos na *dummy* para casais gays, mas sem poder explicativo em termos estatísticos. Diante disso, é possível concluir que não há diferença salarial estatisticamente significativa entre casais heterossexuais chefiados por homens e casais de gays no mercado de trabalho brasileiro como um todo.

No que tange as mulheres, os resultados da regressão por MQO evidenciam que os casais heterossexuais chefiados por mulheres ganham, em média, 3,54% a mais que os casais de lésbicas. Já quando controlado pelas condições de ocupação e ramos de atividade não são observadas diferenças estatisticamente significantes entre esses casais. Novamente, as estatísticas encontradas não são conclusivas devido a inconsistência dos estimadores provocada pelo viés de seleção.

Por outro lado, deve-se ressaltar a consistência das estimativas das regressões nos modelos com correção de seletividade amostral de Heckman, quando os casais de lésbicas revelaram ganhar, em média, 13,84% a mais que suas contrapartes heterossexuais, mesmo mantendo constante todas as características observadas em análise.

Com isso, diferente do ocorrido no mercado de trabalho masculino foi observado diferenciação salarial em favor das minorias dos casais de lésbicas, em parte e possivelmente sendo explicada pelo maior número médio de anos de escolaridade e pelas características de inserção e ocupação no mercado de trabalho brasileiro. Com isso, é possível afirmar que não existe discriminação entre casais heterossexuais e homossexuais no mercado de trabalho brasileiro no que tange ao fator remuneração.

Os resultados aqui encontrados diferem largamente de estudos para a economia americana na medida em que utilizando diferentes bases de dados esses trabalhos obtiveram diferenciais salariais em favor de casais homens heterossexuais com relação a casais gays e bissexuais. No caso das mulheres, os resultados que corrigem pela seletividade amostral estão na mesma direção, mas em menor magnitude, não obstante os estudos acima citados não adotarem o procedimento de Heckman em dois estágios nas estimações.

Nos resultados da literatura americana que não são favoráveis aos homens gays Blanford (2003) destaca que o inconformismo com relação aos papéis tradicionais seria a causa da diferença de remuneração entre gays e heterossexuais, onde a alocação em ocupações identificadas para mulheres deprimiria seus retornos em capital humano. Por sua vez, de acordo com Badgett (1995) alguns homossexuais podem escolher ocupações em que a divulgação de sua orientação sexual seja menos prejudicial e, portanto, estariam segregados em ocupações mais tolerantes.

Allegretto e Arthur (2001) afirmam que a ausência de crianças em famílias homossexuais pode vir a incentivar ambos os parceiros a serem empregados em tempo integral, uma vez que diminui a demanda por especialização nas atividades domésticas e aumenta os retornos à especialização de mercado, gerando assim maiores salários, fato esse observado apenas para os casais de lésbicas no Brasil.

Adicionalmente, a dupla jornada de trabalho das mulheres em casais heterossexuais tende a uma divisão menos igualitária do trabalho doméstico e menos investimento na carreira profissional.

De acordo com Madalozzo (2012) mulheres engajadas em uniões com menor grau de formalidade matrimonial trabalham em atividades de mercado mais intensivas e com maior flexibilidade de tempo para investir na carreira, o que resulta em maiores ganhos laborais. Essa hipótese, de fato, seria condizente para casais homossexuais, onde o vínculo matrimonial segue um processo litúrgico menos tradicional, conforme os dados descritivos analisados.

Antecol, Jong e Steinberger (2008) também observam que as diferenças nos níveis de escolaridade explicam as vantagens salariais que beneficiam os grupos de pessoas do mesmo sexo em relação aos seus pares heterossexuais, o que é também esperado de acordo com a vasta literatura econômica que trata desse tema. Com efeito, investimentos em educação aprimoram a habilidade individual vindo a serem premiados no mercado de trabalho de acordo com a tradicional teoria do capital humano (BECKER, 1964; SCHULTZ, 1960).

Como aqui relatado, gays e lésbicas detêm maiores níveis de educação que os heterossexuais, o que é inconsistente com o argumento de que homens gays dão menos ênfase que homens heterossexuais nos retornos econômicos que as atividades laborais exercem (BLACK *et al.*, 2003).

Por outro lado, segundo a visão de Almeida (2007) são os brasileiros mais liberais em termos de mentalidade sexual os que têm curso superior completo, sendo estes, então, os mais dispostos e motivados a revelarem suas verdadeiras preferências sexuais. Apesar disso, novamente, se observa que o maior tempo de estudo contribuiu significativamente com o diferencial salarial apenas no mercado de trabalho feminino.

Se for esse o caso, as normas do contexto social podem também exercer forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas, de acordo com as hipóteses aventadas por Akerlof e Kranton (2010). Nesse contexto, as decisões individuais são induzidas não só por gostos idiossincráticos, mas também por normas sociais internalizadas.

Diante o exposto, é possível concluir em favor da ausência de discriminação salarial contra as minorias dos casais homossexuais no mercado de trabalho brasileiro. Além disso, nota-se que fatores de acumulação de capital humano e diferentes formas de inserção no mercado de trabalho, a exemplo da elevada participação nas zonas urbanas, onde estão presentes os trabalhos mais qualificados, contribuiu de modo significativo com o diferencial de salários em favor das mulheres lésbicas, fato esse não observado no mercado de trabalho masculino.

Contudo, destaca-se que outras formas de discriminação relacionadas a fatores sociais, culturais e até religiosos podem ainda estar presentes no mercado, inibindo a auto declaração da orientação sexual por parte de alguns indivíduos o que pode de algum modo mascarar a realidade existente no mercado de trabalho nacional.

Para finalizar, propõem-se algumas sugestões para realização de trabalhos futuros dando continuidade a contribuição acadêmica por meio de novas pesquisas. A primeira sugestão passa pela análise dos diferenciais de salários entre grupos de trabalhadores heterossexuais e homossexuais em categorias ocupacionais específicas.

A segunda recai sobre a investigação de diferenciais de rendimentos entre estes dois grupos de trabalhadores considerando as diferentes regiões brasileiras, buscando-se identificar a existência ou não de discriminação no mercado de trabalho em cada uma destas grandes regiões.

A terceira sugestão vem da análise dos diferenciais de salários considerando a técnica de regressão quantílica quando se poderiam identificar potenciais hiatos salariais de diferentes magnitudes ao longo de toda a distribuição de salários. A quarta e última sugestão surge do uso de uma nova base de dados que também passou a considerar o novo arranjo familiar, a exemplo da PNAD Contínua que apresenta resultados trimestrais divulgados a partir de 2012.

APÊNDICE A – EQUAÇÕES DE SELEÇÃO DO MODELO DE HECKMAN EM 2 ESTÁGIOS

Tabela A.1.1 - Equações de Seleção do Modelo de Heckman em Dois Estágios

Variáveis Explicativas [#]	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
Gay/Lésbica	4,2890 (.)	3,3609 (.)	0,0341*** (0,0985)	0,0040*** (0,1093)
Ensino Fundamental	0,1996 (0,0096)	0,0630 (0,0120)	0,1981 (0,0197)	0,0555* (0,0241)
Ensino Médio	0,4160 (0,0097)	0,0999 (0,0129)	0,4140 (0,0202)	0,0938 (0,0261)
Ensino Superior	0,7298 (0,0185)	0,0627 (0,0257)	0,5459 (0,0335)	-0,0468*** (0,0476)
Idade	0,0502 (0,002)	0,0424 (0,0025)	0,0496 (0,0043)	0,0381 (0,0051)
Idade ²	-0,0007 (0,000025)	-0,0006 (0,000031)	-0,0007 (0,0001)	-0,0006 (0,0001)
Branca	-0,0376 (0,0141)	-0,0701 (0,0176)	-0,0136*** (0,0248)	-0,0542*** (0,0313)
Amarela	-0,0480 (0,0138)	-0,0754 (0,0173)	-0,0387 (0,0235)	-0,0864 (0,0297)
Parda	-0,1823 (0,0331)	-0,2541 (0,0398)	-0,1447*** (0,0567)	-0,1735 (0,0699)
Indígena	-0,2398 (0,0464)	-0,4256 (0,0581)	-0,1310*** (0,087)	-0,3238 (0,1053)
Log (Número de horas trabalhadas)	0,1309 (0,0047)	0,1578 (0,0058)	0,1514 (0,0088)	0,1932 (0,0105)
Trabalhador formal	-0,3051	-0,3514	-0,1947	-0,2954

Variáveis Explicativas [#]	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
	(0,0106)	(0,0137)	(0,0224)	(0,0286)
Empregador	9,4277	8,6782	7,0972	7,8877
	(.)	(.)	(.)	(.)
Funcionário Público	7,1605	5,8898	6,4438	5,7579
	(.)	(.)	(.)	(.)
Conta-Própria	8,3283	7,9335	6,2145	7,0215
	(.)	(.)	(.)	(.)
Área urbana	0,7908	0,4925	0,7244	0,4143
	(0,0071)	(0,0101)	(0,0149)	(0,021)
Região metropolitana	0,1922	0,1649	0,1794	0,1236
	(0,0083)	(0,0101)	(0,0159)	(0,019)
Sudeste	0,4393	0,5069	0,4177	0,4157
	(0,0082)	(0,0103)	(0,0168)	(0,0205)
Sul	0,3585	0,4816	0,4010	0,4290
	(0,0099)	(0,0126)	(0,0218)	(0,0266)
Centro-Oeste	0,4491	0,5323	0,3656	0,3841
	(0,0141)	(0,0171)	(0,0283)	(0,0337)
Número de Filhos	0,000009	0,000007	0,000005	0,000005
	(0,000001)	(0,000002)	(0,000002)	(0,000003)
Experiência Potencial (Idade x Quantidade de Filhos)	-0,0510***	-0,0531***	-0,0884***	-0,1399*
	(0,0152)	(0,0194)	(0,0293)	(0,0365)
Experiência Potencial ²	-0,000701	-0,000298***	0,000785***	0,003201***
	(0,000623)	(0,000801)	(0,001196)	(0,001506)
Outros rendimentos	0,000016	0,000013	0,000001	-0,000022
	(0,000006)	(0,000008)	(0,000012)	(0,000015)
Casado(a)	-0,1029	-0,1083	-0,1020	-0,0966
	(0,0076)	(0,0094)	(0,0143)	(0,0175)
Retorno ao trabalho	0,7629	0,7495	0,5449	0,5761
	(0,0491)	(0,0622)	(0,0745)	(0,0928)

Variáveis Explicativas [#]	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
Tempo de chegada trabalho	0,0463*** (0,0491)	-0,0025*** (0,0622)	0,1615* (0,0744)	0,0564*** (0,0927)
Diretores e Gerentes	-	0,0773 (0,0351)	-	-0,0049*** (0,0669)
Profissionais das Ciências Intelectuais	-	0,0767 (0,0284)	-	0,1016*** (0,0568)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	-	0,1809 (0,0325)	-	0,1875 (0,0624)
Trabalhadores de Apoio Administrativo	-	0,2756 (0,0256)	-	0,0852*** (0,0471)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados	-	0,1934 (0,0147)	-	0,0408*** (0,0272)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	-	-0,5367 (0,0163)	-	-0,5840 (0,0356)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	-	0,0629 (0,0274)	-	-0,0723*** (0,0539)
Operadores de Instalações Fixas e Máquinas	-	0,1791 (0,0294)	-	-0,0967*** (0,0569)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	-	5,0841 (.)	-	4,5741 (.)
Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	-	-0,4648 (0,0151)	-	-0,6321 (0,0314)
Indústrias Extrativas	-	0,4542 (0,1799)	-	5,0964 (.)
Indústrias de Transformação	-	0,2561 (0,0229)	-	0,4021 (0,0509)
Eletricidade e Gás	-	0,6155*	-	5,2050

Variáveis Explicativas [#]	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
	-	(0,3301)	-	(.)
Água, Esgoto, Atividades de Gestão de Resíduos e Descontaminação	-	0,4035	-	0,3825
	-	(0,079)	-	(0,1313)
Construção	-	-0,2273	-	-0,2217
	-	(0,0559)	-	(0,0900)
	-	-0,1090	-	-0,0276***
Comercio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas	-	(0,0171)	-	(0,0331)
Transporte, Armazenagem e Correio	-	0,1629	-	0,1709***
	-	(0,0655)	-	(0,1140)
Alojamento e Alimentação	-	-0,0031***	-	0,0322***
	-	(0,0234)	-	(0,0432)
Informação e Comunicação	-	0,3217	-	-0,0217***
	-	(0,0996)	-	(0,1251)
Atividades Financeiras, de Seguros e Serviços Relacionados	-	0,7576	-	0,3909
	-	(0,1128)	-	(0,1357)
Atividades Imobiliárias	-	-0,1324***	-	-0,0613***
	-	(0,0963)	-	(0,1887)
Atividades Profissionais, Científicas e Técnicas	-	0,1660	-	0,0831***
	-	(0,0492)	-	(0,0861)
Atividades Administrativas e Serviços Complementares	-	0,3455	-	0,4025
	-	(0,0368)	-	(0,0689)
Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	-	0,9707	-	0,6634
	-	(0,0451)	-	(0,0665)
Educação	-	1,0571	-	0,8969
	-	(0,0344)	-	(0,0626)
Saúde Humana e Serviços Sociais	-	0,7010	-	0,5364
	-	(0,0388)	-	(0,0632)
Artes, Cultura, Esporte e Recreação	-	0,0502***	-	0,0770***

Variáveis Explicativas [#]	Homens		Mulheres	
	(3)	(4)	(3)	(4)
	-	(0,0668)	-	(0,1301)
Outras Atividades de Serviços	-	-0,0911	-	-0,0433***
	-	(0,0299)	-	(0,055)
Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	-	4,1842	-	3,8438
	-	(.)	-	(.)
Atividades Mal Definidas	-	-0,1904	-	-0,1448
	-	(0,0238)	-	(0,0457)
Constante	-0,6210	-0,1068*	-0,4474	0,2134*
	(0,0459)	(0,0569)	(0,0941)	(0,1140)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das estimativas dos dados do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%.

***Variáveis não significativas.

**APÊNDICE B – CONTROLES DAS CONDIÇÕES DE OCUPAÇÕES E RAMOS DE ATIVIDADE – RESULTADOS
DAS COLUNAS (2) E (4) DAS TABELAS 1.7 E 1.8**

Tabela B.1.1 - Condições de ocupação e ramos de atividade

Classificação de Ocupação e Ramo de Atividade pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE#	Homens		Mulheres	
	(2)	(4)	(2)	(4)
Controles Ocupacionais				
Diretores e Gerentes	0,6751 (0,0023)	0,5212 (0,0034)	0,6848 (0,0045)	0,5574 (0,0061)
Profissionais das Ciências Intelectuais	0,5199 (0,0021)	0,3582 (0,0027)	0,5312 (0,0039)	0,3962 (0,0049)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	0,4701 (0,0018)	0,2476 (0,0031)	0,4492 (0,0032)	0,2786 (0,0054)
Trabalhadores de Apoio Administrativo	0,1510 (0,0016)	0,1110 (0,0027)	0,1749 (0,003)	0,1277 (0,0049)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores dos Comércio e Mercados	0,1648 (0,0013)	0,0694 (0,0021)	0,16691 (0,0023)	0,0834 (0,0036)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	0,0907 (0,0023)	0,1046 (0,0041)	0,05091 (0,005)	0,1232 (0,0092)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	0,2756 (0,0013)	-0,0047*** (0,0036)	0,2601 (0,0023)	0,0417 (0,0061)
Operadores de Instalações Fixas e Máquinas	0,2410 (0,0014)	-0,0033*** (0,0033)	0,2528 (0,0025)	0,0277 (0,0059)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	0,8957 (0,0039)	0,8747 (0,0188)	0,8312 (0,0083)	0,8731 (0,0291)

Classificação de Ocupação e Ramo de Atividade pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE#	Homens		Mulheres	
	(2)	(4)	(2)	(4)
Controles de Atividade				
Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	0,3436 (0,0022)	0,1325 (0,0038)	0,2761 (0,0043)	0,0729 (0,0077)
Indústrias Extrativas	0,7606 (0,0049)	0,7749 (0,0177)	0,7046 (0,0094)	0,7138 (0,0297)
Indústrias de Transformação	0,4097 (0,0017)	0,2698 (0,0029)	0,3778 (0,0032)	0,2644 (0,0052)
Eletricidade e Gás	0,8229 (0,0064)	0,6584 (0,0217)	0,7319 (0,0115)	0,7244 (0,0369)
Água, Esgoto, Atividades de Gestão de Resíduos e Descontaminação	0,4123 (0,0041)	0,2171 (0,0090)	0,3035 (0,0075)	0,1507 (0,0132)
Construção	0,4723 (0,0019)	0,5062 (0,0086)	0,4631 (0,0034)	0,4697 (0,0141)
Comercio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas	0,3987 (0,0018)	0,3200 (0,0026)	0,3698 (0,0032)	0,3009 (0,0045)
Transporte, Armazenagem e Correio	0,6359 (0,0023)	0,4731 (0,0068)	0,5936 (0,004)	0,4862 (0,0114)
Alojamento e Alimentação	0,2599 (0,0025)	0,2759 (0,0033)	0,2480 (0,0043)	0,2650 (0,0056)
Informação e Comunicação	0,5331 (0,0045)	0,4591 (0,0081)	0,5034 (0,0083)	0,4658 (0,0141)
Atividades Financeiras, de Seguros e Serviços Relacionados	0,6813 (0,0043)	0,6224 (0,0062)	0,6423 (0,0078)	0,6311 (0,0109)
Atividades Imobiliárias	0,5681 (0,0073)	0,5307 (0,0109)	0,5596 (0,0137)	0,5468 (0,0199)
Atividades Profissionais, Científicas e Técnicas	0,5795 (0,0033)	0,5319 (0,0046)	0,5609 (0,0061)	0,5396 (0,0083)
Atividades Administrativas e Serviços Complementares	0,3988 (0,0022)	0,3114 (0,0041)	0,3677 (0,0038)	0,2996 (0,0068)

Classificação de Ocupação e Ramo de Atividade pelo Código Nacional de Atividade Econômica 2.0 do IBGE#	Homens		Mulheres	
	(2)	(4)	(2)	(4)
Controles de Atividade				
Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	0,4521 (0,0022)	0,3738 (0,0033)	0,4429 (0,0039)	0,4079 (0,0057)
Educação	0,1269 (0,0022)	0,2147 (0,0029)	0,1701 (0,0039)	0,2362 (0,0051)
Saúde Humana e Serviços Sociais	0,3528 (0,0025)	0,3913 (0,0032)	0,3511 (0,0043)	0,3812 (0,0055)
Artes, Cultura, Esporte e Recreação	0,3267 (0,0054)	0,2954 (0,0081)	0,3358 (0,0095)	0,3165 (0,0139)
Outras Atividades de Serviços	0,2508 (0,0028)	0,2910 (0,0036)	0,2591 (0,0052)	0,3062 (0,0064)
Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	0,8597 (0,0725)	0,8548 (0,1025)	0,8193 (0,1382)	1,2886 (0,1741)
Atividades Mal Definidas	0,46853 (0,0026)	0,3572 (0,0041)	0,4388 (0,0045)	0,3492 (0,0071)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das estimativas dos dados do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%.

***Variáveis não significativas.

CAPÍTULO 2 - DECOMPOSIÇÃO CONTRAFACTUAL DE OAXACA-BLINDER DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GÊNERO E RAÇA NO MERCADO DE TRABALHO PRIVADO BRASILEIRO COM CORREÇÃO DE VIÉS DE SELEÇÃO AMOSTRAL: UMA ANÁLISE PARA SETORES ECONÔMICOS E TIPOS DE OCUPAÇÕES

1 INTRODUÇÃO

A mais de meio século os economistas vêm estudando um fenômeno que se tornou cada vez mais evidente na sociedade global que é a existência dos diferenciais de remuneração entre diferentes grupos sociais que executam tarefas semelhantes. Várias explicações foram dadas, mas é importante destacar que ainda não foi possível esgotar todas as possibilidades. Estas diferenças de tratamento afetam de maneira bastante óbvia os resultados observados no mercado de trabalho, quando a principal causa apontada é a existência da discriminação.

A primeira tentativa de entender porque existe diferenças nas remunerações no mercado de trabalho foi tentar descobrir quais são seus fatores determinantes. As primeiras explicações recaíram sobre o investimento e o acúmulo de capital humano que poderia gerar mais produtividade e assim diferenças nas remunerações pagas entre os diferentes indivíduos. Schultz (1961) foi um dos pioneiros nessa área ao estudar o processo de investimento e acumulação de capital humano que se traduz no aumento das habilidades e competências inatas ou adquiridas e no acúmulo de conhecimento por parte de um indivíduo.

Um dos mais importantes ícones e estudioso dessa área foi o economista Gary Becker que ao desenvolver sua tese de doutorado resolveu tratar dessa temática, com o tema “*The Economics of Discrimination*” cuja obra foi editada em 1957. Em seu trabalho, Becker procurou tratar das várias formas de discriminação em relação ao empregado dentro do ambiente de trabalho, tendo tratado mais especificamente a questão da cor/raça. Um dos aspectos que torna atraente o modelo de discriminação desenvolvido por ele é sua fundamentação microeconômica (BORJAS, 2012).

Vale ressaltar que o foco da desigualdade no estudo de Becker relaciona-se diretamente com questões puramente econômicas, traduzidas na valoração que o mercado atribui a cada grupo social, medido por diferentes pagamentos de salários. Assim, Becker introduziu um dos seus mais importantes conceitos já criados na literatura econômica da discriminação, o conhecido gosto pela discriminação. Sua obra abordou temas relacionados às forças determinantes da discriminação no mercado, tais como a discriminação efetiva,

discriminação por parte de empregadores, empregados, consumidores e até por parte do próprio governo. Estudou principalmente as fontes da discriminação racial e as mudanças do padrão de discriminação ao longo do tempo.

Becker (1962) também estudou a desigualdade salarial também através do processo de acumulação de capital por meio de uma profunda análise teórica. Fatores como educação e experiência no mercado de trabalho passaram a ser alguns fatores a explicar a remuneração dos indivíduos. Todavia, observou-se que existiam outros fatores que poderiam também explicar o prêmio de salários, haja vista que indivíduos com mesmas características de formação e produtividade, ocupando as mesmas ocupações, também recebiam tratamentos diferenciados.

Ao realizar um estudo comparando trabalhadores homens e mulheres, com base nos dados do censo americano de 1950, Sanborn (1964) concluiu que existia uma grande diferença no pagamento entre esses dois grupos na razão de 0,58. Concluiu-se, dessa forma, que a mulher também se encontrava numa posição bastante desfavorável no mercado de trabalho americano, além dos indivíduos da cor negra, mesmo controlando por várias variáveis determinantes dos salários, como anos escolaridade e de experiência.

Desde então, muitos autores e pesquisadores procuraram estudar essa temática, procurando compreendê-la e identificar outras causas possíveis para a existência desse fenômeno tão presente e peculiar no mercado de trabalho mundial, nunca desprezando os fatores de acumulação de capital humano como parte da sua elucidação. Todavia, sempre está presente uma parte da diferença salarial que não é explicada e a esse fenômeno se convencionou chamar de discriminação no mercado de trabalho, objeto de estudo do presente trabalho.

A presença da discriminação por parte de alguns agentes econômicos acaba provocando distorções nos ganhos salariais entre os grupos de empregados, mesmo que estes apresentem mesmas habilidades, educação, treinamento, experiência e produtividade. Inúmeras causas potenciais pré-mercado, ou seja, aquelas que se originam desde a formação familiar, considerando a cultura e a tradição de cada sociedade, bem como as causas pós-mercado, as derivadas dentro do ambiente de trabalho foram investigadas e analisadas por meio de diferentes abordagens para se confirmar a existência desse fenômeno ainda nos anos 60 nos Estados Unidos (DUNCAN, 1968; e BOWEN; FINEGAN, 1969).

O primeiro investigou as principais causas da pobreza se era por causa da herança ou se era por causa da cor o que poderia ter reflexos no mercado de trabalho. Já os outros dois autores desenvolveram uma área de estudo na tentativa de descobrir quais fatores são

determinantes da participação da mulher no mercado de trabalho e como esses fatores podem afetar seus salários. Ben-Porath (1967), Chiswick (1967) e Lydall (1968) foram outros autores que também deram sua contribuição para o avanço nessa área da literatura tratando da referida temática.

A década posterior foi mais produtiva ainda, quando inúmeros autores passaram a se debruçar em mais e novas explicações teóricas sobre esse fenômeno com a introdução de novas formas de abordar o tema, (REES; SHULTZ, 1970; JOHNSON, 1970; MINCER, 1970; FUCHS, 1971; COHEN, 1971; WINSBOROUGH, 1971; BLINDER, 1971, 1972, 1973; ARROW, 1972; PHELPS, 1972; ZELLNER, 1972; ASHENFELTER, 1972; WEISSKOFF, 1972; GRILICHES; MASON, 1972; CHISWICK, 1973; ARROW, 1973; AKERLOF, 1976; AIGNER; CAIN, 1977; HECKMAN, 1979; MINCER, 1974a; MINCER 1974b; MINCER, 1975; ARROW, 1998).

Esses autores foram os principais responsáveis pela construção da fundamentação teórica para futuras análises desse importante campo de estudo das ciências sociais. A partir deles inúmeros outros trabalhos foram realizados e publicados, não só nos Estados Unidos, mas em todo o mundo.

O presente estudo tem a finalidade de contribuir com o aprofundamento do debate sobre o fenômeno da desigualdade de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro. Para isso, foi necessário fazer uma breve revisão dos modelos teóricos relacionados ao tema, tentando elucidar parte de suas causas. Após isso, foram levantadas algumas evidências sobre a economia da discriminação a partir da literatura internacional e nacional para se identificar a existência e as possíveis fontes da discriminação e as suas várias formas de abordagens no mercado de trabalho nacional.

Apesar dos inúmeros trabalhos desenvolvidos, a preocupação com o tema discriminação ainda é pertinente, haja vista uma de suas características mais marcantes, sua persistência ao longo do tempo. Sendo assim, o objetivo principal desse trabalho é analisar a desigualdade salarial de gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro com abertura para os principais ramos de atividade econômica e tipos de ocupação.

Este trabalho encontra-se organizado em cinco seções, além desta introdução.

Na seção 2, apresentam-se as contribuições da teoria do capital humano e as principais evidências empíricas e fatos estilizados alcançados na literatura nacional e internacional nos últimos anos sobre economia da discriminação com vistas a subsidiar o modelo utilizado no presente estudo. Na seção 3, tem-se a metodologia econométrica adotada que passa por três etapas. Primeiro, têm-se a estimação da equação de seleção de participação

no mercado de trabalho com vistas à construção da razão inversa de Mills, depois a estimação da equação de salários minceriana com correção do viés de seleção amostral, quando são considerados fatores de acumulação de capital humano e outros que reflitam características da forma de inserção no mercado de trabalho privado brasileiro, o que pode também afetar os resultados auferidos por um indivíduo. E por fim, o método de decomposição contrafactual do diferencial de salários proposto por Blinder e Oaxaca (1973), novamente incorporando a correção do viés de seleção amostral e o método de normalização de variáveis *dummies*. No final dessa seção é apresentada a base de dados, a descrição e o tratamento das principais variáveis utilizadas no estudo como controles. Na seção 4, realiza-se a análise dos principais resultados alcançados e a quinta seção apresentam-se as considerações finais do estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Teoria do Capital Humano

Modelos de capital humano têm sido empregados em análises empíricas de distribuições de renda na tentativa de explicar diferenças dos ganhos de trabalhadores que diferem em escolaridade e idade, para interpretar formas de perfis de idade-ganhos dos indivíduos, e explicar diferenças nas distribuições de ganhos entre regiões e até países. Estes estudos têm fornecido interpretações consistentes qualitativamente de algumas características das distribuições de renda (SCHULTZ, 1961; BECKER, 1962; BEN-PORATH, 1967; CHISWICK, 1967; LYDALL, 1968).

Nos anos sessenta, Schultz (1961) afirmou em um estudo seminal que as habilidades e os conhecimentos adquiridos pelos indivíduos, conforme observado no seu trabalho, são uma forma de capital que representa uma parte importante de seu desempenho na produção.

Becker (1962) ressaltou que estando no ambiente de trabalho muitos trabalhadores podem aumentar sua produtividade aprendendo novas habilidades e aperfeiçoando as antigas. O treinamento no emprego, portanto, é um processo que aumenta a produtividade futura, sendo, assim, diferente da formação escolar, na qual um investimento é feito sobre o trabalho, em vez de em uma instituição especializada no ensino.

Com isso, é possível afirmar que as pessoas, de modo geral, são uma parte importante da riqueza das nações. É possível, também, dizer que os investimentos em capital humano respondem pela maior parte do grande aumento no rendimento real do trabalhador e que as pessoas investem em si mesmas para adquirir tais vantagens e que estes investimentos têm sido cada vez maiores nos últimos anos (BECKER, 1962).

Algumas atividades afetam o bem estar futuro e outras afetam diretamente o presente. Becker (1962; 1975), ao estudar o investimento em capital humano, afirmou que a educação afeta tanto os ganhos quanto o consumo presente e futuro. Do mesmo modo colocado por Schultz (1961), Becker afirma que existem várias maneiras de se investir em capital humano a exemplo da escolaridade, treinamento no trabalho, cuidado com a saúde, consumo de vitaminas, e até aquisição de informações sobre o sistema econômico.

Todas essas formas acabam diferindo nos efeitos relativos sobre os ganhos e consumo, na quantia de recursos tipicamente investidos, no tamanho dos retornos, e na medida em que a ligação entre investimento e retorno é percebida. Mas, todo investimento

resulta na melhora das habilidades física e mental dos indivíduos e com isso gera-se perspectivas de aumentos nas suas rendas presente e futuras.

Vale destacar que as pessoas diferem na quantidade de capital humano e isso acaba sendo um dos principais fatores a afetar a geração de retornos de seus trabalhos e conseqüentemente seus níveis de bem-estar. Entender como se dá o processo de formação do capital humano pode ajudar a compreender a desigualdade de renda entre as pessoas no mercado de trabalho em todo o mundo.

Becker (1962) fez várias contribuições a partir de sua análise sobre o investimento em capital humano, ao oferecer uma explicação de uma grande variedade de fenômenos empíricos: (1) os ganhos laborais tipicamente aumentam com a idade, mas a uma taxa decrescente. A taxa de crescimento do retorno salarial tende a ser positivamente relacionadas ao nível de habilidade dos indivíduos que aumenta com a idade; (2) As taxas de desemprego tendem a ser negativamente relacionadas com o nível de habilidades; ou seja, se o indivíduo possui maior habilidade nata ou adquirida através de maior número de anos de estudo a probabilidade dele passar para a posição de desempregado é menor comparado a um indivíduo sem grandes habilidades; (3) As empresas em países subdesenvolvidos parecem ser mais “paternalistas” em direção aos empregados do que aquelas nos países desenvolvidos; (4) As pessoas mais jovens mudam de empregos mais frequentemente e recebem mais escolaridade e treinamento no trabalho do que as pessoas mais velhas; (5) A distribuição de ganhos é positivamente enviesada; ou seja, é assimétrica a direita, especialmente entre profissionais e outros trabalhadores habilidosos; e (6) Pessoas mais capazes recebem mais educação e outros tipos de treinamento que outras. Em resumo, para Becker (1962), capital humano é diretamente útil no processo de produção. Mais explicitamente, o capital humano aumenta a produtividade de um trabalhador em todas as tarefas, embora possivelmente em diferentes tarefas, organizações e situações.

Seguindo as ideias de Becker (1962), Mincer (1974) afirma que a relação positiva entre a escolaridade de um indivíduo e seus ganhos posteriores pode ser entendida na verdade como reflexos dos efeitos da educação sobre o aumento da produtividade. Todavia, esta relação não é tão direta e simples. Esse autor também afirmou que escolaridade e educação não são a mesma coisa, pois o conteúdo educacional de tempo gasto na escola varia de excelente a ruim. A absorção do aprendizado e a comercialização do conhecimento e das competências adquiridas através da aprendizagem também diferem muito entre pessoas, lugares e tempos. Ademais, a escola não é nem a única forma e nem necessariamente o único lugar de treinamento mais importante para moldar produtividades de mercado.

Pode-se, assim, dizer que capital humano corresponde a qualquer estoque de conhecimento ou características que o trabalhador tem inatas ou adquiridas na escola e no tempo de experiência de trabalho que contribuem para o aumento de sua produtividade e que terão possíveis rebatimentos sobre retornos salariais.

Sendo assim, não somente os anos de escolaridade, mas também uma variedade de fatores pode contribuir para a formação e acumulação do capital humano de um indivíduo. Estas incluem a qualidade da escola, o tempo de treinamento e atitudes em relação ao trabalho do próprio indivíduo. Considerando-se também esses fatores é possível compreender melhor parte das diferenças de ganhos salariais entre trabalhadores.

Outra questão relevante também levantada por Mincer (1974b) é que as diferenças no nível de capital humano não são perfeitamente observáveis. A hipótese que todas as diferenças de pagamentos estão relacionadas a habilidade não é ruim, mas existem muitas exceções que explicam o diferencial de ganhos que não a heterogeneidade não observada dos indivíduos. Vale a pena mensurar algumas possibilidades:

- (1) Diferenciais compensatórios: um trabalhador pode receber menor salário, porque ele está recebendo parte da sua compensação em termos de outras características do trabalho, que pode incluir menor esforço requerido, condições mais agradáveis de trabalho, mais comodidade etc. Esse fator é de difícil observação.
- (2) Imperfeições no mercado de trabalho: trabalhadores com o mesmo capital humano podem receber diferentes salários porque os empregos diferem em termos de suas produtividades e pagamentos, e um deles acabou se deparando com o trabalho de alta produtividade, enquanto o outro com o de baixa produtividade.
- (3) Discriminação baseada no gosto: empregadores podem pagar um salário menor para um trabalhador por causa de diferenças de gênero, raça ou outro atributo qualquer, devido ao preconceito.

Na presente análise dos diferenciais salariais assumisse a hipótese de inexistência de diferenciais compensatórios de salários e de imperfeições no mercado de trabalho brasileiro. Foca-se a análise nas diferenças de ganhos para heterogeneidade não observada de acúmulo de capital humano, ou seja, o presente estudo busca encontrar explicações para os diferenciais salariais entre diferentes grupos sociais, para diferentes setores de atividade econômica e tipos de ocupação, cuja causa está relacionada diretamente aos atributos de gênero e raça.

2.2 TEORIA DA DISCRIMINAÇÃO

2.2.1 Evidências Empíricas de Discriminação no Mercado de Trabalho Mundial

No mundo, o problema da discriminação foi estudado por diversos autores. Entre eles destacamos Becker (1957); Sanborn (1964); Cain (1966); Duncan (1968); Bowen; Finegan (1969); Rees; Shultz (1970); Johnson (1970); Mincer (1970); Fuchs (1971); Cohen (1971); Winsborough (1971); Blinder (1971, 1972); Arrow (1972; 1973); Phelps (1972); Zellner (1972); Ashenfelter (1972); Weisskoff (1972); Griliches; Mason (1972); Phelps (1972); Chiswick (1973), Blinder (1973); Chiswick (1973); Arrow (1972; 1973); Blinder (1973); Oaxaca (1973); Akerlof (1976); Aigner; Cain (1977); Heckman (1979); Mincer (1974a; 1974b); Mincer (1975); Lundberg; Startz (1983); Cain (1986); Rosen (1986), Borjas e Bronars (1989); Blau e Kahn (1996); Arrow (1998); Darity Jr.; Mason (1998); Lundberg e Startz (1998); Darity e Nembhard (2000); Holzer e Neumark (2000) e Borjas (2012).

A moderna análise da teoria da discriminação econômica no mercado de trabalho teve seu início no trabalho de Becker (1957) intitulado *The Economics of Discrimination*. Sabe-se que muito dos trabalhos posteriores tomaram esta importante obra como base. Segundo esse autor a discriminação no mercado de trabalho pode ter origem no empregador, no empregado ou até mesmo nos clientes das empresas em função das preferências de cada um dos agentes.

Assim, a teoria de Becker baseia-se no conceito que ele próprio criou conhecido como gosto pela discriminação, quando então surgiu o que ficou conhecido como modelo de discriminação por preferência de Becker.

Sanborn (1964) ao analisar os dados do Censo dos EUA de 1950 encontrou diferenças salariais significativas entre homens e mulheres no mercado de trabalho americano. As mulheres recebiam, em média, 58% do salário dos homens e isso implicava num diferencial salarial de 72% como proporção do salário das mulheres. Para esse autor a discriminação existia apenas no contexto de igual pagamento para igual trabalho, ou seja, ele analisou apenas a discriminação presente dentro do ambiente de trabalho desprezando as barreiras ocupacionais que poderiam afetar a participação das mulheres no mercado de trabalho.

Depois de considerar as participações de homens e mulheres no mercado de trabalho, e ajustar as razões de renda por diferentes ocupações, considerando algumas variáveis explicativas tais como: horas de trabalho anual, educação, condição de moradia,

raça, rotatividade, absenteísmo e experiência no trabalho, a razão de renda foi aumentada para 87% e o diferencial de salário potencialmente atribuível à discriminação caiu para 13% da proporção do salário das mulheres. A conclusão é que a medida que foram feitos ajustamentos por ocupações e incorporadas várias variáveis explicativas, o diferencial de salários entre homens e mulheres não era mais tão grande assim, todavia, ele ainda era persistente.

Cain (1966) e Bowen e Finegan (1969) realizaram estudos sobre os fatores determinantes na participação do indivíduo no mercado de trabalho. O primeiro autor focou na decisão das mulheres casadas. Rees e Shultz (1970) estudaram os fatores que determinam os salários no mercado de trabalho urbano norte-americano com foco na teoria do capital humano.

Johnson (1970) deu sua contribuição para o arcabouço teórico sobre os investimentos em capital humano. Mincer (1970) também realizou um estudo sobre a discriminação de rendimentos no mercado de trabalho focando na abordagem da teoria do capital humano.

Evidências claras da importância de considerar o aspecto ocupacional na análise da discriminação no mercado de trabalho foram lançadas por Fuchs (1971). Ao realizar um estudo sobre a desigualdade de rendimentos entre homens e mulheres, concluiu que estes diferenciais não podem ser explicados apenas por diferenças na força física em função de alguns empregos que exigem trabalho pesado, haja vista que esse tipo de empregos são minoria na estrutura ocupacional.

Ainda segundo esse autor, a diferenciação de salários é explicada por atitudes sociais e discriminação que afetam os determinantes dos salários. A partir dos resultados de suas regressões dos ganhos horários entre ocupações, esse autor concluiu que aproximadamente todo o diferencial de salários podia ser explicado se alguém escolhesse categorias ocupacionais suficientemente próximas. Dessa forma, para esse autor, a primeira forma de discriminação pode estar fora do mercado de trabalho.

Em um estudo de diferenciação de rendimentos por sexo, Cohen (1971) após inúmeros ajustamentos por idade, por tipo de posição na ocupação e por tipo de profissões, e depois de incorporar variáveis como horas trabalhadas anuais, benefícios, absenteísmo, antiguidade, educação e sindicalização, concluiu que o diferencial de rendimentos mais uma vez havia diminuído e o que explicava ainda o menor ganho das mulheres era a elevada concentração em empregos de baixos salários. A conclusão, segundo esse autor é que quando ocorre pagamento desigual para trabalho igual na comparação de grupos dentro de uma mesma ocupação e com variáveis controladoras, a discriminação não é tão significativa, ou

seja, existem outros fatores que podem ajudar a explicar melhor o diferencial de salários quando um maior número de variáveis entram na análise. O problema da discriminação então é focado em torno das atribuições dos níveis de emprego.

Diante do exposto é possível concluir que vários são os fatores que podem gerar e possivelmente explicar os diferenciais nos retornos salariais dos empregados no mercado de trabalho em qualquer parte do globo.

Diferenças no ambiente de trabalho externo e interno como localização do emprego, risco na atividade envolvida, necessidade de mobilidade, aspectos climáticos, todos esses fatores acabam de alguma forma afetando e gerando diferenças nos ganhos laborais.

Outro fator que merece destaque como determinante da dispersão nas remunerações no mercado de trabalho competitivo são as diferenças nas qualificações dos trabalhadores.

Em geral, argumenta-se que os trabalhadores com altos níveis de escolaridade e com maior experiência profissional, em decorrência de sua maior produtividade, tendem a receber maiores salários. Esta produtividade deverá ser ainda mais evidente se agregada às variáveis qualitativas não observáveis como habilidades e aptidões para aquele trabalho. Além disso, estes diferenciais são positivamente correlacionados com cada atributo industrial como rentabilidade da empresa e proporção capital-trabalho.

Todavia, nota-se que mesmo mantendo todos os fatores acima constantes, podem-se encontrar ainda diferenças nos ganhos salariais e nas oportunidades de trabalho mesmo entre trabalhadores igualmente qualificados, que estejam no mesmo emprego, executando tarefas intercambiáveis.

As diferenças salariais para Rosen (1986) apenas externalizam e refletem o problema da discriminação seja racial, de gênero, por idade, opção sexual, religiosa, nacionalidade ou qualquer outra forma de preconceito que é levado em conta nas trocas econômicas.

No que diz respeito a diferenciais de salários no mercado de trabalho, Oaxaca (1973) encontrou evidências de que uma parte substancial da proporção do diferencial de salário entre homens e mulheres é devido à presença de discriminação no mercado de trabalho. Blinder (1973) também mostrou que diferenciais de salários entre brancos e negros e homens e mulheres são também derivados da discriminação no mercado de trabalho americano.

De acordo com Darity e Nembhard (2000) existem grandes diferenciais de salários derivados de diferentes nacionalidades em vários países do mundo. Na Malásia, por

exemplo, a taxa salarial entre malaios e chineses é por volta de 0,57 e a taxa salarial entre indianos e chineses é por volta de 0,81. Blau e Kahn (1996) apresentam evidências que existe uma grande diferença salarial entre homens e mulheres na maioria dos países desenvolvidos.

De acordo com Holzer e Neumark (2000), quaisquer diferenças residuais por gênero e raça podem ser interpretadas como discriminação. Esses autores presumem que certos tipos de habilidades não observáveis são menores entre mulheres e minorias, e que sua omissão superestima o diferencial entre raça e sexo no mercado de trabalho.

Isso motiva a inclusão de variáveis que controlam melhor essas habilidades, para verificar se as diferenças residuais por sexo e raça são eliminadas. De fato, evidências de vários estudos recentes indicam que aqueles diferenciais de salário de resíduos desaparecem para alguns grupos de minorias e mulheres, quando incluímos variáveis de controles para habilidades não medidas previamente.

Segundo Borjas (2012), embora os economistas tenham pouco a dizer sobre as raízes psicológicas do preconceito, é possível interpretar esse tipo de comportamento através da comparação dos custos e benefícios de uma troca econômica quando o sexo ou a raça de um indivíduo são levados em consideração na contratação e na forma de pagamento.

2.2.2 Evidências Empíricas de Discriminação no Mercado de Trabalho Brasileiro

No Brasil, o tema sobre a existência da desigualdade salarial entre diferentes grupos de trabalhadores vem sendo estudado também há várias décadas. Contribuições significativas para compreensão desse fenômeno, todas também considerando os aspectos de acumulação de capital humano, foram dadas por: Langoni (1973), Lovell (1993; 2006), Cavalieri e Fernandes (1998); Kassouf (1998); Kassouf e Silva (2000); Soares (2000); Loureiro (2003); Campante, Crespo e Leite (2004); Crespo e Reis (2004); Cambota (2005); Giuberti e Menezes-Filho (2005); Jacinto (2005); Carvalho, Néri e Silva (2006); Matos; Machado (2006); Figueiredo *et al.* (2008); Amaral *et al.* (2009); Cacciamali, Tatei, Rosalino (2009); Freisleben; Bezerra (2010); Cirino e Lima (2012); Ferreira Neto; Freguglia e Fajardo (2012); Meireles; Silva (2012); Meireles, Santos e Apolinário (2012); Silva e Lima (2012a); e Silva; Lima (2012b).

Trabalho pioneiro sobre o tema da desigualdade de renda no Brasil foi realizado por Langoni (1973), que apresentou um profundo e abrangente estudo sobre o processo de geração das desigualdades de renda no país, ou seja, sobre a forma como essas desigualdades

são geradas e reveladas no mercado de trabalho através de diferenciais salariais associados ao tipo de trabalhador e ao posto de trabalho.

O trabalho de Langoni (1973) abordou as relações entre diferenciais de salário e nível educacional, idade, gênero, setor de atividade e região de residência. Após essa investigação foi possível concluir que essas características são determinantes dos diferenciais salariais, destacando que as disparidades educacionais existentes entre os trabalhadores constituem-se no principal fator determinante das desigualdades.

Loureiro (2003) apresentou uma classificação para a discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho:

- Discriminação salarial significa que trabalhadores do sexo feminino (ou negros) recebem salários menores do que do sexo masculino (ou brancos) fazendo o mesmo trabalho.
- Discriminação de emprego ocorre quando mulheres e negros ficam em desvantagem no que se refere à baixa oferta de empregos, sendo, portanto, os mais atingidos pelo desemprego.
- Discriminação de trabalho ou ocupacional significa que mulheres (negros) têm sido arbitrariamente restringidas ou proibidas de ocupar certas ocupações, mesmo que sejam tão capazes quanto os homens (brancos) de executar esses trabalhos.
- Discriminação decorrente de oportunidades desiguais para se obter capital humano ocorre quando mulheres (negros) têm menores oportunidades de aumentar sua produtividade, tais como o acesso a educação formal ou treinamento no trabalho.

Os três primeiros tipos de discriminação no mercado de trabalho são frequentemente denominados como “*postmarket discrimination*” ou “discriminação direta”, porque estes tipos de discriminação são encontrados no mercado de trabalho depois que os indivíduos já estão empregados. O último tipo é conhecido como “*premarket discrimination*” ou “discriminação indireta”, porque ocorre antes do indivíduo entrar no mercado de trabalho. Assim, a economia da discriminação pode ser definida como o tratamento desigual baseado em critério irrelevante para a atividade envolvida.

Lovell (1993) mostrou que a discriminação racial é mais acentuada na região sudeste do Brasil pelo fato de a mesma ser a mais desenvolvida do país. Enquanto na região nordeste, onde a população negra é maior do que nas demais regiões do país e por ser mais pobre (com menor índice educacional), constataram-se índices mais baixos de discriminação.

Kassouf (1998) também investigou a existência de retornos diferenciados à educação e treinamento para o caso do Brasil. Em geral, a abordagem utilizada por esse estudo foi a de verificar a existência de discriminação na presença de segmentação no mercado de trabalho. Em todos os casos, foi possível constatar importantes diferenciais de salários em função tanto da discriminação quanto da segmentação no mercado de trabalho.

Outro achado importante é que a existência da desigualdade de salários não ocorre apenas em função de características pessoais, mas ela pode surgir também na comparação de diferentes regiões, ocupações e atividades econômicas. Destacam-se, assim, alguns estudos realizados no Brasil na década de 2000 que analisaram esse problema sobre os mais variados enfoques, a exemplo da desigualdade salarial de gênero entre o Brasil e os EUA (GIUBERTI; MENEZES-FILHO, 2005).

Ao realizar simulações sobre a discriminação salarial de raça e gênero no mercado de trabalho da região Nordeste e Sudeste do Brasil por meio de regressões quantílicas, Cambota (2005) constatou que existe discriminação contra negros e mulheres no mercado de trabalho em ambas as regiões, sendo que a discriminação contra mulheres é muito superior a dos negros. A região Sudeste registrava maior discriminação contra negros em todos os setores de atividade considerados na pesquisa.

Ao usar dados da PNAD de 1987 e 2002 para a região Sul do Brasil, Freisleben e Bezerra (2010) analisaram os efeitos associados às características das coortes de nascimento, do ciclo de vida e do período que influenciaram a parcela do diferencial salarial entre raças no Brasil devido ao retorno da discriminação, fazendo uso da metodologia de Oaxaca-Blinder para análise da decomposição da desigualdade salarial entre raças. As principais conclusões foram que o efeito da discriminação por coorte é menor para as gerações mais novas e o efeito idade é maior para os jovens. Já com relação ao efeito período foram encontradas evidências de que períodos de alta inflação estão relacionados a valores mais baixos da contribuição da discriminação entre as raças.

Depois de estudar os diferenciais de salários entre homens e mulheres por idade, educação, cor e região, Cavaliere e Fernandes (1998) concluíram com base em dados de 1989, que os diferenciais salariais tendem a ser menores nas regiões metropolitanas do Sul e do Sudeste. Esses diferenciais também tendem a ser menores entre brancos do que entre não-brancos e entre menos educados do que entre mais educados. Com relação à idade foi detectado um formato de U invertido. Quer dizer, em idades baixas e elevadas os diferenciais salariais entre homens e mulheres são mais baixos do que em faixas etárias intermediárias.

Amaral *et al.* (2009) analisaram o diferencial de salários entre homens brancos e não brancos usando a PNAD (2008) para os nove estados que possuem região metropolitana. Encontrou um diferencial não explicado para homens brancos e não brancos da ordem de 37% por MQO e 45% pelo método de correção de viés de Heckman (1979), sendo a educação o grande responsável por esse diferencial.

Ao fazer um estudo sobre os diferenciais de rendimento do trabalho entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, Cirino e Lima (2012) buscaram verificar como a diferença do dinamismo econômico dessas duas regiões estaria influenciando o retorno auferido no mercado de trabalho. Nesse sentido, eles utilizaram a metodologia de Oaxaca-Blinder (1973) para decompor os diferenciais de rendimento entre as duas regiões. Como resultado esperado têm-se que os rendimentos-hora na Região Metropolitana de Belo Horizonte são, em média, superiores aos encontrados na Região Metropolitana de Salvador, e que a parte não explicada nesse diferencial pode ser atribuída a maior concentração e aglomeração econômica da primeira região comparado à segunda.

Silva e Lima (2012a) analisaram inicialmente os principais fatores determinantes da desigualdade salarial no mercado de trabalho das mulheres paraibanas, utilizando a base da PNAD (2009). Após utilizar a metodologia de Oaxaca-Blinder (1973), os resultados apontaram para discriminação salarial no estado da Paraíba entre sexos em benefício dos homens, mesmo que as mulheres possuam, em média, mais anos de estudo. Também depois de analisar os diferenciais salariais entre homens e mulheres no mercado de trabalho pernambucano, com base na PNAD (2009), Silva e Lima (2012b) novamente apresentaram como resultado indícios de discriminação salarial entre sexos em favor dos homens.

Já com base na análise dos dados da PNAD (2006), Campante, Crespo e Leite (2004) analisaram a desigualdade de rendimentos com enfoque regional e deram destaque para a heterogeneidade na formação escolar no país e contribuíram com essa temática ao incluir como variáveis explicativas da equação de rendimentos a educação dos pais.

Meireles e Silva (2012) analisaram o diferencial de rendimento por gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro com o uso da metodologia de Heckman (1979) e Oaxaca-Blinder (1973) e da PNAD (2009). Os principais resultados encontrados apontaram para a presença de discriminação racial, em que o diferencial de rendimento apresentou-se maior entre homens brancos e não brancos do que entre as mulheres brancas e não brancas. Percebeu-se ainda que em relação ao diferencial de rendimentos entre homens e mulheres a parte não-explicada, é maior entre os brancos do que entre os não brancos.

A temática da discriminação utilizando a base de dados das PNAD de 1987 a 1998 foi também abordada por Soares (2000), estudo esse que se tornou referência para outros trabalhos no Brasil. Com base em dados da PNAD, agora dos anos de 1987 a 2001, Matos e Machado (2006) analisaram os diferenciais de salários por sexo e cor no Brasil, encontrando evidências de discriminação e, no caso especial da discriminação por cor, menor dotação de escolaridade.

Carvalho, Néri e Silva (2006) também analisaram a desigualdade de salários no mercado de trabalho brasileiro por gênero e cor, fazendo uso dos dados da PNAD (2003). O diferencial aqui foi o uso da metodologia de correção do viés de seleção das informações amostrais, dado que a PNAD é uma amostra do tipo complexa. O resultado significativo encontrado foi que a discriminação responde por quase a totalidade do diferencial de salários entre homens de cor branca e mulheres de cor preta ou parda.

A evolução da discriminação racial e por gênero nos mercados de trabalho formal e informal brasileiros usando dados da PNAD dos anos de 2002 e 2006 foi objeto de um estudo realizado por Cacciamali, Tatei e Rosalino (2009). Após usar o procedimento de Oaxaca-Blinder (1973), os autores concluíram que o componente da discriminação entre os homens brancos e os demais grupos de gênero e cor é maior no mercado de trabalho formal do que no informal, indicando as dificuldades de se quebrar preconceitos e privilégios nos postos de trabalho de melhor qualidade.

Com base nos dados da RAIS de 1998, Jacinto (2005) realizou uma análise dos diferenciais de salários por gênero na indústria avícola da Região Sul do Brasil. Fazendo uso da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), ele buscou mensurar os diferenciais de salários entre trabalhadores homogêneos quanto à educação e a ocupação. Os resultados evidenciam que nessa indústria também está presente o fenômeno da discriminação em favor dos homens.

Figueiredo *et al.* (2008) analisou o diferencial de salários entre trabalhadores do meio rural que tem sua ocupação em atividades agrícolas e não agrícolas. Depois de utilizar dados da PNAD (2006) e a decomposição de Oaxaca (1973) que serviu para mostrar a contribuição da ocupação do trabalhador rural para o diferencial de salário, concluíram que há discriminação por ocupação, e também que é menor o retorno dos salários em função da escolaridade para os trabalhadores rurais.

Ao analisar os diferenciais salariais dos trabalhadores do setor cultural e dos artistas no Brasil usando dados da PNAD dos anos de 2002 a 2007 (FERREIRA NETO; FREGUGLIA e FAJARDO, 2012), buscando identificar os fatores que mais contribuíram

para as diferenças de remuneração, esses autores utilizaram o estimador de efeitos fixos em um modelo de pseudo painel de cortes, considerando a correção de viés de seleção através do procedimento de Heckman (1979). A conclusão desse trabalho foi a de que os trabalhadores do setor cultural e artistas são melhores remunerados que os demais trabalhadores. Por meio da decomposição de Oaxaca notaram que o fator que mais contribuiu para esta diferença salarial foi o das características setoriais.

Por fim, o diferencial de rendimentos por gênero e raça na indústria de transformação do Brasil foi analisado por Meireles, Santos e Apolinário (2012). Como principal diferencial do trabalho eles utilizaram a decomposição do índice de Theil-T e a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) nas distribuições de rendimentos através da PNAD dos anos de 2001 a 2009. Os resultados encontrados mostraram a indústria de transformação com concentração da mão-de-obra masculina em detrimento da ocupação de mulheres. Na distribuição de rendimentos, constataram redução da desigualdade de renda no setor. Na análise setorial por gênero, as mulheres mantiveram queda da desigualdade de renda, mas ainda assim, esta é maior que a dos homens. Por fim, o termo de discriminação de homens e mulheres apresentou-se maior na raça não-branca.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para alcançar os objetivos propostos, a metodologia do presente estudo divide-se em três partes. Na primeira, será apresentado o modelo de seleção que estima a participação do indivíduo no mercado de trabalho via modelo de escolha binária (probit). Na segunda parte, será apresentado o modelo da equação de salários minceriana inspirado na teoria do capital humano e em outras variáveis de inserção no mercado de trabalho realizando a correção do viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979), incorporando a razão inversa de Mills na equação de salários. Por fim, na última parte é apresentado o método de decomposição do diferencial de salários entre diferentes grupos de trabalhadores com base na metodologia desenvolvida por Blinder e Oaxaca (1973) e aprimoramentos posteriores propostos por Jann (2008).

3.1 Equação de Seleção

Para se analisar a possível existência de discriminação no mercado de trabalho privado brasileiro entre diferentes grupos de gênero e raça, é feito um corte na amostra de indivíduos considerando apenas aqueles que estão exercendo alguma atividade remunerada no mercado de trabalho, dado que a variável de interesse é o rendimento no trabalho principal e o que se quer medir é a diferença na média do logaritmo do rendimento hora neste trabalho.

Diante desse fato é possível afirmar que pode estar presente na análise de regressão um problema conhecido como viés de seleção amostral ou viés de informação amostral relacionado a variável dependente, pois a medida de discriminação é dada pelo hiato de salários, e somente recebe salários os indivíduos que estão trabalhando. Esse problema pode afetar sobremaneira os resultados dos coeficientes estimados no modelo de equações de salários. Tudo isso ocorre porque a amostra selecionada deixa de ser aleatória no processo de estimação de relações comportamentais.

Diante desse problema Heckman (1979) ao analisar os trabalhos de Griliches (1977) e Theil (1957) propôs uma técnica computacional que permite analisar esse fenômeno pelo uso de técnicas de regressões simples para estimar funções comportamentais livres de viés seleção no caso de uma amostra censurada. Heckman tratou o viés de seleção amostral como um erro de especificação do modelo e apresentou um método de estimação simples e consistente que elimina o erro de especificação para o caso de amostra censurada como é o caso do presente estudo da discriminação no mercado de trabalho.

Assim, Heckman (1979) propôs uma metodologia para a correção do viés de seleção utilizando modelos de escolha binária para estimar a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. Tal procedimento é realizado em dois estágios: i) estima-se um modelo Probit, onde a variável dependente assume valor 1 para indivíduos que estão participando do mercado de trabalho e 0 caso contrário, de acordo com dados da PNAD. Em seguida obtém-se a razão inversa de Mills para cada ponto da amostra; ii) adiciona-se a razão inversa de Mills, λ , como um regressor na equação de salários e estima-se a mesma via MQO.

A modelagem probit é utilizada para identificar os principais fatores que afetam a decisão dos indivíduos participarem ou não do mercado de trabalho. No presente estudo este modelo é comumente chamado de equação de seleção. É importante realizar tal estimação para identificar os indivíduos que realmente fazem parte da amostra que é formada por aqueles que apresentam valores para a variável de interesse na base de dados, que é o rendimento no trabalho principal.

O problema é que esta variável é observada apenas para os indivíduos que estão ocupados em uma atividade remunerada. E apenas estes indivíduos poderão fazer parte da amostra na estimação da equação de salários para evitar o problema de viés de seleção de informações amostrais.

Para solucionar o problema de seleção amostral na estimativa da equação de rendimentos, a equação de seleção considera a decisão explícita do indivíduo participar ou não do mercado de trabalho, obtendo-se a partir dela a razão inversa de Mills que será introduzida na equação de salários como um regressor adicional obtendo-se, dessa forma, estimativas dos coeficientes dos determinantes dos rendimentos mais consistentes. Com isso, a equação de seleção do presente estudo é descrita abaixo:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 Idade_i + \alpha_3 Idade_i^2 + \alpha_4 Escolaridade_i + \alpha_5 Escolaridade_i^2 + \alpha_6 CD_{1i} + \alpha_7 CD_{2i} + \alpha_8 CD_{3i} + \alpha_9 RM_i + \alpha_{10} Urbano_i + \alpha_{11} Filhos_i + \mu_i \quad (1)$$

em que Y_i é uma variável dependente binária assumindo o valor 1, caso o indivíduo esteja ocupado no mercado de trabalho com rendimento positivo e 0 caso o indivíduo encontre-se na situação de inativo, fora da força de trabalho, desocupado ou ocupado em uma atividade não remunerada; α_j ($j = 1$ até 11) são os parâmetros a serem estimados pelo modelo probit; $Idade$ e $Idade^2$ representa uma variável quantitativa dos anos

de vida do indivíduo e seu termo quadrático; *Escolaridade* e *Escolaridade*² representa uma variável quantitativa dos anos de estudo do indivíduo e seu termo quadrático; CD_k ($k = 1$ até 3), são variáveis *dummies* relativas à condição na unidade domiciliar do indivíduo, sendo o grupo-base formado pela pessoa de referência que é o chefe do domicílio; CD_1 , cônjuges; CD_2 , filhos; e CD_3 , outras condições; RM é uma variável binária assumindo o valor 1, caso o indivíduo resida na região metropolitana e 0, caso contrário; *Urbano* é uma variável binária assumindo o valor 1, caso o indivíduo resida na zona urbana e 0, caso contrário; *Filhos*_{*i*} representa o número de filhos do indivíduo e μ_i representa o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_μ^2 .

3.2 Equação de Rendimentos

Um dos primeiros estudiosos a propor uma equação que considera a influência da acumulação de capital humano sobre os rendimentos do trabalho do indivíduo foi Mincer (1974), quando se tornou conhecida a equação minceriana de salários. Assim, segue-se a proposta inicial de Mincer e incluem-se outras variáveis de inserção no mercado de trabalho com o objetivo de capturar melhor os diferenciais de rendimentos do trabalho principal derivadas de diferenças nos setores de atividade econômica e tipo de ocupação. Com vistas a obter uma medida mais adequada dos diferenciais de salários considerando os atributos de gênero e raça dos indivíduos descreve-se o modelo determinante de salários a seguir:

$$\begin{aligned} \ln W_i = & \beta_1 + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Esc_i + \beta_4 Ten_i + \beta_5 RNM_i + \beta_6 Rural_i + \beta_7 SemCart_i + \beta_8 NãoSind_i \\ & + \beta_9 S_{1i} + \beta_{10} S_{2i} + \beta_{11} S_{3i} + \beta_{12} S_{4i} + \beta_{13} Ocp_{1i} + \beta_{14} Ocp_{2i} + \beta_{15} Ocp_{3i} + \beta_{16} Ocp_{4i} + \beta_{17} Ocp_{5i} \\ & + \beta_{18} Ocp_{6i} + \beta_{19} Ocp_{7i} + \beta_{20} Ocp_{8i} + \beta_{21} Ocp_{9i} + \beta_{22} \lambda_i + v_i \end{aligned} \quad (2)$$

em que $\ln W_i$ é o logaritmo natural do salário-hora pago ao trabalhador no trabalho principal, variável obtida pela divisão da renda do trabalho principal pelo número de horas semanais trabalhadas na semana de referência multiplicado por 4,3; β_j ($j = 1$ até 22) são os parâmetros da equação de salários a serem estimados; *Exp* representa o tempo de experiência no mercado de trabalho do indivíduo obtido pelo resultado do cálculo da idade do indivíduo menos anos de estudo menos seis.

Pressupõe-se, assim, que o indivíduo começou a estudar com seis anos de idade e que durante os anos de estudo ele não trabalhou; *Esc* representa a variável quantitativa

discreta anos de estudo; Ten representa o tempo de permanência no último emprego medido em anos; RNM representa uma variável binária que assume o valor 1 caso o indivíduo resida fora da região metropolitana e 0, caso contrário; $Rural$ representa uma variável binária que assume o valor 1 caso o indivíduo resida na zona rural e 0, caso contrário; $SemCart$ representa uma variável binária que assume o valor 1 caso o indivíduo não possua carteira assinada no trabalho principal e 0, caso contrário; $NãoSind$ representa uma variável binária que assume o valor 1 caso o indivíduo não seja sindicalizado e 0, caso contrário.

Enquanto isso, S_k ($k = 1$ até 4) são variáveis *dummies* representando os setores de atividade econômica do trabalho principal, sendo o grupo-base formado pelo setor da agricultura; $S1$, indústria; $S2$, construção; $S3$, comércio; e $S4$, serviços.

Já Ocp_l ($l = 1$ até 9) representam variáveis *dummies* dos tipos de ocupação do trabalhador no trabalho principal, sendo o grupo-base formado pela ocupação de Dirigentes em geral; Ocp_1 , profissionais das ciências e das artes; Ocp_2 , técnicos de nível médio; Ocp_3 , trabalhadores de serviços administrativos; Ocp_4 , trabalhadores dos serviços; Ocp_5 , vendedores e prestadores de serviço do comércio; Ocp_6 , trabalhadores agrícolas; Ocp_7 , trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção; Ocp_8 , membros das forças armadas e auxiliares; Ocp_9 , ocupações maldefinidas;

Por fim, λ_i representa a razão inversa de Mills ou taxa de risco; e v_i representa o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_v^2 .

Em relação aos setores de atividade econômica considerados na equação acima, foram feitas as seguintes agregações a partir dos tipos de atividades definidos pela PNAD: (i) no setor da indústria, foram agregadas as observações de outras atividades industriais com indústria de transformação; e (ii) no setor de serviços, foram agregadas as seguintes atividades: alojamento e alimentação; transporte, armazenagem e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; serviços domésticos; outros serviços coletivos, sociais e pessoais; outras atividades e atividades maldefinidas.

Vale destacar que as equações de salários de características pessoais foram especificadas com a intenção de examinar as questões de igual pagamento para características pessoais e de inserção no mercado de trabalho grosseiramente similares e não apenas para igual emprego.

3.3 Decomposição Contrafactual do Diferencial de Salários

No que diz respeito a diferenciais de salários no mercado de trabalho, Oaxaca (1973) apontou primeiramente a cultura, a tradição e a discriminação de forma evidente como alguns fatores impeditivos da participação da mulher no mercado de trabalho. Ao se combinar esses três fatores, são geradas distribuições ocupacionais desfavoráveis para a mão de obra feminina, além dos grandes hiatos salariais entre homens e mulheres no mercado de trabalho.

A proposta principal do seu estudo era estimar a dimensão desta discriminação contra os trabalhadores do sexo feminino no mercado de trabalho americano, fornecendo uma avaliação quantitativa das fontes dos diferenciais de salário entre homens e mulheres. Assim, ele encontrou evidências de que uma parte substancial da proporção do diferencial de salário entre homens e mulheres é devido à presença de discriminação no mercado de trabalho. Blinder (1973) também mostrou que diferenciais de salários entre brancos e negros e homens e mulheres são também derivados da discriminação no mercado de trabalho.

Como visto em Becker (1957), a discriminação é um fenômeno presente se um grupo de indivíduos que têm as mesmas qualificações e produtividades iguais recebem salários diferentes, ou recebem tratamento diferenciado por causa de seu sexo, cor, religião ou opção sexual sem que essas características afetem diretamente sua produtividade. De acordo com Oaxaca (1973) a discriminação contra as mulheres existe sempre que os salários relativos de homens excedam o salário relativo que teria prevalecido se homens e mulheres fossem pagos considerando os mesmos critérios.

No presente estudo busca-se analisar os componentes da desigualdade salarial por gênero e raça considerando diferentes ocupações e ramos de atividade econômica no Brasil. Com isso, o método mais apropriado é o proposto por Oaxaca (1973), o qual torna possível conhecer qual parte do diferencial de salários entre os grupos analisados é devido a diferenças nas características produtivas e no ambiente de trabalho dos indivíduos e qual parte desse diferencial é devido a diferenças nos retornos a esses atributos produtivos. Busca-se, dessa forma, um maior aprofundamento da análise da discriminação tendo em mente a ideia de igual pagamento para igual trabalho.

Pode-se dizer que a técnica de decomposição contrafactual popularizada por Blinder (1973) e Oaxaca (1973) é vastamente usada para estudar diferenças de resultados médios entre grupos. Esta técnica tem sido frequentemente usada para analisar os diferenciais de salários entre sexo, raça e região, e muitos estudos foram realizados em vários países do mundo. De acordo com Jann (2008), a referida técnica pode ser utilizada para outros fins, que

busquem decompor diferenças entre grupos para qualquer variável de resultado, a exemplo da desigualdade da taxa de mortalidade infantil para diferentes estados de pobreza.

Mais especificamente, dados dois grupos quaisquer de trabalhadores, A e B; uma variável de resultado, Y (representando o logaritmo de salário-hora) e um conjunto de regressores X, a questão mais relevante colocada pelo método de decomposição contrafactual com vistas a obter uma medida da discriminação no mercado de trabalho é: quanto da diferença de resultado na média salarial é explicado por diferenças nos preditores de cada grupo (ou seja, por diferenças nas variáveis explicativas de cada grupo)? Onde a diferença é dada por,

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) \quad (3)$$

e $E(Y)$ representa o valor médio (estimado) do logaritmo de salário-hora mensal de cada grupo de trabalhadores. Baseado no modelo da equação de salários vista na equação (2), que nada mais é do que um modelo linear de regressão $Y_i = X_i' \beta_i + \varepsilon_i$, $E(\varepsilon_i) = 0$ e $i \in (A, B)$ onde X é um vetor contendo as variáveis explicativas do modelo e um termo constante, β um vetor contendo os parâmetros de inclinação e o intercepto, e ε um vetor de erro com média zero é possível estimar o valor da variável dependente utilizando para isso o método dos mínimos quadrados ordinários. Obviamente, tem-se que,

$$E(Y_i) = E(X_i' \beta_i + \varepsilon_i) = E(X_i' \beta_i) + E(\varepsilon_i) = E(X_i)' \beta_i \quad (4)$$

pois $E(\varepsilon_i) = 0$, por hipótese.

Jann (2008) mostrou que a diferença de resultado na média da variável dependente entre os dois grupos de trabalhadores pode ser expressa como a diferença na previsão linear nas médias dos regressores específicos de cada grupo,

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (5)$$

Segundo esse mesmo autor, para se identificar a contribuição das diferenças nos preditores de cada grupo para a diferença no resultado total da variável dependente, a equação

(5) pode ser rearranjada, de modo a obter a seguinte expressão para a medida do diferencial de salários:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta_B + E(X_B)'(\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}'(\beta_A - \beta_B) \quad (6)$$

Esta equação é conhecida como a decomposição tripla (*threefold decomposition*). Nota-se, que a decomposição de Oaxada-Blinder (1973) é baseada na multiplicação dos coeficientes de regressão por médias dos regressores. Vale ressaltar que esta decomposição é formulada a partir do ponto de vista do grupo B cuja média e retorno dos atributos produtivos (captado pelos coeficientes estimados) são utilizados como os pesos dos componentes da decomposição. Explicando a decomposição tripla, temos que diferença de resultado entre as médias da variável dependente dos dois grupos é decomposta em três componentes:

$$R = E + C + I \quad (7)$$

O primeiro componente equivale à parte do diferencial de médias salariais que é devido a diferenças no valor estimado dos preditores de cada grupo de trabalhadores, conhecido como o efeito dotação (*endowment effect*), como descrito abaixo.

$$E = \{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta_B \quad (8)$$

A interpretação dada para esse componente da decomposição é que se ($E > 0$) isso implica que o grupo A ganha, em média, mais que o grupo B, porque possui maior dotação nas variáveis de capital humano e maior participação nas demais variáveis de controle. Essa medida mostra qual seria o aumento de salários dado ao grupo B, caso eles tivessem as mesmas dotações produtivas (regressores) do grupo A. Por exemplo, o efeito dotação E mede a mudança esperada (para mais ou para menos) na média salarial das mulheres, caso elas tivessem os mesmos níveis de preditores ou as mesmas dotações produtivas dos homens.

O segundo componente mede a contribuição das diferenças nos coeficientes (incluindo diferenças no intercepto) no total do diferencial de salários, representando a parte não explicada da decomposição, conhecido como o efeito coeficientes (*coefficient effect*).

$$C = E(X_B)'(\beta_A - \beta_B) \quad (9)$$

A interpretação dada para este componente é que se ($C > 0$) isso implica que os retornos aos atributos produtivos do grupo A são maiores que os retornos aos atributos produtivos do grupo B, refletindo, dessa forma, a discriminação no mercado de trabalho. Essa medida mostra quanto o grupo B ganharia a mais caso seus atributos produtivos obtivessem os mesmos retornos financeiros pagos aos atributos produtivos do grupo A. Por exemplo, o efeito coeficiente mede a mudança esperada (para mais ou para menos) na média salarial das mulheres, caso elas tivessem os mesmos coeficientes estimados para o grupo dos homens, isto é, caso seus atributos produtivos recebessem os mesmos retornos financeiros pagos aos atributos produtivos dos homens pelo mercado.

Por fim, o terceiro e último componente representa um termo de interação que considera o fato que diferenças nas dotações e coeficientes existem simultaneamente entre os dois grupos comparados.

$$I = \{E(X_A) - E(X_B)\}'(\beta_A - \beta_B) \quad (10)$$

Em resumo, o referido método divide o diferencial de salários entre dois grupos em três partes. A primeira é devida a diferenças de dotações e características produtivas de cada indivíduo, em especial relativas ao acúmulo de capital humano, o que impacta diretamente na produtividade de cada grupo, tais como educação e experiência no trabalho, captada pela diferença nas médias dos regressores. A segunda parte representa a diferença de retornos a esses atributos produtivos, captadas pelas diferenças nos coeficientes estimados. E a última e terceira parte, reflete o efeito interação das duas primeiras.

Vale ressaltar a observação feita por Oaxaca (1973) e Jann (2008) de que o diferencial de retornos aos atributos produtivos; ou seja, o efeito dos coeficientes, é frequentemente usado como uma medida para discriminação no mercado de trabalho, mas ela também subestima os efeitos das diferenças de grupo nos regressores não observados, diminuindo de algum modo a precisão da medida de discriminação entre grupos.

Para se estimar os três componentes da decomposição tripla usa-se o valor das estimativas de mínimos quadrados $\hat{\beta}_A$ e $\hat{\beta}_B$ para os coeficientes β_A e β_B presentes na equação de salários, obtidas separadamente a partir das amostras específicas de cada um dos dois grupos e as médias dos regressores dos dois grupos \bar{X}_A e \bar{X}_B , como estimativas para $E(X_A)$ e $E(X_B)$. Com isso, o valor da desigualdade salarial média estimada e de cada um de seus componentes tornam-se:

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}_B' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (11)$$

No presente estudo será considerada na análise dos resultados a significância estatística de cada componente estimado, como observado nos trabalhos de Oaxaca e Ransom (1994, 1998); Horrace e Oaxaca (2001); Fortin (2006); Heinrichs e Kennedy (2007); e Lin (2007), pois conforme colocado por Jann (2008), para uma interpretação adequada dos resultados, medidas aproximadas de precisão estatística são indispensáveis. Este último autor ainda destaca que para se conseguir erros padrões consistentes para os resultados da decomposição, parece importante levar em conta a variabilidade induzida também pela aleatoriedade dos previsores.

Além da análise da participação de cada componente da decomposição na explicação da desigualdade de salários entre dois grupos quaisquer de trabalhadores também será realizada a análise das contribuições detalhadas de cada um dos regressores para cada uma das componentes da decomposição, ou seja, deseja-se saber quanto cada regressor contribui com o componente que representa diferenças nas dotações, diferenças nos coeficientes e no termo de interação. O objetivo é saber se um dado regressor contribui favoravelmente com o aumento (ou redução) do diferencial de salários em cada um dos componentes da decomposição estimada.

Por exemplo, pode-se querer avaliar quanto do diferencial salarial de gênero é devido a diferenças nos anos de educação e quanto é devido a diferenças no tempo de experiência no trabalho. Similarmente, pode ser informativo determinar quanto do diferencial nos coeficientes está relacionado a retornos diferentes da educação e quanto está relacionado a retornos diferentes dos anos de experiência no trabalho.

Identificar as contribuições dos previsores individuais para todos os componentes da decomposição sobre o diferencial de salários é fácil porque o componente total é simplesmente uma soma simples das contribuições individuais de cada regressor. Todavia, não se pode esquecer a observação feita por Jann (2008) de que as contribuições individuais para o componente do efeito de coeficientes podem depender de decisões arbitrárias de escala se os preditores não tiverem ponto natural zero.

Dessa forma, os resultados da decomposição detalhada para o componente do diferencial de coeficientes tem uma interpretação significativa somente para variáveis para as quais mudanças de escala não são permitidas, ou seja, para variáveis que tem um ponto

natural zero. Este problema não ocorre para o componente do diferencial de dotações da decomposição e com o componente de interação na decomposição tripla.

Outro problema que tem recebido muita atenção na literatura é o problema de indeterminação das variáveis *dummies*, pois os resultados da decomposição para previsores categóricos dependem da escolha da categoria base omitida (OAXACA; RANSOM, 1999; NIELSEN, 2000; HORRACE; OAXACA, 2001; YUN, 2005; CIRINO; LIMA, 2012). Os resultados da decomposição para as variáveis 0 ou 1 dependem da escolha da variável que será a categoria base, porque os coeficientes associados quantificam diferenças com respeito a esta categoria. Assim, se a categoria base mudar, os resultados da decomposição também mudam.

O principal problema como ressaltado por Jann (2008) é para o componente de diferenças nos coeficientes, pois mudanças na categoria base não só altera os resultados para as variáveis *dummies* individuais, mas também altera as contribuições da variável categórica como um todo.

Conforme observado em Jann (2008), uma solução intuitivamente atraente para este problema foi proposta inicialmente por Kmenta (1978) e trabalhada por Yun (2005) que propôs um procedimento baseado inicialmente na normalização das equações de salários para as estimativas dos coeficientes da decomposição conhecido como *deviation contrast transform*.

Em essência, busca-se restringir os coeficientes para as categorias individuais a somar zero, ou seja, expressar efeitos como desvios a partir da grande média. Isto pode ser implementado estimando os modelos de grupo usando a codificação *dummy* padrão e depois transformando os vetores de coeficientes de modo que os desvios da grande média sejam expressos e o coeficiente (redundante) para a categoria base seja adicionado. Em outras palavras, este método identifica conjuntos de variáveis *dummies* representando variáveis categóricas e transforma os coeficientes estimados de modo que os resultados da decomposição sejam invariantes para a escolha da categoria base.

Se aplicado este recurso, os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder serão independentes da escolha da categoria omitida. Além disso, os resultados são iguais às médias simples dos resultados que alguém obteria a partir de uma série de decomposições nas quais as categorias são usadas uma depois da outra como a categoria base (YUN, 2005).

Considere o modelo de rendimento em função apenas de variáveis categóricas para se compreender o procedimento adotado por Yun (2005) de normalização das equações de salários:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon \quad (12)$$

onde β_0 é o intercepto, e D_j , $j=1, \dots, k-1$ são as variáveis *dummies* representando uma variável categórica com k regressores. A categoria k é a categoria base omitida. Alternativamente, o modelo pode ser formulado como segue:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \beta_k D_k + \varepsilon \quad (13)$$

onde β_k é limitado a zero. Agora fazendo $c = (\beta_1 + \dots + \beta_k) / k$ e definindo:

$$\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + c \text{ e } \tilde{\beta}_j = \beta_j - c, \quad j = 1, \dots, k \quad (14)$$

O modelo transformado ou normalizado é dado por:

$$Y = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 D_1 + \dots + \tilde{\beta}_k D_k + \varepsilon, \quad \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j = 0$$

Por fim, Jann (2008) afirma que o modelo transformado é matematicamente equivalente ao modelo não transformado, ou seja, os dois modelos produzem previsões idênticas.

Por fim, vale destacar que os procedimentos metodológicos e a decomposição do diferencial de salários apresentados acima foram implementados usando o pacote de comando *oaxaca* presente no software Stata 12. Este comando estima inicialmente as equações de salários de cada grupo realizando, simultaneamente, a correção do viés de seleção amostral proposta por Heckman (1979).

De posse da estimativa dos coeficientes e das médias amostrais dos regressores, os resultados dos componentes das decomposições e seus erros padrões (e covariâncias) são calculados baseados no vetor de parâmetros combinados e na matriz de variância e covariância dos coeficientes dos modelos e médias estimadas. O método de decomposição utilizado foi o padrão, ou seja, a decomposição *threefold* como descrito acima, tendo sido também usado o método de normalização das variáveis categóricas cuja interpretação detalhada da decomposição independe da categoria omitida. Por fim, na decomposição por

cada tipo de setor de atividade econômica, os mesmos não serão mais considerados como regressores nas equações de rendimentos. Já na decomposição por cada tipo de ocupação tratamento igual será dado.

3.4 Base de Dados

A base de dados utilizada no presente trabalho é a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios, realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. A análise concentrou-se no ano de 2013 por ser o último ano disponível. Para realização do presente estudo foram também realizados alguns cortes na base de dados para que a questão da discriminação por gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro fosse a mais adequada.

O primeiro corte foi dado na variável de idade do morador na data de referência da pesquisa, quando foram considerados apenas os indivíduos com idade igual ou superior a 25 anos com foco nos indivíduos que possuam maior grau de escolaridade. Ademais, para alcançar o objetivo central do presente estudo que passa pela análise da desigualdade salarial no mercado de trabalho privado no Brasil buscando identificar uma medida mais adequada de discriminação, optou-se também por retirar da amostra na variável posição na ocupação as categorias de militares, funcionários públicos estatutários, trabalhadores domésticos com e sem carteira de trabalho assinada, os conta próprias, empregadores e trabalhadores para próprio consumo e para próprio uso também por possuírem características diferenciadas quanto ao horário de trabalho, forma de contratação e pagamento e principalmente quanto à relação de subordinação de emprego.

Sendo assim, a amostra remanescente é formada apenas pelos empregados com e sem carteira de trabalho assinada, ocupados no setor privado e recebendo algum tipo de remuneração e por indivíduos inativos, fora da força de trabalho, desocupados e também por aqueles que estão ocupados sem remuneração, todos com vinte e cinco anos ou mais.

Esse corte será útil para se extrair a estimativa da probabilidade e dos determinantes da participação do indivíduo no mercado de trabalho privado brasileiro, e com isso calcular a razão inversa de Mills e proceder à correção do viés de seleção amostral na regressão de salários, tornando as estimativas dos componentes do método da decomposição da desigualdade de salários mais eficiente e consistente.

Além desses cortes nas categorias de algumas variáveis na base de dados foram feitos outros filtros convertendo as observações conhecidas como registros “sem

declaração”¹⁵ no dicionário da PNAD das variáveis de idade; cor ou raça; anos de escolaridade; número de anos no trabalho principal da semana de referência, contados até a data de referência; tinha carteira de trabalho assinada no trabalho principal da semana de referência; rendimento mensal do trabalho principal da semana de referência; e por fim, do número de horas habitualmente trabalhadas por semana no trabalho principal da semana de referência em valores ausentes ou “*missings*”.

Como a decomposição de Oaxaca leva em consideração a diferença de valores da média do salário-hora de dois diferentes grupos de trabalhadores e como os valores médios podem sofrer bastante influência de valores extremos (*outliers*) na amostra, resolveu-se, também, realizar um corte na variável de rendimento mensal do trabalho principal da semana de referência excluindo-se todos os valores considerados extremos da amostra com o objetivo de se obter uma estimativa mais precisa para a média do salário-hora dos grupos considerados. Sendo assim, resolveu-se realizar um corte acima do percentil 90 da variável de rendimento mensal.

¹⁵ Registros sem declaração no dicionário da PNAD apresentam a categoria 999999999999 como resposta.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A apresentação dos resultados do presente trabalho é dividida em três partes. Na primeira, tem-se a análise dos determinantes da participação do indivíduo no mercado de trabalho privado brasileiro considerando os fatores demográficos de gênero e raça. Nesta parte foram estimados os efeitos marginais de cada variável explicativa no modelo de seleção que explicam a probabilidade do indivíduo está ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho privado brasileiro.

Na segunda parte, é realizada a estimação da equação de salários que permitirá a análise dos determinantes do rendimento do trabalho principal nos mercados de trabalho considerados. Nesta seção, será possível identificar quais variáveis mais impactam sobre o retorno salarial dos grupos considerados.

Já a terceira e última parte realiza-se a decomposição de salários apresentada na metodologia acima, fazendo uso da rotina *oaxaca* disponível no software STATA 12, para a amostra selecionada para os quatro grupos, homens brancos (grupo de referência), mulheres brancas, homens negros e mulheres negras. Os resultados da decomposição mostram inicialmente as estimativas para as médias dos logaritmos de salários hora para cada grupo e a desigualdade salarial entre os grupos investigados por sexo e raça em relação ao grupo de referência como pode ser observado na Tabela 2.4.

Depois este diferencial é decomposto em três partes, sendo a primeira devido a diferenças nos atributos produtivos e a forma de inserção no mercado de trabalho (*efeito dotação*), a segunda parte devido às diferenças de retornos a estes atributos produtivos medida pelas diferenças nos coeficientes estimados (*efeito coeficiente*) e a terceira e última parte que mostra a interação dos dois primeiros efeitos (*efeito interação*). Cada um desses três componentes é estimado com seus respectivos erros padrões com o objetivo de se medir a significância estatística de cada um deles. Será observado o sinal estimado de cada componente para saber se o mesmo contribui de forma positiva ou negativa com o referido hiato de salários.

Depois será calculado e apresentado a participação de cada componente estimado sobre o diferencial total de salários, revelando qual deles consegue melhor explicar o diferencial de salários entre os diferentes grupos de trabalhadores. Após isso, também será calculado e apresentado a participação de cada regressor individual sobre cada componente da decomposição para se saber qual regressor melhor explica aquele componente do diferencial de salários. Além disso, será também calculado e apresentado o valor estimado dos salários

hora em escala original de cada grupo quando se dará início a análise contrafactual de grupos. Por fim, vale ressaltar que o desenho da amostra complexa da PNAD foi considerado no momento da estimação da decomposição contrafactual e que o nível de confiança especificado na mesma foi o padrão e igual a 95%. Tudo isso, será feito para o mercado de trabalho privado brasileiro como um todo, bem como para diferentes grupos de atividade econômica e categorias ocupacionais, buscando-se observar, de modo mais aprofundado, onde a desigualdade de salários é maior e que fatores melhor a explicam.

4.1 Determinantes da Inserção no Mercado de Trabalho Privado Brasileiro

Para realização das estimativas das equações de seleção abaixo foram considerados apenas os indivíduos adultos com mais de vinte e cinco anos, ocupados no mercado de trabalho privado, pois o foco do presente estudo é compreender a desigualdade salarial existente entre diferentes grupos de trabalhadores pertencentes a este setor da economia.

Para se conhecer a probabilidade de um indivíduo estar ou não ocupado apresentando rendimento positivo foram considerados na amostra os indivíduos ocupados com rendimentos positivos e os indivíduos ocupados sem rendimentos, desocupados, fora da força de trabalho e os inativos. Ressalta-se que para o cálculo das estimativas do modelo probit foram considerados os pesos da PNAD, levando-se em conta o desenho e a complexidade dos dados amostrais da referida pesquisa.

Os resultados das equações de seleção necessários para estimação das equações de rendimentos e para a realização da decomposição do diferencial de salários entre os mercados de trabalho de interesse encontram-se apresentados na Tabela 2.1 abaixo.

É necessário inicialmente verificar a qualidade do ajustamento do modelo probit. Pelo teste de Wald qui-quadrado verifica-se que os quatro modelos estimados por diferentes categorias de gênero e raça representando os quatro mercados de trabalho de interesse apresentaram significância conjunta das estimativas do modelo com um p-valor inferior a 0,00001. Com isso, pode-se dizer que existe pelo menos uma variável explicativa cujo parâmetro estimado possui significância estatística e é diferente de zero.

Outra forma de se avaliar os resultados do modelo probit é observar a tabela de classificação do modelo, considerando as medidas de sensibilidade, especificidade e o percentual de acerto do modelo. No modelo estimado para os homens brancos o percentual de

acerto das observações do modelo foi de 81,40%, para os homens negros, 80,27%; para as mulheres negras, 76,82% e para as mulheres brancas, 76,50%.

Por meio da análise da área sob a curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*) é possível também afirmar que os quatro modelos estimados também apresentaram uma excelente capacidade de discriminar as categorias da variável dependente quando todos os resultados observados ficaram acima de 0,8.

Depois de analisar o ajuste e a significância geral dos modelos estimados, é necessário uma análise mais específica da significância individual de cada parâmetro estimado. Nota-se que todos os coeficientes angulares e intercepto estimados dos quatro modelos foram considerados significativos a um nível de 1%. Conclui-se, então, que os modelos apresentados na Tabela 2.1 mostraram-se relevantes para a explicação da probabilidade de participação de um indivíduo em cada um dos quatro mercados de trabalho privados brasileiros selecionados na pesquisa. Vale ressaltar ainda que de modo geral os sinais dos coeficientes também se apresentaram de acordo com o esperado.

Começando com a variável idade, nota-se que esta segue um comportamento quadrático, resultado da depreciação normal do capital humano com a idade como pontuado por Cirino e Lima (2012) e Becker (1962; 1975). Ou seja, a medida que o indivíduo envelhece sua chance de estar ocupado com salário positivo no mercado de trabalho aumenta principalmente em função do acúmulo de educação formal e de experiência de mercado o que potencializa sua produtividade. Todavia, essa taxa passa a ser decrescente em níveis etários mais elevados. Nota-se que os homens negros são os que apresentam as maiores probabilidades de estarem ocupados no mercado de trabalho em função da idade devido à maior proporção deste grupo com idade mais avançada.

No tocante à variável escolaridade, observa-se que quanto maior os anos de estudo possuídos por um indivíduo, independente do gênero ou da raça, maior a sua probabilidade de estar ocupado no mercado de trabalho privado brasileiro. Todavia, esta variável também apresenta um comportamento quadrático revelando que as chances de estar ocupado não aumentam de modo significativo nos níveis mais elevados de estudo, ou seja, a probabilidade de estar ocupado aumenta bastante a medida que os indivíduos vão adquirindo níveis diferenciais de escolaridade, passando da educação fundamental para a básica e depois evoluindo para o nível superior.

Vale ressaltar que a escolaridade de indivíduos da cor branca impacta mais na probabilidade desses indivíduos estarem ocupados no mercado de trabalho comparado aos indivíduos da cor negra. Outro fator que chama atenção é que a variável escolaridade resulta

em maior probabilidade de um indivíduo da cor branca estar ocupado que a idade, fato esse não observado pelos indivíduos da cor negra, sendo provável indicativo que a escolaridade de indivíduos brancos são mais valorizadas pelo mercado como um fator de sua inserção.

Tabela 2.1 - Equações de seleção por gênero e raça, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco				Mulher Branca				
	Coef.	D.P.R.	P-v	dy/dx*	Coef.	D.P.R.	P-v	dy/dx*	
Constante	0,0209	0,0066	0,00	-	-2,1265	0,0067	0,00	-	
Idade	0,0742	0,0003	0,00	0,0293	0,0973	0,0003	0,00	0,0239	
Idade2	-0,0014	0,0000	0,00	-0,0005	-0,0016	0,0000	0,00	-0,0004	
Escolaridade	0,1187	0,0003	0,00	0,0468	0,1102	0,0003	0,00	0,0271	
Escolaridade2	-0,0069	0,0000	0,00	-0,0027	-0,0024	0,0000	0,00	-0,0006	
Cônjuge	0,0803	0,0013	0,00	0,0315	-0,2902	0,0008	0,00	-0,0707	
Filho	-0,6613	0,0013	0,00	-0,2585	-0,1595	0,0012	0,00	-0,0367	
Outros Parentes	-0,3664	0,0017	0,00	-0,1454	-0,1542	0,0016	0,00	-0,0355	
Reg. Metrop.	-0,0841	0,0009	0,00	-0,0332	-0,0877	0,0007	0,00	-0,0213	
Urbano	-0,0992	0,0014	0,00	-0,0388	0,2863	0,0014	0,00	0,0620	
Nº Filhos	0,0898	0,0005	0,00	0,0354	-0,0924	0,0004	0,00	-0,0227	
Nº Observações	15.144.963	-	-	-	21.789.520	-	-	-	
Wald chi2(10)	3.196.277	-	-	-	2.998.985	-	-	-	
Prob > chi2	0,0000	-	-	-	0,0000	-	-	-	
Log pseudolikelihood	-6.398.076	-	-	-	-9.727.893	-	-	-	
Pseudo R2	0,3734	-	-	-	0,2816	-	-	-	
Corretamente classificado	81,40%	-	-	-	76,50%	-	-	-	
Área sob a curva ROC	0,8726	-	-	-	0,8371	-	-	-	
		Homem Negro				Mulher Negra			
Constante	-0,3691	0,0052	0,00	-	-2,8809	0,0054	0,00	-	
Idade	0,0957	0,0002	0,00	0,0353	0,1200	0,0003	0,00	0,0300	
Idade2	-0,0016	0,0000	0,00	-0,0006	-0,0017	0,0000	0,00	-0,0004	
Escolaridade	0,0709	0,0003	0,00	0,0262	0,0663	0,0003	0,00	0,0166	
Escolaridade2	-0,0035	0,0000	0,00	-0,0013	0,0016	0,0000	0,00	0,0004	
Cônjuge	0,0038	0,0011	0,00	0,0014	-0,2852	0,0007	0,00	-0,0704	
Filho	-0,7377	0,0011	0,00	-0,2851	-0,1511	0,0011	0,00	-0,0356	
Outros Parentes	-0,5018	0,0015	0,00	-0,1951	-0,1964	0,0015	0,00	-0,0451	
Reg. Metrop.	0,0139	0,0008	0,00	0,0051	0,0763	0,0007	0,00	0,0193	
Urbano	-0,1217	0,0011	0,00	-0,0441	0,2409	0,0011	0,00	0,0551	
Nº Filhos	0,0362	0,0004	0,00	0,0134	-0,0856	0,0003	0,00	-0,0214	
Nº Observações	18.764.253	-	-	-	21.752.062	-	-	-	
Wald chi2(10)	3.705.384	-	-	-	2.920.831	-	-	-	
Prob > chi2	0,0000	-	-	-	0,0000	-	-	-	
Log pseudolikelihood	-8.386.776	-	-	-	-9.952.132	-	-	-	
Pseudo R2	0,3044	-	-	-	0,2342	-	-	-	
Corretamente classificado	80,27%	-	-	-	76,82%	-	-	-	
Área sob a curva ROC	0,8332	-	-	-	0,8154	-	-	-	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Coef.: Coeficientes;

D.P.R.: Desvio-Padrão Robusto;

P-v: P-valor;

dy/dx: Efeito Marginal.

(*) dy/dx é para mudança discreta da variável dummy de 0 para 1.

No que tange as variáveis indicadoras de condição na unidade domiciliar, verifica-se que as posições de cônjuge, filhos e outros parentes apresentam menor probabilidade de estarem ocupados que a pessoa de referência no domicílio no caso dos indivíduos do sexo feminino. Isso pode ser um indicativo de decisões familiares quando as mulheres apresentam maior especialização para o trabalho doméstico que o homem. Todavia, quando o cônjuge é do sexo masculino a probabilidade de estar também no mercado de trabalho é positiva, ou seja, mesmo que a mulher seja considerada chefe do domicílio, ou pessoa de referência, os homens costumam se manter ativos no mercado de trabalho.

Em relação a variável de área censitária, é marcante as diferenças de probabilidade de inserção no mercado de trabalho considerando-se os fatores de gênero e raça. Os indivíduos da cor branca apresentam maior probabilidade de estarem ocupados fora da região metropolitana e os indivíduos da cor negra são mais prováveis de estarem ocupados dentro da região metropolitana. Isso pode ser explicado pelo fato desses últimos indivíduos conseguirem encontrar melhores oportunidades de trabalho em mercados mais desenvolvidos, mesmo que seja em ocupações menos atrativas do ponto de vista financeiro. Agora, quando se considera a variável de situação censitária, as chances dos homens estarem ocupados na zona urbana é menor que na zona rural. Já as mulheres apresentam maior probabilidade de estarem ocupadas na zona urbana.

Por fim, a variável número de filhos tem impacto diferenciado na probabilidade do indivíduo estar ocupado no mercado de trabalho privado brasileiro quando se compara a questão de gênero. Para os homens o sinal é positivo revelando maior probabilidade de estarem ocupados, pois o maior número de filhos acaba por pressionar ainda mais os homens no sentido de proverem o sustento do domicílio, impulsionando-se para o mercado de trabalho. Já a explicação do sinal negativo para as mulheres pode estar associada ao fato de a educação e os cuidados com as crianças ainda serem atividades tipicamente femininas.

4.2 Determinantes dos Rendimentos do Trabalho Principal no Setor Privado Brasileiro

Para se analisar os principais determinantes do salário-hora no mercado de trabalho privado brasileiro foram selecionadas variáveis relacionadas ao acúmulo de capital humano tais como experiência, escolaridade e tempo de permanência no último emprego (*tenure*), além de variáveis relativas à forma de inserção no mercado de trabalho, a exemplo da área e da situação censitária de moradia do indivíduo, a condição de formalização no

trabalho, captada a partir da posse da carteira assinada, a condição de sindicalização, alocações em diferentes setores econômicos e por fim, alocações em diferentes ocupações.

O número de observações selecionadas na amostra para os homens brancos no mercado de trabalho privado brasileiro foi igual a 24.683 das quais 9.928 foram censuradas e 14.755 foram não censuradas após a correção do viés de seleção amostral. No caso das mulheres brancas, o número de observações selecionadas na amostra foi de 35.881, sendo 24.635 censuradas e 11.246 não censuradas. Em relação aos homens negros, o número de observações selecionadas foi igual a 35.213, sendo 12.036 censuradas e 23.177 não censuradas. Por fim, o número de observações selecionadas para as mulheres negras foi igual à 41.236, sendo 29.494 censuradas e 11.742 não censuradas.

Antes de realizar qualquer estimação e inferência sobre os resultados dos coeficientes estimados das equações de salários, faz-se necessário afirmar que está provavelmente presente outro problema na equação de salários conhecido como endogeneidade na variável escolaridade que mede os anos de estudo dos indivíduos. Na equação de salários, a variável escolaridade é determinante dos salários. Todavia, sabe-se que pessoas que possuem maiores salários também buscarão por mais educação, assim, a variável exógena escolaridade é de algum modo afetada pela variável de salários, tornando a primeira endógena e correlacionada com o termo de erro da equação.

Na presença de tal problema os coeficientes estimados tornam-se inconsistentes, mesmo em grandes amostras. Uma possível saída seria encontrar uma variável *proxy* para substituir a variável escolaridade que fosse altamente correlacionada com esta última, mas que não fosse correlacionada com o termo de erro. Esta variável seria conhecida como instrumento que ao substituir a variável escolaridade poder-se-ia proceder a estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários alcançando coeficientes estimados assintoticamente consistentes. Assim, a grande tarefa seria encontrar esta variável instrumental. Contudo, esta tarefa não é tão fácil de ser implementada.

Conforme Gujarati (2011, p. 483) “Na prática não é fácil encontrar boas *proxies*; com frequência estamos em situação de reclamar do mau tempo sem sermos capazes de fazer muito para mudá-lo. Além disso, não é fácil verificar se a variável instrumental selecionada é, de fato, independente dos termos de erro”. De posse da base de dados da PNAD não foi encontrada nenhuma variável que pudesse funcionar como uma boa *proxy* para a variável escolaridade. Com isso, optou-se por estimar as equações de salários mesmo diante a presença potencial deste problema.

Dando continuidade a análise, as Tabela 2.2 e 2.3 apresentam os resultados das estimativas das equações de rendimentos para os mercados de trabalho específicos. Pelo teste de Wald todos os quatro modelos estimados mostraram-se significativos a 1%, rejeitando a hipótese nula de que todos os parâmetros estimados são conjuntamente iguais a zero. Passando-se agora para análise da significância individual dos coeficientes estimados, nota-se que grande parte deles foram significativos a 1%, mostrando a importância das variáveis explicativas escolhidas para a explicação da variável dependente dos modelos apresentados.

Além disso, a razão inversa de Mills foi significativa a 1% em três dos quatro modelos de rendimentos estimados, revelando a importância da inclusão de tal variável para a eliminação do problema de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). A grande maioria dos sinais dos coeficientes estimados também está de acordo com o esperado pela teoria subjacente nos quatro modelos propostos. Com base nos sinais dos coeficientes e nos seus efeitos marginais sobre os salários é possível tecer alguns comentários relevantes.

Como ponto de partida, tem-se a variável experiência. Nota-se que todas as quatro equações estimadas revelaram efeito positivo sobre os salários dos trabalhadores, indicando que maior experiência impacta em maiores salários, atendendo assim o que é estabelecido na teoria do capital humano. Todavia, chama atenção o efeito marginal de um ano a mais de experiência sobre os salários para os homens que se colocaram bem acima do efeito marginal das mulheres, revelando dessa forma uma maior valorização por parte do mercado de trabalho da experiência adquirida pelos indivíduos do sexo masculino. Já a experiência das mulheres brancas não se mostrou significativa. (Tabela 2.2 e 2.3).

De modo semelhante, a variável educação, também segue o que é preconizado pela teoria do capital humano, ao apresentar sinais dos coeficientes positivos em todos os quatro modelos estimados, revelando dessa forma que quanto maior o nível educacional do indivíduo, mais elevado o rendimento auferido nos mercados de trabalho em que ele está inserido. Um fato que chama a atenção é o retorno da educação sobre os salários dos empregados de cor branca ser superior aos retornos educacionais dos empregados da cor negra e a grande superioridade observada nos retornos educacionais das mulheres brancas. Isso é um indicativo de que o mercado de trabalho valoriza mais um ano de educação formal de um indivíduo branco do que de um indivíduo negro. (Tabela 2.2 e 2.3).

Quando se analisa a variável tempo no último emprego (*tenure*), todos os coeficientes foram positivos e significativos a 1%, com as mulheres apresentando maior retorno salarial para cada ano adicional no último emprego. Destaca-se ainda o fato de que um ano adicional de experiência tem um impacto maior que um ano adicional no último emprego

para os homens do que para as mulheres. Assim, é possível afirmar que para os homens vale mais a experiência no mercado de trabalho do que a permanência no mesmo emprego como forma de obter maiores retornos salariais. Já para as mulheres é mais interessante se manterem empregadas por mais tempo no mesmo emprego. (Tabela 2.2 e 2.3).

Tabela 2.2 - Equações de rendimento, homem branco e mulher branca, Brasil, 2013

Variáveis	Coef.	D.P.	P-v	E.M.	Coef.	D.P.	P-v	E.M.
	Homem Branco				Mulher Branca			
Constante	1,7030	0,0580	0,00	-	1,5140	0,1056	0,00	-
Experiência	0,0062	0,0006	0,00	0,6172	0,0011	0,0009	0,19	0,1118
Escolaridade	0,0392	0,0016	0,00	3,9245	0,0474	0,0022	0,00	4,7390
Tenure	0,0050	0,0007	0,00	0,4968	0,0071	0,0009	0,00	0,7064
Região não metropolitana	-0,0591	0,0098	0,00	-0,0591	-0,0462	0,0101	0,00	-0,0462
Rural	-0,1038	0,0182	0,00	-0,1038	-0,1425	0,0258	0,00	-0,1425
Sem Carteira	-0,1827	0,0118	0,00	-0,1827	-0,0831	0,0128	0,00	-0,0831
Não Sindicalizado	-0,0758	0,0121	0,00	-0,0758	-0,0677	0,0134	0,00	-0,0677
Indústria	0,1149	0,0492	0,02	0,1149	-0,0030	0,0963	0,98	-0,0030
Construção	0,1153	0,0504	0,02	0,1153	0,1001	0,1070	0,35	0,1001
Comércio	0,0293	0,0499	0,56	0,0293	-0,0566	0,0961	0,56	-0,0566
Serviços	0,1473	0,0492	0,00	0,1473	0,0351	0,0955	0,71	0,0351
Profissionais das ciências e das artes	0,0760	0,0329	0,02	0,0760	0,1069	0,0276	0,00	0,1069
Técnico de nível médio	-0,1138	0,0286	0,00	-0,1138	-0,1372	0,0283	0,00	-0,1372
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,2427	0,0273	0,00	-0,2427	-0,2632	0,0250	0,00	-0,2632
Trabalhadores dos serviços	-0,4187	0,0269	0,00	-0,4187	-0,4023	0,0273	0,00	-0,4023
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,2803	0,0292	0,00	-0,2803	-0,3707	0,0281	0,00	-0,3707
Trabalhadores agrícolas	-0,4081	0,0523	0,00	-0,4081	-0,4893	0,0987	0,00	-0,4893
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,2336	0,0250	0,00	-0,2336	-0,3991	0,0311	0,00	-0,3991
Membros das forças armadas e auxiliares	0,1528	0,0665	0,02	0,1528	0,2984	0,1319	0,02	0,2984
Ocupação maldefinidas	0,9154	0,3186	0,00	0,9154	-0,2059	0,2125	0,33	-0,2059
Lambda Mills	-0,1154	0,0205	0,00	-0,1154	0,1320	0,0294	0,00	0,1320

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Coef.: Coeficientes;

D.P.R.: Desvio-Padrão;

P-v: P-valor;

E.M.: Efeito Marginal.

No que se refere à área censitária de moradia do indivíduo, nota-se conforme observado pelo coeficiente da variável região não metropolitana, que todos os trabalhadores apresentaram maiores retornos salariais nas regiões metropolitanas, isto é em parte explicado pela maior demanda de serviços especializados e pelo efeito aglomeração de organizações empresariais nesta região. A maior diferença observada ocorreu para os homens brancos.

Agora em relação à situação censitária do trabalhador, em todos os quatro modelos estimados, observou-se que aqueles empregados na área urbana ganham valores bem acima dos empregados na zona rural. A provável explicação para isso também recai sobre o

maior desenvolvimento da primeira região em detrimento da segunda. A diferença mais expressiva foi observada para as mulheres brancas.

Tabela 2.3 – Equações de rendimento, homem negro e mulher negra, Brasil, 2013

Variáveis	Coef.	D. P.	P-v	E.M.	Coef.	D. P.	P-v	E.M.
	Homem Negro				Mulher Negra			
Constante	1,7063	0,0493	0,00	-	1,5415	0,1122	0,00	-
Experiência	0,0075	0,0005	0,00	0,7452	0,0028	0,0008	0,00	0,2808
Escolaridade	0,0354	0,0013	0,00	3,5447	0,0347	0,0029	0,00	3,4729
Tenure	0,0021	0,0006	0,00	0,2053	0,0070	0,0010	0,00	0,6992
Região não metropolitana	-0,0162	0,0084	0,05	-0,0162	-0,0299	0,0114	0,01	-0,0299
Rural	-0,1075	0,0135	0,00	-0,1075	-0,0599	0,0249	0,02	-0,0599
Sem Carteira	-0,2560	0,0092	0,00	-0,2560	-0,1322	0,0130	0,00	-0,1322
Não Sindicalizado	-0,0372	0,0102	0,00	-0,0372	-0,0723	0,0152	0,00	-0,0723
Indústria	0,0589	0,0393	0,13	0,0589	0,0775	0,0961	0,42	0,0775
Construção	0,0735	0,0397	0,07	0,0735	0,2942	0,1066	0,01	0,2942
Comércio	-0,0332	0,0401	0,41	-0,0332	0,0373	0,0965	0,70	0,0373
Serviços	0,1216	0,0393	0,00	0,1216	0,1691	0,0953	0,08	0,1691
Profissionais das ciências e das artes	0,0347	0,0362	0,34	0,0347	0,0843	0,0372	0,02	0,0843
Técnico de nível médio	-0,1812	0,0307	0,00	-0,1812	-0,1501	0,0369	0,00	-0,1501
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,3362	0,0295	0,00	-0,3362	-0,2868	0,0340	0,00	-0,2868
Trabalhadores dos serviços	-0,4812	0,0277	0,00	-0,4812	-0,4058	0,0351	0,00	-0,4058
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,3745	0,0307	0,00	-0,3745	-0,3882	0,0371	0,00	-0,3882
Trabalhadores agrícolas	-0,5043	0,0442	0,00	-0,5043	-0,4598	0,1016	0,00	-0,4598
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,3072	0,0269	0,00	-0,3072	-0,3646	0,0403	0,00	-0,3646
Membros das forças armadas e auxiliares	0,2444	0,0579	0,00	0,2444	0,1478	0,1796	0,41	0,1478
Ocupação maldefinidas	-0,7274	0,2572	0,01	-0,7274	-1,2707	0,5858	0,03	-1,2707
Lambda Mills	-0,1389	0,0186	0,00	-0,1389	-0,0383	0,0344	0,27	-0,0383

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Coef.: Coeficientes;

D.P.R.: Desvio- Padrão;

P-v: P-valor;

E.M.: Efeito Marginal.

Na análise do grau de formalidade do empregado, captado pela posse da carteira de trabalho, nota-se que nos quatro modelos estimados a variável sem carteira apresentou sinal negativo, revelando que empregados com vínculo formal apresentaram retornos superiores àqueles sem vínculo. Outro achado interessante é que o diferencial de retorno entre quem possui e não possui carteira de trabalho assinada é superior entre os homens. A maior discrepância encontrada ocorreu entre os homens da cor negra, talvez em função da elevada oferta de trabalho em atividades de pouca especialização.

Ao se analisar a condição de sindicalizado nota-se que nos quatro modelos estimados, os empregados sindicalizados recebem, em média, mais que aqueles que não são sindicalizados, revelando o poder de barganha ainda existente por parte dos sindicatos, apesar da menor participação de empregados do setor privado nesta condição. Vale destacar que a

discrepância de retorno salarial é maior entre os formais e os não formais do que entre os sindicalizados e os não sindicalizados, revelando que a garantia de direitos oriunda da formalização do emprego gera maiores retornos do que o poder de barganha dos sindicatos.

Em relação ao setor de atividade econômica nota-se que os homens brancos empregados na indústria, na construção e nos serviços registraram retornos superiores aos que estão empregados na agricultura (categoria-base) e que não houve diferença estatística entre os retornos dos setores do comércio e da agricultura. O setor que registrou maior retorno salarial para o referido grupo de trabalhadores foram os serviços, explicado em parte pelo elevado grau de especialização em algumas áreas.

No mercado de trabalho das mulheres brancas nenhum setor revelou retorno estatisticamente diferente do setor da agricultura. No mercado de trabalho dos homens negros apenas os setores da construção e dos serviços apresentaram retornos superiores aos da agricultura, com destaque para os serviços. A provável explicação para isso é que os homens negros apresentam elevada participação na construção com baixos salários mas, ainda superior a média paga na agricultura. Por fim, no mercado de trabalho das mulheres negras, também a construção e os serviços revelaram retornos superiores ao da agricultura, com destaque para construção que apresentou retorno superior ao dos serviços. A provável explicação para isto é o efeito composição, ou seja, existe maior quantidade de mulheres negras presentes na construção com elevados salários.

Finalmente, em relação a variável de grupos ocupacionais é possível afirmar que no mercado de trabalho dos homens brancos apenas os profissionais das ciências e das artes; os membros das forças armadas e auxiliares e as ocupações mal definidas apresentaram rendimentos superiores ao recebido pelos dirigentes em geral (categoria base). Já no mercado de trabalho das mulheres brancas também os profissionais das ciências e das artes e os membros das forças armadas e auxiliares apresentaram rendimentos superiores à categoria base. No mercado de trabalho dos homens negros apenas membros das forças armadas e auxiliares apresentou retorno superiores à categoria base. Por fim, no mercado de trabalho das mulheres negras apenas profissionais das ciências e das artes apresentou retorno superior à categoria base.

O que possivelmente pode explicar a diferença salarial entre os profissionais das ciências e das artes e os dirigentes em geral é o fato que o primeiro está associado a realização de atividades que exigem maior nível de conhecimento técnico e maior grau de habilidades humanas e melhor qualificação profissional. Já na comparação com os membros das forças

armadas e das ocupações ditas maldefinidas está relacionado ao pequeno contingente de pessoas nestas ocupações recebendo elevados salários.

Todas as diferenças de retornos salariais apresentadas acima no geral e em cada tipo de atividade econômica ou categorias ocupacionais podem ser fontes úteis de explicação dos diferenciais salariais percebidos no mercado de trabalho pelos grupos investigados.

4.3 Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Mercado de Trabalho Privado

Brasileiro

Após realizada a estimação das equações de seleção e de salários por gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro para cada amostra selecionada, é possível mensurar a magnitude do diferencial médio de salários entre a categoria de referência homem branco em relação aos demais mercados de trabalho, que são: mulher branca, homem negro e mulher negra, para depois realizar a decomposição desse diferencial seguindo o método proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973), conforme apresentado na metodologia acima. O que se busca com esta decomposição é explicar as principais causas dos diferenciais salariais. Para isso, faz-se uso tanto dos valores esperados médios das variáveis explicativas quanto das estimativas dos coeficientes das equações de salários.

O pacote de programação ora usado permite estimar os valores médios do logaritmo dos salários-hora de cada grupo, seu diferencial, além de decompor esse diferencial em três coeficientes estimados com seus respectivos desvios-padrão. As três estimativas referem-se às diferenças nas médias dos regressores (efeito dotações), à diferença nos valores dos coeficientes estimados (efeito coeficiente); e por fim, à diferenças combinadas entre dotações e coeficientes (efeito interação).

De acordo com as colunas 2, 7 e 12 da Tabela 2.4, a média do logaritmo do salário-hora dos homens brancos no mercado de trabalho privado brasileiro geral é igual a 1,9316; enquanto das mulheres brancas, 1,7358; dos homens negros, 1,7532 e das mulheres negras, 1,6930. Com isso, o diferencial de salários dos homens brancos em relação às mulheres brancas é igual a 0,1958, em relação aos homens negros é de 0,1784 e em relação às mulheres negras é de 0,2385. Nota-se, de início, que o menor diferencial na comparação com o grupo de referência (homens brancos) ocorreu em relação aos homens negros e o maior diferencial ocorreu em relação às mulheres negras.

Ainda segundo a Tabela 2.4, mas agora fazendo uso do cálculo exponencial é possível se obter o valor monetário médio do salário-hora pago a cada um dos trabalhadores,

observado na parte superior das colunas 5, 10 e 15. Os homens brancos no setor privado nacional recebem em média R\$ 6,90 por hora trabalhada. Já as mulheres brancas recebem R\$ 5,67; os homens negros, R\$ 5,77 e as mulheres negras R\$ 5,44. Com isso, o salário-hora dos homens brancos é, em média, maior que o das mulheres brancas em 21,6%, ao dos homens negros em 19,5% e maior que o das mulheres negras em 26,9%.

Agora, ao se decompor o diferencial das médias dos logaritmos de salário-hora entre os diferentes grupos é possível obter-se algumas informações relevantes para explicação dos hiatos salariais observados no painel dois nas colunas 2, 7 e 12 na Tabela 2.4.

Inicialmente, comparando os homens brancos com as mulheres brancas (coluna 2) percebe-se que o efeito dotações (negativo) atuou no sentido de diminuir as diferenças salariais entre os dois grupos, enquanto que o efeito coeficiente e o efeito interação (ambos positivos) atuaram no sentido de aumentar o diferencial salarial entre eles. Falando de outro modo, caso as mulheres tivessem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção dos homens brancos no mercado de trabalho privado brasileiro, seus salários seriam reduzidos em 16,1% (coluna 5). Já caso os atributos produtivos das mulheres brancas fossem remunerados do mesmo modo que os atributos produtivos dos homens brancos seus salários seriam aumentados em 35,2% (coluna 5).

Na mesma comparação os efeitos dotações, coeficientes e interação, todos estatisticamente significativos a 1%, contribuíram respectivamente com -89,73%, 154,07% e 35,65% do diferencial total de salários, revelando desse modo o enorme peso do efeito dos diferenciais dos coeficientes estimados entre os dois grupos investigados (coluna 6). Os coeficientes representam os retornos das variáveis explicativas. Isso pode ser um indicativo de alguma forma de discriminação de gênero no mercado de trabalho brasileiro. Todavia, o mesmo pode também, em parte, ser explicado por variáveis não observadas e omitidas da equação de salários.

Na comparação dos homens brancos com os homens negros (coluna 7, 10 e 11), nota-se que a contribuição do efeito dotação para o diferencial total de salários foi de 52,13% e do efeito coeficientes foi de 46,28% e que ambos agiram de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos. Isso significa que caso os homens negros possuíssem as mesmas características produtivas que os homens brancos seus salários aumentariam em 9,7% e caso seus atributos produtivos fossem valorados pelo mercado do mesmo modo que o dos homens brancos seus salários registrariam um avanço de 8,6% (coluna 10). O efeito interação não foi estatisticamente significativo. Mais uma vez é provável a existência de discriminação de raça no mercado de trabalho entre os trabalhadores do sexo

masculino no país, com os efeitos dos atributos produtivos se revelando ainda mais significativos na explicação do hiato de salários.

Por último, decompondo-se o diferencial de salários entre os homens brancos e as mulheres negras (coluna 12), nota-se que enquanto o efeito dotações agiu de forma a reduzir o hiato de rendimentos, os efeitos coeficientes e interação atuaram no sentido de aumentar a disparidade salarial entre os mesmos. Isso significa que caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos ou mesmo padrão de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos, seus salários sofreriam uma queda de aproximadamente 4,9%.

Enquanto isso, caso esses mesmos atributos produtivos recebessem os mesmos retornos pagos aos homens brancos, os salários das mulheres negras aumentariam em 29,4%. Nota-se também que o efeito dotações contribuiu com apenas -20,90% do diferencial total de salários e que o efeito coeficientes contribuiu com 108,2% do diferencial total, revelando o elevado peso que este último têm na explicação do hiato de rendimentos entre homens brancos e mulheres negras no mercado de trabalho privado nacional. Diante esse fato, pode-se novamente afirmar que o diferencial salarial ocorreria em função da possível discriminação não apenas de raça, mas principalmente de gênero, existente no mercado de trabalho brasileiro e que há fortes indícios de discriminação no mercado de trabalho privado brasileiro na comparação destes dois grupos. Aqui, a mulher negra ocupa a posição mais desvantajosa na análise, ao registrar elevado peso da discriminação por ser mulher e negra.

Conclui-se, então, que para os homens negros a principal explicação do diferencial de salários recai sobre as diferenças de dotações produtivas em relação aos homens brancos. Já para as mulheres brancas e negras a principal explicação do diferencial de salários recai sobre as diferenças de coeficientes; ou seja, sobre a forma como os atributos produtivos e a inserção no mercado são remunerados pelo mercado de trabalho privado brasileiro.

Realiza-se agora uma análise mais detalhada de cada componente da decomposição do hiato de salários entre os quatro grupos investigados. O diferencial salarial entre homens brancos e mulheres brancas pode ser explicado por diferenças nos atributos produtivos e na forma de inserção no mercado de trabalho de cada grupo, bem como pela forma de recompensas financeiras que é paga a cada um desses atributos produtivos.

A explicação do diferencial de atributos produtivos passa principalmente pela variável escolaridade quando as mulheres brancas possuem, em média, mais anos de estudo que os homens brancos, fazendo com que elas ganhem em média, mais do que eles, o que contribui bastante com o sinal negativo do componente de dotações. Por outro lado, os homens brancos possuem, em média, mais tempo de experiência e mais tempo de

permanência no último emprego, fatores esses que podem contribuir com o hiato salarial positivo pela redução do peso do componente de dotações. Independente da escolha da categoria base, a forma de inserção no mercado de trabalho, seja dentro ou fora da região metropolitana, na zona urbana ou rural, com ou sem carteira de trabalho assinada, as mulheres brancas ganham, em média, mais que os homens brancos. Por outro lado, independente de ser ou não sindicalizado, os homens brancos ganham, em média, mais do que as mulheres brancas.

Em linhas gerais, a participação nos setores de atividade econômica também contribui pouco com a explicação do diferencial de salários entre homens brancos e mulheres brancas, principalmente porque os coeficientes estimados para os setores da agricultura, indústria e serviços se mostraram estatisticamente insignificantes. Por outro lado, os diferentes tipos de ocupações contribuem sobremaneira com a explicação do diferencial de salários entre homens brancos e mulheres brancas. Tudo o mais constante, as ocupações de dirigentes em geral; e profissionais das ciências e das artes; trabalhadores agrícolas; e trabalhadores da produção de bens e serviços de reparação e manutenção a participação das mulheres brancas acabam por reduzir o hiato salário, em especial esta última forma de ocupação.

Mais importante que a diferença de atributos e características produtivas é a forma de retorno de mercado que é paga a cada atributo e recebida por cada um dos grupos investigados. Em geral, o tempo de experiência dos homens brancos é bastante valorizado pelo mercado privado brasileiro em comparação as mulheres brancas e isso ajuda a explicar porque os homens ganham, em média, mais que as mulheres. Por outro lado, cada ano de tempo de permanência a mais no mesmo emprego e principalmente cada ano de estudo adicional das mulheres brancas é mais valorizado do que o dos homens brancos. Dentre os empregados com carteira, os homens brancos são mais valorizados pelo mercado. Na análise por setores, a única coisa que é possível afirmar, tudo o mais constante, é que a indústria e principalmente os serviços remunera mais uma hora de trabalho dos homens brancos do que das mulheres brancas.

Diferentemente, grande parte das ocupações analisadas, em especial as ocupações de trabalhadores de serviços administrativos e dos trabalhadores dos serviços, valoriza mais uma hora de trabalho das mulheres brancas do que dos homens brancos, a exceção ficando por conta das ocupações maldefinidas. Por fim, não se pode deixar de lado a grande importância e peso do termo de intercepto na explicação do hiato de salários entre homens brancos e mulheres brancas no componente de efeito dos coeficientes, revelando fortes

indícios da presença de discriminação no mercado de trabalho privado quando os homens brancos ganham mais não só porque possuem mais atributos produtivos ou porque são sempre mais valorizados em alguns desses atributos, mas ganham mais simplesmente porque são homens.

Na comparação dos homens brancos com os negros no mercado de trabalho privado nacional, a explicação do diferencial de salários passa principalmente pelas diferenças de atributos produtivos diferente do ocorrido na comparação com as mulheres brancas e negras.

Observa-se que os homens negros apresentam, em média, mais tempo de experiência no mercado de trabalho que os homens brancos, mas esta variável não apresenta um elevado peso na explicação do hiato salarial entre os dois grupos analisados. Por outro lado, os homens brancos apresentam maior número de anos de estudo, variável esta de grande importância para explicar o componente de dotações sobre o hiato salarial entre os dois grupos. Independente da forma de inserção no mercado de trabalho como estar ou não na zona urbana ou possuir ou não carteira de trabalho assinada os homens brancos também ganham, em média, mais.

Mas estas variáveis tem um pequeno peso na explicação dos diferenciais salariais. Em geral, do mesmo modo como ocorreu com a análise das mulheres brancas, a análise por setores explica apenas parte do diferencial salarial entre homens brancos e negros. Nota-se, que apenas no setor de serviços a participação dos homens brancos geram retornos maiores, comparado aos homens negros com também baixo poder de explicação. Já na análise por tipos de ocupações, observa-se que nas ocupações de dirigentes em geral; profissionais das ciências e das artes; técnicos de nível médio; trabalhadores dos serviços; e trabalhadores agrícolas, a participação dos homens brancos geram também ganhos superiores, principalmente esta última ocupação, o que ajuda a explicar uma parte do hiato salarial entre os dois grupos.

Outra importante fonte de esclarecimento do hiato de salários entre os homens brancos e negros no mercado de trabalho privado nacional está na forma como os atributos produtivos e a forma de inserção são remunerados pelo mercado. Em geral, um ano a mais de educação e de tempo no emprego gera retornos financeiros maiores para os homens brancos que para os homens negros. Em média, uma hora de trabalho dos homens brancos na região metropolitana são melhor remuneradas do que a dos homens negros, o mesmo ocorre entre os que não possuem carteira assinada e são sindicalizados, quando este último atributo apresenta baixo poder de explicação. Não foram verificadas diferenciais de retornos estatisticamente

significativos entre os diferentes setores econômicos que ajudassem a explicar o sinal positivo do componente de coeficientes.

Ainda pelos dados da Tabela 2.4, discrepâncias de retornos significativas entre as diferentes ocupações revelaram que uma hora de trabalho de uma negro é melhor paga do que de um homem branco na maioria das ocupações, em especial dos trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção e trabalhadores dos serviços. Contudo, vale novamente ressaltar o elevado peso que o termo de intercepto tem no componente dos coeficientes e na explicação do diferencial de salários entre homens brancos e negros, donde se pode afirmar que a hora de trabalho de um homem branco é mais valorizada que a de um homem negro em função principalmente da diferença da raça e não apenas por possuir diferentes retornos aos atributos produtivos.

Por último, a diferença salarial entre homens brancos e mulheres negras no mercado de trabalho privado nacional pode ser explicada apenas em parte por diferenciais nos atributos produtivos a favor das mulheres negras. Nota-se, que as mulheres negras possuem, em média, maior número de anos de estudo que os homens brancos, sendo esta uma variável de elevado peso na explicação do sinal negativo do componente de dotações. Por outro lado, o tempo de experiência e de emprego acaba remunerando, em média, mais os homens brancos que as mulheres negras, contribuindo com o diferencial de salários. Também independente da categoria base e da forma de inserção no mercado de trabalho, seja na região metropolitana, na zona urbana ou não, a participação das mulheres negras resulta em maiores ganhos salariais comparado aos homens brancos.

Em particular e diferente do ocorrido com as mulheres brancas e com os homens negros, os setores econômicos passam a desempenhar um papel significativo na explicação do diferencial de salários, em especial, o setor de serviços no qual os homens brancos ganham, em média, menos que as mulheres negras, diferente da construção e no comércio. Os tipos de ocupações também são importantes na explicação do hiato salarial, em especial os profissionais das ciências e das artes cuja participação feminina resulta, na média, em maiores salários comparado aos homens brancos, quando elas alcançam estes postos de trabalho.

Todavia, são as diferenças nos retornos aos atributos produtivos, em favor dos homens brancos, que mais ajudam na explicação do hiato salarial, principalmente a variável de tempo de experiência. O tempo de estudo não se revelou estatisticamente significativo. O setor da construção foi o único cujos retornos pagos as mulheres negras superaram ao dos homens brancos talvez em parte pelo efeito composição. Nota-se que quase todas as ocupações valorizam, em média, muito mais uma hora de trabalho de uma mulher negra do

que de um homem branco, em especial, a ocupação dos trabalhadores dos serviços. Apesar de tudo isso, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto também tem sobre o efeito de coeficientes e na explicação do diferencial de salários entre estes dois grupos. Sendo assim, é também possível afirmar que o hiato salarial está relacionado a uma nítida de discriminação combinada pelos fatores de gênero e de cor.

Agora, a partir do Quadro 2.1 é possível observar as médias dos logaritmos do salário-hora e dos diferenciais de salários por gênero para o Brasil e para diferentes setores econômicos e grupos ocupacionais em relação à categoria de referência que é o homem branco com suas respectivas posições no ranking entre parênteses.

Quadro 2.1 - Resumo das médias dos logaritmos do salário-hora e dos diferenciais de salários por gênero para diferentes setores econômicos e grupos ocupacionais no mercado de trabalho privado – Brasil – 2013

Setores Econômicos e Grupos Ocupacionais	Média do Logaritmo do Salário-Hora Estimado				Diferencial de Salários		
	Homem Branco	Mulher Branca	Homem Negro	Mulher Negra	(HB/MB)%	(HB/HN)%	(HB/MN)%
Setores Econômicos							
1. Agricultura	1,4239 (5)	1,3821 (5)	1,2536 (5)	1,1596 (5)	4,3% (4)	18,6% (2)	30,3% (3)
2. Indústria	1,9830 (2)	1,7166 (4)	1,8272 (2)	1,5464 (3)	30,5% (1)	16,9% (3)	54,7% (1)
3. Construção	1,8421 (4)	2,0071 (1)	1,7032 (3)	1,8230 (1)	-15,2% (5)	14,9% (5)	1,9% (5)
4. Comércio	1,8480 (3)	1,7344 (3)	1,6515 (4)	1,5452 (4)	12,0% (2)	21,7% (1)	35,4% (2)
5. Serviços	2,0047 (1)	1,9416 (2)	1,8555 (1)	1,7467 (2)	6,5% (3)	16,1% (4)	29,4% (4)
Grupos Ocupacionais							
1. Dirigentes em Geral	2,2198 (2)	2,1535 (2)	2,1491 (2)	1,9956 (2)	6,8% (6)	7,3% (8)	25,1% (7)
2. Profissionais das Ciências e das Artes	2,3726 (1)	2,3731 (1)	2,2399 (1)	2,1979 (1)	0,0% (8)	14,2% (6)	19,1% (8)
3. Técnico de Nível Médio	2,1448 (3)	2,0112 (3)	1,9845 (3)	1,8963 (3)	14,3% (4)	17,4% (2)	28,2% (5)
4. Trabalhadores de Serviços Administrativos	2,0044 (4)	1,8739 (4)	1,8511 (4)	1,7328 (4)	13,9% (5)	16,6% (4)	31,2% (3)
5. Trabalhadores dos Serviços	1,7619 (7)	1,6091 (6)	1,6596 (6)	1,5023 (6)	16,5% (3)	10,8% (7)	29,6% (4)
6. Vendedores e Prestadores de Serviço do Comércio	1,8294 (6)	1,6502 (5)	1,6523 (7)	1,4608 (7)	19,6% (2)	19,4% (1)	44,6% (2)
7. Trabalhadores Agrícolas	1,3943 (8)	1,3563 (8)	1,2339 (8)	1,1498 (8)	3,9% (7)	17,4% (3)	27,7% (6)
8. Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços e de Reparação e Manutenção	1,9072 (5)	1,5920 (7)	1,7602 (5)	1,5073 (5)	37,1% (1)	15,8% (5)	49,2% (1)
Brasil	1,9316	1,7358	1,7532	1,6930	21,60%	19,50%	26,90%

Fonte: Resultado da pesquisa a partir dos dados da PNAD (2013).

Nota: HB (Homem Branco); MB (Mulher Branca); HN (Homem Negro); MN (Mulher Negra).

Tabela 2.4 - Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,9316	0,0096	0,00	6,900	-	1,9316	0,0096	0,00	6,900	-	1,9316	0,0096	0,00	6,900	-
Grupo 2	1,7358	0,0246	0,00	5,673	-	1,7532	0,0083	0,00	5,773	-	1,6930	0,0320	0,00	5,436	-
Diferença Salário-Hora	0,1958	0,0264	0,00	1,216	-	0,1784	0,0126	0,00	1,195	-	0,2385	0,0334	0,00	1,269	-
Dotações	-0,1757	0,0108	0,00	0,839	-89,73	0,0930	0,0033	0,00	1,097	52,13	-0,0499	0,0105	0,00	0,951	-20,90
Coeficientes	0,3016	0,0265	0,00	1,352	154,07	0,0826	0,0123	0,00	1,086	46,28	0,2581	0,0334	0,00	1,294	108,18
Interação	0,0698	0,0111	0,00	1,072	35,65	0,0028	0,0025	0,26	1,003	1,59	0,0303	0,0108	0,01	1,031	12,72
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0044	0,0034	0,19	1,004	-2,49	-0,0045	0,0010	0,00	0,995	-4,87	0,0102	0,0030	0,00	1,010	-20,41
Escolaridade	-0,0992	0,0051	0,00	0,906	56,48	0,0428	0,0022	0,00	1,044	46,01	-0,0425	0,0039	0,00	0,958	85,22
Tenure	0,0089	0,0013	0,00	1,009	-5,06	0,0009	0,0003	0,00	1,001	0,98	0,0113	0,0017	0,00	1,011	-22,59
Reg. Metrop.	-0,0011	0,0003	0,00	0,999	0,65	0,0001	0,0001	0,11	1,000	0,13	-0,0008	0,0003	0,01	0,999	1,63
Reg. Não Metrop.	-0,0011	0,0003	0,00	0,999	0,65	0,0001	0,0001	0,11	1,000	0,13	-0,0008	0,0003	0,01	0,999	1,63
Urbano	-0,0036	0,0007	0,00	0,996	2,04	0,0022	0,0003	0,00	1,002	2,36	-0,0009	0,0004	0,02	0,999	1,77
Rural	-0,0036	0,0007	0,00	0,996	2,04	0,0022	0,0003	0,00	1,002	2,36	-0,0009	0,0004	0,02	0,999	1,77
Com Carteira	-0,0009	0,0003	0,00	0,999	0,51	0,0092	0,0007	0,00	1,009	9,88	0,0032	0,0005	0,00	1,003	-6,45
Sem Carteira	-0,0009	0,0003	0,00	0,999	0,51	0,0092	0,0007	0,00	1,009	9,88	0,0032	0,0005	0,00	1,003	-6,45
Sindicalizado	0,0005	0,0002	0,01	1,001	-0,29	0,0001	0,0001	0,09	1,000	0,16	0,0008	0,0002	0,00	1,001	-1,67
Não Sindicalizado	0,0005	0,0002	0,01	1,001	-0,29	0,0001	0,0001	0,09	1,000	0,16	0,0008	0,0002	0,00	1,001	-1,67
Agricultura	-0,0012	0,0058	0,84	0,999	0,66	0,0023	0,0016	0,16	1,002	2,42	-0,0064	0,0043	0,13	0,994	12,93
Indústria	-0,0011	0,0015	0,47	0,999	0,61	0,0007	0,0005	0,18	1,001	0,71	-0,0032	0,0022	0,15	0,997	6,49
Construção	0,0095	0,0049	0,05	1,010	-5,41	-0,0017	0,0007	0,01	0,998	-1,86	0,0195	0,0048	0,00	1,020	-39,16
Comércio	0,0023	0,0009	0,01	1,002	-1,31	-0,0020	0,0004	0,00	0,998	-2,14	0,0011	0,0005	0,04	1,001	-2,11
Serviços	-0,0043	0,0049	0,38	0,996	2,44	0,0030	0,0006	0,00	1,003	3,25	-0,0126	0,0056	0,02	0,987	25,36
Direção em geral	-0,0011	0,0005	0,04	0,999	0,60	0,0047	0,0008	0,00	1,005	5,06	0,0033	0,0010	0,00	1,003	-6,65
Profissionais das ciências e das artes	-0,0276	0,0030	0,00	0,973	15,72	0,0054	0,0009	0,00	1,005	5,83	-0,0224	0,0039	0,00	0,978	44,93
Técnico de nível médio	-0,0011	0,0007	0,12	0,999	0,64	0,0019	0,0007	0,01	1,002	2,01	-0,0036	0,0016	0,02	0,996	7,24
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0137	0,0050	0,01	1,014	-7,80	-0,0021	0,0009	0,02	0,998	-2,21	-0,0028	0,0079	0,72	0,997	5,71
Trabalhadores dos serviços	0,0123	0,0020	0,00	1,012	-6,99	0,0065	0,0012	0,00	1,007	7,03	0,0150	0,0098	0,13	1,015	-30,13
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0078	0,0015	0,00	1,008	-4,43	-0,0018	0,0006	0,00	0,998	-1,92	0,0029	0,0024	0,23	1,003	-5,72
Trabalhadores agrícolas	-0,0215	0,0064	0,00	0,979	12,23	0,0127	0,0024	0,00	1,013	13,62	-0,0078	0,0056	0,16	0,992	15,70

Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0692	0,0107	0,00	0,933	39,42	0,0009	0,0006	0,14	1,001	0,98	-0,0182	0,0217	0,40	0,982	36,52
Membros das Forças Armadas e auxiliares	0,0019	0,0006	0,00	1,002	-1,10	0,0000	0,0004	0,97	1,000	0,02	0,0021	0,0008	0,01	1,002	-4,11
Ocupação maldefinidas	0,0000	0,0001	0,92	1,000	0,00	0,0000	0,0001	0,94	1,000	0,01	-0,0001	0,0002	0,46	1,000	0,23
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,1069	0,0224	0,00	1,113	35,43	-0,0329	0,0207	0,11	0,968	-39,81	0,0721	0,0222	0,00	1,075	27,95
Escolaridade	-0,0873	0,0293	0,00	0,916	-28,96	0,0282	0,0157	0,07	1,029	34,15	0,0445	0,0327	0,17	1,046	17,25
Tenure	-0,0100	0,0054	0,06	0,990	-3,32	0,0163	0,0049	0,00	1,016	19,74	-0,0090	0,0054	0,10	0,991	-3,47
Reg. Metrop.	0,0028	0,0031	0,36	1,003	0,94	0,0081	0,0024	0,00	1,008	9,76	0,0065	0,0033	0,05	1,007	2,52
Reg. Não Metrop.	-0,0036	0,0039	0,36	0,996	-1,19	-0,0134	0,0040	0,00	0,987	-16,18	-0,0081	0,0042	0,05	0,992	-3,14
Urbano	-0,0185	0,0151	0,22	0,982	-6,13	-0,0016	0,0098	0,87	0,998	-1,92	0,0205	0,0144	0,15	1,021	7,95
Rural	0,0009	0,0007	0,22	1,001	0,28	0,0002	0,0015	0,87	1,000	0,30	-0,0014	0,0010	0,16	0,999	-0,55
Com Carteira	0,0398	0,0069	0,00	1,041	13,20	-0,0259	0,0053	0,00	0,974	-31,37	0,0184	0,0064	0,00	1,019	7,13
Sem Carteira	-0,0100	0,0017	0,00	0,990	-3,31	0,0108	0,0022	0,00	1,011	13,03	-0,0068	0,0024	0,00	0,993	-2,64
Sindicalizado	0,0007	0,0015	0,65	1,001	0,22	0,0033	0,0014	0,02	1,003	4,02	0,0003	0,0015	0,86	1,000	0,11
Não Sindicalizado	-0,0034	0,0076	0,65	0,997	-1,12	-0,0160	0,0066	0,02	0,984	-19,38	-0,0015	0,0082	0,86	0,999	-0,58
Agricultura	-0,0009	0,0012	0,44	0,999	-0,30	-0,0052	0,0070	0,45	0,995	-6,35	0,0012	0,0029	0,69	1,001	0,45
Indústria	0,0084	0,0046	0,07	1,008	2,80	0,0033	0,0030	0,27	1,003	4,04	0,0098	0,0040	0,02	1,010	3,81
Construção	-0,0005	0,0005	0,27	0,999	-0,17	0,0008	0,0035	0,81	1,001	1,02	-0,0018	0,0006	0,00	0,998	-0,70
Comércio	0,0045	0,0064	0,49	1,004	1,48	0,0043	0,0032	0,18	1,004	5,20	0,0055	0,0062	0,38	1,005	2,12
Serviços	0,0269	0,0153	0,08	1,027	8,91	-0,0038	0,0055	0,49	0,996	-4,64	0,0076	0,0163	0,64	1,008	2,93
Direção em geral	-0,0059	0,0023	0,01	0,994	-1,96	-0,0045	0,0012	0,00	0,995	-5,47	-0,0073	0,0023	0,00	0,993	-2,84
Profissionais das ciências e das artes	-0,0219	0,0067	0,00	0,978	-7,26	-0,0038	0,0012	0,00	0,996	-4,64	-0,0257	0,0074	0,00	0,975	-9,97
Técnico de nível médio	-0,0105	0,0046	0,02	0,990	-3,47	-0,0072	0,0025	0,00	0,993	-8,77	-0,0211	0,0072	0,00	0,979	-8,18
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0306	0,0126	0,02	0,970	-10,14	-0,0081	0,0033	0,01	0,992	-9,81	-0,0472	0,0163	0,00	0,954	-18,28
Trabalhadores dos serviços	-0,0295	0,0091	0,00	0,971	-9,79	-0,0253	0,0078	0,00	0,975	-30,60	-0,0799	0,0216	0,00	0,923	-30,98
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,0049	0,0059	0,41	0,995	-1,63	-0,0072	0,0031	0,02	0,993	-8,70	-0,0169	0,0087	0,05	0,983	-6,54
Trabalhadores agrícolas	-0,0007	0,0014	0,64	0,999	-0,22	-0,0153	0,0096	0,11	0,985	-18,53	-0,0065	0,0039	0,09	0,993	-2,53
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	0,0037	0,0051	0,47	1,004	1,24	-0,0610	0,0199	0,00	0,941	-73,83	-0,0127	0,0077	0,10	0,987	-4,92
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-0,0004	0,0002	0,07	1,000	-0,13	-0,0016	0,0005	0,00	0,998	-1,96	-0,0002	0,0002	0,21	1,000	-0,09
Ocupação maldefinidas	0,0005	0,0003	0,06	1,001	0,18	0,0003	0,0002	0,05	1,000	0,37	0,0002	0,0002	0,34	1,000	0,06
Intercepto	0,3452	0,0626	0,00	1,412	114,44	0,2397	0,0523	0,00	1,271	290,33	0,3178	0,0915	0,00	1,374	123,15

Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0198	0,0042	0,00	1,020	28,35	0,0008	0,0005	0,13	1,001	27,44	0,0122	0,0038	0,00	1,012	40,16
Escolaridade	0,0171	0,0057	0,00	1,017	24,43	0,0046	0,0026	0,07	1,005	161,73	-0,0055	0,0041	0,18	0,994	-18,21
Tenure	-0,0026	0,0014	0,06	0,997	-3,78	0,0013	0,0004	0,00	1,001	45,74	-0,0033	0,0020	0,10	0,997	-10,75
Reg. Metrop.	-0,0003	0,0003	0,36	1,000	-0,45	0,0003	0,0001	0,03	1,000	11,40	-0,0008	0,0004	0,06	0,999	-2,62
Reg. Não Metrop.	-0,0003	0,0003	0,36	1,000	-0,45	0,0003	0,0001	0,03	1,000	11,40	-0,0008	0,0004	0,06	0,999	-2,62
Urbano	0,0010	0,0008	0,22	1,001	1,39	-0,0001	0,0005	0,87	1,000	-2,65	-0,0006	0,0005	0,16	0,999	-2,13
Rural	0,0010	0,0008	0,22	1,001	1,39	-0,0001	0,0005	0,87	1,000	-2,65	-0,0006	0,0005	0,16	0,999	-2,13
Com Carteira	-0,0011	0,0003	0,00	0,999	-1,53	-0,0026	0,0006	0,00	0,997	-92,86	0,0012	0,0004	0,01	1,001	4,04
Sem Carteira	-0,0011	0,0003	0,00	0,999	-1,53	-0,0026	0,0006	0,00	0,997	-92,86	0,0012	0,0004	0,01	1,001	4,04
Sindicalizado	0,0001	0,0001	0,66	1,000	0,09	0,0002	0,0001	0,13	1,000	5,30	0,0000	0,0002	0,86	1,000	0,13
Não Sindicalizado	0,0001	0,0001	0,66	1,000	0,09	0,0002	0,0001	0,13	1,000	5,30	0,0000	0,0002	0,86	1,000	0,13
Agricultura	-0,0050	0,0066	0,44	0,995	-7,22	0,0019	0,0025	0,46	1,002	67,00	0,0019	0,0048	0,69	1,002	6,30
Indústria	0,0030	0,0017	0,07	1,003	4,36	0,0009	0,0008	0,27	1,001	30,05	0,0061	0,0025	0,02	1,006	20,05
Construção	-0,0057	0,0052	0,27	0,994	-8,16	-0,0003	0,0011	0,81	1,000	-9,70	-0,0158	0,0051	0,00	0,984	-52,11
Comércio	-0,0006	0,0009	0,49	0,999	-0,90	0,0007	0,0005	0,19	1,001	22,95	-0,0004	0,0004	0,40	1,000	-1,16
Serviços	-0,0099	0,0056	0,08	0,990	-14,12	-0,0005	0,0007	0,49	1,000	-15,93	-0,0029	0,0064	0,64	0,997	-9,71
Direção em geral	0,0007	0,0004	0,09	1,001	1,07	-0,0037	0,0010	0,00	0,996	-131,18	-0,0027	0,0010	0,01	0,997	-8,97
Profissionais das ciências e das artes	0,0152	0,0047	0,00	1,015	21,84	-0,0030	0,0010	0,00	0,997	-107,03	0,0149	0,0044	0,00	1,015	49,20
Técnico de nível médio	0,0025	0,0012	0,03	1,002	3,53	-0,0032	0,0011	0,01	0,997	-113,20	0,0049	0,0018	0,01	1,005	16,26
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0197	0,0081	0,02	1,020	28,17	-0,0032	0,0014	0,02	0,997	-113,87	0,0264	0,0091	0,00	1,027	87,01
Trabalhadores dos serviços	0,0084	0,0027	0,00	1,008	12,00	0,0044	0,0015	0,00	1,004	153,91	0,0416	0,0113	0,00	1,042	137,05
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0017	0,0021	0,41	1,002	2,45	-0,0018	0,0008	0,03	0,998	-64,47	0,0053	0,0028	0,06	1,005	17,43
Trabalhadores agrícolas	-0,0035	0,0075	0,64	0,996	-5,05	0,0059	0,0037	0,11	1,006	207,24	-0,0105	0,0063	0,09	0,990	-34,70
Trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção	0,0112	0,0154	0,47	1,011	16,11	0,0028	0,0011	0,02	1,003	97,88	-0,0406	0,0245	0,10	0,960	-133,80
Membros das forças armadas e auxiliares	-0,0011	0,0006	0,06	0,999	-1,58	-0,0000	0,0002	0,97	1,000	-0,30	-0,0011	0,0008	0,18	0,999	-3,68
Ocupação maldefinidas	-0,0003	0,0003	0,23	1,000	-0,47	-0,0000	0,0002	0,94	1,000	-0,63	0,0002	0,0003	0,43	1,000	0,75

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

4.3.1 Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Trabalho Principal por Setores de Atividade Econômica

Depois de realizada a decomposição da desigualdade salarial por gênero e raça para a amostra selecionada para o mercado de trabalho privado brasileiro como um todo é realizado uma análise de forma mais desagregada pelos principais setores de atividade econômica e pelos principais grupamentos ocupacionais existentes neste mesmo mercado considerando as agregações propostas no presente estudo.

Agricultura

A análise de resultados tem início com o setor da agricultura nacional formado pelos empregados pertencentes ao setor privado, composta por 1.325 homens brancos, 154 mulheres brancas, 3.264 homens negros e 400 mulheres negras. Nota-se, assim, que a participação da ocupação feminina no setor da agricultura é bem menor que a participação masculina independente da raça neste setor.

De modo geral existe uma diferença na média dos logaritmos de salário-hora estimados entre os quatro grupos analisados. Na comparação com os homens brancos, considerado grupo de referência na análise da decomposição salarial, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,0418, em relação aos homens negros de 0,1703 e em relação às mulheres negras de 0,2643. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, no presente setor R\$ 4,15; as mulheres brancas, R\$ 3,98; os homens negros, R\$ 3,50 e as mulheres negras R\$ 3,19. Com isso, é possível perceber que na agricultura o hiato salarial se dá de forma mais acentuada entre raças do que entre gêneros. (Tabela 2.5).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas no setor agrícola nacional de 4,3% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados que foi de 0,0418. Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção e participação no mercado de trabalho agrícola que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 4,0% e caso os atributos produtivos e a inserção das mulheres brancas no mercado agrícola recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em

8,5%. A componente de interação também é altamente significativa, mas diferente dos demais componentes, reduz o diferencial salarial entre os dois grupos investigados em 7,6%.

A diferença nos atributos produtivos e na forma de remuneração a eles ajudam a explicar o hiato salarial entre homens brancos e mulheres brancas na agricultura nacional. Claramente, as mulheres brancas possuem, em média, menos tempo de experiência no trabalho o que aumenta o diferencial salarial, todavia, mais anos de estudo e tempo de permanência no emprego que os homens brancos, o que ajuda a reduzir o hiato salarial. Mas, as participações elevadas dos homens brancos nas ocupações de dirigentes em geral; trabalhadores dos serviços administrativos; trabalhadores dos serviços; e trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção ajudam a explicar esse diferencial em favor deles.

Por outro lado, e mais significativa, é a forma como os atributos produtivos e as participações dos homens brancos são remunerados no setor da agricultura. Atributos como o tempo de experiência, os anos de estudo, o tempo de permanência no emprego, a presença na região metropolitana e na zona rural, trabalhadores com carteira e sindicalizados e os trabalhadores nas ocupações dos serviços administrativos; trabalhadores dos serviços; e em especial os trabalhadores agrícolas são melhores recompensados que as mulheres brancas. Isso significa que apesar da mulher branca possuir mais escolaridade e mais tempo de permanência no mesmo emprego esses atributos são subavaliados na comparação com os homens brancos. Vale ressaltar o elevado peso do termo de intercepto na direção de reduzir o hiato salarial entre os dois grupos dando um tratamento diferenciado para os trabalhadores do sexo feminino. (ver Tabela A.2.1 no apêndice)

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros no setor agrícola chega a ser de 18,6% e pode ser explicada mais por diferenças nas médias das dotações do que por diferenças nos coeficientes estimados de cada grupo. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso os homens negros possuísem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho agrícola que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 10,0% e caso os atributos produtivos e forma de participação dos homens negros no mercado agrícola recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 7,2%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.5).

O principal fator que pode explicar essa diferença salarial está na diferença de atributos em especial, o papel dos anos de escolaridade bem menor para os homens negros.

Independente das participações com a posse ou não da carteira assinada, os brancos levam vantagem. Pouco menos relevante é a participação em ocupações como dirigentes em geral e de trabalhadores agrícolas que também contribuem com este hiato de rendimentos. Outro fator não tão menos importante é a forma como esses atributos dos homens negros são recompensados no setor da agricultura. Tanto os anos de escolaridade, quanto o tempo de permanência neste mercado são menos valorizados para os homens negros, bem como as ocupações dos trabalhadores agrícolas quando uma hora de trabalho do homem branco são melhores recompensadas que dos homens negros. Finalmente, vale ressaltar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho quando homem branco ganha mais porque é branco. (ver Tabela A.2.1 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras no setor agrícola de 30,3% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 4,0% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras no mercado de trabalho agrícola recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 26,4%.

Por sua vez, a explicação do hiato salarial entre homens brancos e mulheres negras na agricultura passa principalmente pelo diferencial de anos de experiência e de estudo em favor do primeiro grupo. Independente da participação da carteira assinada o homem branco leva vantagem. Além disso, a maior participação nas ocupações de dirigentes em geral; trabalhadores dos serviços; e especialmente dos trabalhadores agrícolas. Todavia, a principal explicação recai sobre as diferenças de recompensas nas participações dentro desse setor, em especial para ocupações de trabalhadores agrícolas quando uma hora de trabalho do homem branco é melhor recompensada que da mulher negra.

Ademais, diferente das mulheres brancas, as negras possuem menor tempo de experiência e de anos de estudo, mas são melhor recompensadas que os homens brancos em cada um desses atributos. Por fim, o termo de intercepto apresenta elevado peso na explicação do efeito dos coeficientes, revelando nítidos indícios de discriminação no mercado de trabalho quando o homem branco ganha mais porque é homem e branco. (ver Tabela A.2.1 no apêndice).

Tabela 2.5 - Resumo da magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça por tipos de atividade econômica, Brasil, 2013

Grupos e Efeitos	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Agricultura														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,4239	0,0007	0,00	4,153	-	1,4239	0,0007	0,00	4,153	-	1,4239	0,0007	0,00	4,153	-
Grupo 2	1,3821	0,0015	0,00	3,983	-	1,2536	0,0005	0,00	3,503	-	1,1596	0,0012	0,00	3,189	-
Diferença Salário-Hora	0,0418	0,0017	0,00	1,043	-	0,1703	0,0008	0,00	1,186	-	0,2643	0,0014	0,00	1,303	-
Dotações	0,0389	0,0016	0,00	1,040	93,08	0,0953	0,0004	0,00	1,100	55,98	0,0391	0,0009	0,00	1,040	14,8
Coefficientes	0,0817	0,0016	0,00	1,085	195,65	0,0695	0,0008	0,00	1,072	40,79	0,2342	0,0012	0,00	1,264	88,62
Interação	-0,0788	0,0015	0,00	0,924	-188,74	0,0055	0,0003	0,00	1,006	3,23	-0,0090	0,0007	0,00	0,991	-3,42
Grupos e Efeitos	Indústria														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	1,9830	0,0004	0,00	7,265	-	1,9830	0,0004	0,00	7,265	-	1,9830	0,0004	0,00	7,265
Grupo 2	1,7166	0,0005	0,00	5,566	-	1,8272	0,0004	0,00	6,217	-	1,5464	0,0007	0,00	4,695	-
Diferença Salário-Hora	0,2664	0,0006	0,00	1,305	-	0,1558	0,0005	0,00	1,169	-	0,4366	0,0008	0,00	1,547	-
Dotações	-0,0170	0,0004	0,00	0,983	-6,38	0,0627	0,0002	0,00	1,065	40,26	0,0742	0,0006	0,00	1,077	17,01
Coefficientes	0,2416	0,0006	0,00	1,273	90,68	0,0938	0,0005	0,00	1,098	60,23	0,3590	0,0007	0,00	1,432	82,24
Interação	0,0418	0,0003	0,00	1,043	15,7	-0,0008	0,0002	0,00	0,999	-0,48	0,0033	0,0005	0,00	1,003	0,76
Grupos e Efeitos	Construção														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	1,8421	0,0005	0,00	6,310	-	1,8421	0,0005	0,00	6,310	-	1,8421	0,0005	0,00	6,310
Grupo 2	2,0071	0,0033	0,00	7,442	-	1,7032	0,0004	0,00	5,491	-	1,8230	0,0028	0,00	6,191	-
Diferença Salário-Hora	-0,165	0,0033	0,00	0,848	-	0,1389	0,0007	0,00	1,149	-	0,0191	0,0028	0,00	1,019	-
Dotações	-0,2269	0,0048	0,00	0,797	137,52	0,0466	0,0003	0,00	1,048	33,54	-0,1212	0,0034	0,00	0,886	-636,09
Coefficientes	0,0810	0,0035	0,00	1,084	-49,11	0,0877	0,0007	0,00	1,092	63,15	0,1354	0,0029	0,00	1,145	710,52
Interação	-0,0191	0,0049	0,00	0,981	11,59	0,0046	0,0003	0,00	1,005	3,32	0,0049	0,0035	0,16	1,005	25,57
Grupos e Efeitos	Comércio														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	1,8480	0,0004	0,00	6,347	-	1,8480	0,0004	0,00	6,347	-	1,8480	0,0004	0,00	6,347
Grupo 2	1,7344	0,0004	0,00	5,666	-	1,6515	0,0004	0,00	5,215	-	1,5452	0,0005	0,00	4,689	-
Diferença Salário-Hora	0,1136	0,0006	0,00	1,120	-	0,1965	0,0006	0,00	1,217	-	0,3028	0,0006	0,00	1,354	-
Dotações	-0,0279	0,0007	0,00	0,973	-24,53	0,0603	0,0003	0,00	1,062	30,69	0,0026	0,0006	0,00	1,003	0,86
Coefficientes	0,1499	0,0007	0,00	1,162	131,99	0,1331	0,0006	0,00	1,142	67,73	0,2903	0,0007	0,00	1,337	95,86
Interação	-0,0085	0,0008	0,00	0,992	-7,46	0,0031	0,0002	0,00	1,003	1,58	0,0099	0,0006	0,00	1,010	3,28

Continua

Continuação

Grupos e Efeitos	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Serviços														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-
Grupo 2	1,9416	0,0003	0,00	6,970	-	1,8555	0,0003	0,00	6,395	-	1,7467	0,0003	0,00	5,736	-
Diferença Salário-Hora	0,0631	0,0005	0,00	1,065	-	0,1492	0,0005	0,00	1,161	-	0,2581	0,0005	0,00	1,294	-
Dotações	-0,1065	0,0006	0,00	0,899	-168,77	0,0634	0,0002	0,00	1,065	42,45	0,0339	0,0013	0,00	1,034	13,14
Coeficientes	0,1209	0,0005	0,00	1,129	191,63	0,0891	0,0004	0,00	1,093	59,68	0,2257	0,0005	0,00	1,253	87,48
Interação	0,0487	0,0007	0,00	1,050	77,15	-0,0032	0,0002	0,00	0,997	-2,13	-0,0016	0,0013	0,23	0,998	-0,61

Fonte: Resultado da pesquisa a partir dos dados da PNAD. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Indústria

Agora, a amostra de empregados do setor privado ocupados no setor da indústria nacional é composta por 3.276 homens brancos, 1.835 mulheres brancas, 4.099 homens negros e 1.610 mulheres negras. A participação da ocupação feminina no setor da indústria também é menor que a participação masculina independente da raça.

De modo geral existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,2664, em relação aos homens negros de 0,1558 e em relação às mulheres negras é de 0,4366. Em termos monetários, os homens brancos ganham em média no presente setor R\$ 7,26, as mulheres brancas R\$ 5,56, os homens negros R\$ 6,21 e as mulheres negras R\$ 4,69. Com isso, é possível perceber que na indústria o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre gênero do que entre raça, diferente do ocorrido na agricultura. (Tabela 2.5).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas no setor industrial de 30,5% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo. Enquanto o efeito dotação provoca uma redução na desigualdade salarial, o efeito dos coeficientes e de interação aumenta essa desigualdade entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres brancas possuísem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho industrial que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 1,7% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas no mercado de trabalho industrial recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 27,3%. A interação entre os dois efeitos também é significativa e provocaria um aumento salarial de 4,3% nos salários das mulheres brancas.

A diferença de atributos produtivos e de inserção no mercado também ajuda a explicar o hiato salarial entre homens e mulheres brancas na indústria. O maior número de anos de escolaridade e a elevada participação em ocupações de profissionais das ciências e das artes; trabalhadores de serviços administrativos; e trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção agem em favor da redução do hiato salarial entre homens e mulheres brancas. Por outro lado, e de longe mais importante, está novamente a diferença na forma de recompensas aos atributos produtivos e a participação das mulheres na indústria. Apesar de possuírem mais escolaridade e de esta ser melhor recompensada que os homens brancos isso não é suficiente para reduzir o hiato salarial existente. A remuneração ao

tempo de permanência e a ocupação de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção ajudam a contribuir com esse elevado diferencial salarial entre homens e mulheres brancas no setor da indústria nacional. Por fim, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho por gênero. (ver Tabela A.2.2 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros no setor industrial de 16,9% pode novamente ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados de cada grupo do que por diferenças nas médias das dotações. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho industrial que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 6,5% e caso os atributos produtivos e forma de participação dos homens negros no mercado industrial recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 9,8%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.5).

O maior número de anos de estudo e o maior tempo de permanência no emprego são os principais atributos produtivos a explicar o hiato salarial observado. Mas, o efeito mais significativo é reflexo da forma como esses atributos e a forma como os empregados estão inseridos no mercado são recompensados. As diferenças de remuneração quanto ao tempo de permanência no emprego e na zona urbana são os principais fatores a explicar tal diferencial de salários. Chama atenção o fato de que apesar dos homens negros possuírem menos escolaridade, cada ano adicional é melhor recompensado que do homem branco na indústria. Por fim, vale de novo destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação por raça no mercado de trabalho industrial. (ver Tabela A.2.2 no apêndice).

Por último, a grande diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras no setor industrial de 54,7% pode novamente ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo. Agora os três efeitos dotações, coeficientes e interação agem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho industrial que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 7,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras no mercado de trabalho industrial recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos

seus salários aumentariam em 43,2%. A interação entre os dois efeitos tem novamente pouca representatividade na desigualdade salarial entre os dois grupos. (Tabela 2.5).

A diferença de atributos produtivos também ajuda a explicar o diferencial salarial entre homens brancos e mulheres negras na indústria nacional. Os primeiros levam vantagem em quase tudo, menos na ocupação de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, sendo indiferente a localização da ocupação se na região metropolitana ou fora dela. Por outro lado, o maior hiato salarial existente entre gêneros e sexos existente em um setor da economia que é o ocorrido entre homens brancos e mulheres negras na indústria é explicado principalmente pela grande diferença nas recompensas aos atributos produtivos de cada grupo de trabalhadores. As recompensas pagas, em especial ao tempo de experiência na indústria, ao tempo de permanência no último emprego, aos empregados fora da região metropolitana e na zona rural, aos empregados sem carteira e sindicalizados e as ocupações de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção são maiores para os homens brancos e ajudam a explicar o elevado diferencial de salários entre homens brancos e mulheres negras. Nota-se que as habilidades técnicas, reflexo da maior experiência e escolaridade possuídas pelos homens brancos frente às mulheres negras surge como fator relevante na explicação de tal diferencial de salários. Por fim, importa novamente ressaltar o alto peso do termo de intercepto na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho tanto por gênero quanto por raça.

Construção

No setor da construção conta-se com uma amostra de empregados do setor privado nacional que é composta por 1.797 homens brancos, 113 mulheres brancas, 4.189 homens negros e 146 mulheres negras. Nota-se, assim, que a participação da ocupação feminina no setor da construção é bem inferior que a participação masculina independente da raça.

De modo geral existe uma diferença na média do logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser significativa de -0,1650, em relação aos homens negros de 0,1389 e em relação às mulheres negras de 0,0191. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 6,31; as mulheres brancas R\$ 7,44; os homens negros R\$ 5,49 e as mulheres negras R\$ 6,19. Com

isso, é possível perceber que no setor da construção o hiato salarial se dá de forma menos intensa entre gêneros do que entre raças e que diferente da agricultura e da indústria ocorre no setor da construção um fenômeno de desigualdade salarial a favor das mulheres brancas. (Tabela 2.5).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas no setor da construção de -15,2% pode ser explicada muito mais por diferenças nas médias dos atributos ou dotações produtivas de cada grupo do que por diferenças nos coeficientes estimados. Enquanto os efeitos dotações e interação provocariam um aumento na desigualdade salarial em favor das mulheres, o efeito coeficientes contribui de forma a reduzir a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho da construção que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 20,3% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas no mercado da construção recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 8,4%. A interação entre os dois efeitos é menos significativa e produziria um aumento no diferencial salarial em favor das mulheres brancas. (Tabela 2.5).

Diferente dos setores da agricultura e da indústria, o diferencial de salários entre homens brancos e mulheres brancas no setor da construção é negativo a favor das mulheres brancas. O principal fator a explicar esse fenômeno está ligado a diferenças nas características produtivas e a forma de inserção neste mercado de trabalho além do efeito composição devido a baixa participação de mulheres nesse setor ocupando funções de maior destaque. As mulheres brancas apesar de possuir, em média, menor tempo de experiência e menor tempo de permanência no emprego que os homens brancos, elas possuem um elevado diferencial de escolaridade.

Independente de estar inserida dentro ou fora da região metropolitana, ou dentro ou fora da zona urbana, possuir ou não carteira assinada e ser ou não sindicalizada a mulher leva vantagem em tudo, além das ocupações em cargos de elevada importância como dirigentes em geral e profissionais das ciências e das artes. Outro fator não menos importante é a forma como os atributos femininos são recompensados. Nota-se que o tempo de experiência, os anos de estudo, o tempo de emprego, além da participação na região metropolitana e na zona urbana, trabalhadoras sem carteira e sindicalizadas e pertencentes principalmente as ocupações de profissionais das ciências e das artes; trabalhadores dos serviços; e trabalhadoras da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção são mais valorizadas na construção que os homens brancos.

Por fim, vale novamente destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção à presença de discriminação por gênero neste mercado de trabalho, por apresentar sinal positivo, reduzindo, assim, o diferencial de salários a favor das mulheres brancas. (ver Tabela A.2.3 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros no setor da construção de 14,9% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo, revelando indícios de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação agem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho da construção que os homens brancos seus salários aumentariam em 4,8% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros no mercado da construção recebesse o mesmo tratamento dispensado aos homens brancos seus salários aumentariam em 9,2%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.5).

O diferencial de salários entre os homens brancos e negros que são maioria no setor da construção pode em parte ser explicado por diferenças nas médias das características produtivas e pela forma da inserção neste mercado de trabalho. A educação parece ser novamente o principal fator de destaque, seguido do tempo de experiência e do tempo de permanência no último emprego. Outros fatores que também contribuem para explicar esse diferencial é a participação em ocupações de mais elevado nível técnico como dirigentes em geral e profissionais das ciências e das artes, que remuneram mais, bem como em outras posições tais como trabalhadores dos serviços; trabalhadores agrícolas; e em especial, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção. Além da posse de atributos produtivos, a forma como os mesmos são reconhecidos e pagos neste mercado também influencia o hiato de salários.

Os trabalhadores negros não só possuem menor tempo de estudo e de emprego como também são pior remunerados por cada ano adicional dos mesmos. Participações em empregos fora da região metropolitana e na zona rural, sem carteira e não sindicalizados, em ocupações de técnicos de nível médio; trabalhadores dos serviços administrativos; vendedores e prestadores de serviço do comércio; trabalhadores agrícolas; e em especial trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção pagam melhor os homens brancos que os homens negros. Neste caso, em particular, o termo de intercepto não apresenta significância estatística. (ver Tabela A.2.3 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras no setor da construção é de apenas 1,9% e pode novamente ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, revelando também nítidos indícios de discriminação de raça. Enquanto o efeito dotações contribui para reduzir o diferencial de salários entre os dois grupos investigados, o efeito coeficientes contribui de forma a aumentar tal desigualdade. Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 11,4% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras no mercado de trabalho da construção recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,5%. A interação entre os dois efeitos também não é estatisticamente significativa. (Tabela 2.5).

Do mesmo modo que as mulheres brancas, as mulheres negras possuem também características produtivas e forma de inserção no mercado de trabalho na construção que ajudam a contribuir com a redução do diferencial do hiato salarial relativo aos homens brancos, talvez fruto do efeito composição e da baixa representatividade feminina neste setor, quando as mesmas ocupam posições que remuneram melhor. De modo geral, nota-se que as mulheres negras possuem em média, mais anos de experiência e mais anos de estudo que os homens brancos na construção e que independente de sua participação ser dentro ou fora da região metropolitana, dentro ou fora da zona urbana, com ou sem carteira, sindicalizada ou não, esses fatores contribuem em média para que elas ganhem mais.

Além disso, participação em ocupações relevantes como dirigentes em geral; técnico de nível médio; e em especial trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção também contribuem com isto. Outro fator que explica o hiato salarial é a recompensa a estes atributos produtivos e a forma de participação neste mercado. A recompensa aos atributos de tempo de experiência e anos de escolaridade contribui para aumentar o diferencial de salários, diferente do ocorrido com as mulheres brancas. Outro fator importante a explicar o diferencial de salários é a participação dos empregados não sindicalizados na ocupação de trabalhadores de serviços administrativos. Por fim, vale novamente destacar a relevância do peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, só que agora em favor da redução do diferencial salarial entre os homens brancos e as mulheres negras.

Comércio

No setor do comércio nacional tem-se uma amostra de empregados que é composta por 2.887 homens brancos, 2.561 mulheres brancas, 3.938 homens negros e 2.455 mulheres negras. Nota-se, assim, que a participação da ocupação feminina no setor do comércio é mais equilibrada independente da raça.

Novamente existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,1136, em relação aos homens negros de 0,1965 e em relação às mulheres negras é de 0,3028. Em termos monetários, os homens brancos ganham em média no presente setor R\$ 6,35, as mulheres brancas R\$ 5,66, os homens negros R\$ 5,21 e as mulheres negras R\$ 4,68. Mais uma vez, é possível perceber que também no comércio o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre raças do que entre gêneros. (Tabela 2.5).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas no setor do comércio de 12,0% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo revelando indícios de discriminação por gênero. Enquanto os efeitos dotações e interação contribuem para reduzir o diferencial salarial entre os dois grupos analisados, o efeito coeficiente contribui de forma a aumentar a desigualdade. Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho do comércio que os homens brancos seus salários cairiam em 2,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas no mercado do comércio recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 16,2%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.5).

A posse de atributos produtivos superiores por parte das mulheres brancas em relação aos homens brancos ajuda a reduzir o diferencial positivo salarial no comércio entre homens brancos e mulheres brancas, a exemplo do maior número de anos de escolaridade possuído pelas mulheres brancas no comércio.

Outro fator de destaque é que as mulheres ocupam funções de maior prestígio como dirigentes em geral e profissionais das ciências e das artes, especialmente elevadas participações nas ocupações de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção e de trabalhadoras dos serviços. Todavia, o hiato salarial é principalmente explicado pela diferença na forma de recompensa a essas características produtivas, como

principal exemplo, cada ano a mais de experiência e de escolaridade dos homens brancos são mais valorizados que das mulheres brancas.

Os homens brancos trabalhadores da área urbana também são melhor reconhecidos, além da ocupação nas funções de dirigentes em geral; técnico de nível médio; trabalhadores de serviços administrativos; trabalhadores dos serviços; e em especial vendedores e prestadores de serviço do comércio quando uma hora de trabalho dos homens brancos é mais valorizada. O elevado peso do intercepto contribui na direção de diminuir o hiato salarial entre os grupos investigados, revelando-se um tratamento diferenciado a favor das mulheres brancas neste setor específico, semelhantemente ao ocorrido na agricultura, o que não anulou a magnitude dos retornos aos outros atributos. (ver Tabela A.2.4 no apêndice)

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros no setor do comércio de 21,7% pode também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados de cada grupo do que pelas diferenças nas médias das dotações, revelando indícios de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso os homens negros possuísem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho do comércio que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 6,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros no mercado de trabalho do comércio recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,2%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.5).

Os homens negros, diferente das mulheres brancas, possuem menor número de anos de escolaridade, tempo de experiência e tempo de permanência no último emprego que os homens brancos, fatores esses que ajudam a explicar o hiato salarial entre os dois grupos. A elevada participação nas ocupações de direção em geral, principalmente; além de profissionais das ciências e das artes; técnico de nível médio; trabalhadores dos serviços e dos serviços administrativos; vendedores e prestadores de serviço do comércio; e de trabalhadores agrícolas também contribuem para que os homens brancos ganhem mais. Todavia, a diferença nos retornos aos atributos produtivos no mercado aparece como a principal explicação para a diferença salarial entre homens brancos e negros no setor do comércio.

Os anos de estudo surgem mais uma vez como uma variável de destaque na explicação desse diferencial, seguido pelo tempo de permanência no emprego e, menos significativamente, a experiência no trabalho. Nota-se que os trabalhadores brancos sem carteira são também mais valorizados. Por fim, vale novamente destacar o elevado peso que o

termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção do aumento da discriminação por cor neste mercado de trabalho. (ver Tabela A.2.4 no apêndice)

Por último, a diferença salarial de 35,4% entre os homens brancos e as mulheres negras no setor do comércio pode ser explicada quase que completamente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, revelando fortes indícios de discriminação por gênero e raça. Todos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho do comércio que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de apenas 0,3%, contudo, caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras no mercado de trabalho do comércio recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 33,7%. (Tabela 2.5).

O segundo maior diferencial de salários em um setor ocorre entre homens brancos e mulheres negras e isso quase por completo é explicado por diferenças na forma de recompensa aos atributos produtivos de cada grupo nesse setor. Apesar das mulheres negras possuírem, em média, mais anos de estudo que os homens brancos do comércio, a recompensa não apenas a este atributo produtivo, mas também ao tempo de experiência é paga bem mais aos homens brancos. A presença de trabalhadores fora da região metropolitana, na zona rural, sem carteira e sindicalizados, além de ocupações como dirigentes em geral; técnico de nível médio; trabalhadores dos serviços administrativos; e em especial, vendedores e prestadores de serviço do comércio também ajudam a explicar tal hiato salarial. Por fim, vale destacar o peso do termo de intercepto no aumento do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação neste mercado de trabalho por gênero e raça. (ver Tabela A.2.4 no apêndice)

Serviços

A amostra de empregados do setor privado pertencente ao setor de serviços nacional é composta por 5.470 homens brancos, 6.538 mulheres brancas, 7.687 homens negros e 7.131 mulheres negras. Observa-se que nessa atividade econômica a participação conjunta da ocupação feminina supera levemente a participação masculina.

No geral existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, a diferença do logaritmo

de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,0631, em relação aos homens negros de 0,1492 e em relação às mulheres negras de 0,2581. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 7,42; as mulheres brancas R\$ 6,97; os homens negros R\$ 6,39 e as mulheres negras R\$ 5,73. Com isso, é possível perceber que também nos serviços o hiato salarial se dá de forma menos intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.5).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas no setor de serviços de 6,5% pode também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo do mesmo modo como ocorreu na agricultura, indústria e comércio, revelando novamente indícios de discriminação de gênero neste setor. Enquanto que o efeito dotações contribui para reduzir a diferença salarial, o efeito dos coeficientes amplia tal diferença entre os dois grupos investigados. Sendo assim, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho dos serviços que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 10,1% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas no mercado de trabalho dos serviços recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 12,9%. A participação do efeito interação é um tanto significativa e caminha no sentido de aumentar o hiato salarial entre os dois grupos. (Tabela 2.5)

Igualmente aos setores da indústria, construção e comércio, mas bem mais significativo no setor de serviços os atributos produtivos ajudam a explicar a redução no diferencial positivo de salários entre os homens brancos e as mulheres brancas. O principal fator novamente recai sobre o maior número médio de anos de escolaridade das mulheres brancas. Outro fator importante é a presença delas nas melhores ocupações como profissionais das ciências e das artes e técnico de nível médio e, em especial, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção.

Outro fator importante a ser considerado na explicação do diferencial de salários entre homens brancos e mulheres brancas é a forma de remuneração a cada atributo produtivo e a remuneração a forma de inserção neste mercado de trabalho. As mulheres brancas são bem melhor remuneradas que os homens brancos para cada ano de experiência, estudo e tempo de emprego. Na área urbana também são melhor reconhecidas, bem como em quase todas as ocupações dos serviços. Mais do que nos demais setores, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a fortes indícios

de discriminação por gênero também neste mercado de trabalho. (ver Tabela A.2.5 no apêndice)

Já, a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros no setor de serviços de 16,1% pode também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, a exemplo do ocorrido nos setores da indústria, construção e comércio, revelando também indícios de discriminação por cor. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho do setor de serviços que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 6,5% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros no mercado de trabalho dos serviços recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 9,3%. A interação entre os dois efeitos apresenta pouca representatividade na desigualdade salarial entre os dois grupos. (Tabela 2.5).

As diferenças nos atributos produtivos entre homens brancos e negros também ajuda a explicar o diferencial de salários no setor de serviços, em especial, o maior número de anos de estudo e de tempo de emprego dos homens brancos. Outro fator relevante é a elevada participação dos homens brancos nas ocupações de trabalhadores dos serviços; profissionais das ciências e das artes e de dirigentes em geral. Além disso, vale ressaltar que diferenças nas recompensas as características produtivas também ajudam a explicar diferenciais salariais. Apesar dos homens negros possuírem em média menos anos de estudo que os homens brancos, cada ano adicional de estudo remunera melhor os homens negros que os homens brancos no setor de serviços.

A maioria dos fatores ligados à forma de inserção no mercado contribui de forma a reduzir o hiato salarial, sendo assim, a diferença salarial explicada pelos coeficientes recai sobremaneira sobre o intercepto, ou seja, o homem negro ganha menos simplesmente porque é negro no setor de serviços revelando novamente indícios de discriminação de cor neste mercado de trabalho. (ver Tabela A.2.5 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras no setor de serviços de 29,4% também pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações de cada grupo, revelando indícios de discriminação por gênero e raça. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as

mulheres negras possuísem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho dos serviços que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 3,4% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas no mercado de trabalho de serviços recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 25,3%. O efeito interação não apresenta significância estatística. (Tabela 2.5).

As mulheres negras também possuem escolaridade média superior a dos homens brancos no setor de serviços e presença elevada em ocupações como profissionais das ciências e das artes; técnico de nível médio; trabalhadores dos serviços administrativos que ajudariam a reduzir tal diferencial. Todavia, a forma como seus atributos são recompensados também contribui para o aumento do hiato salarial relativo aos homens brancos, a exemplo do tempo de experiência e dos anos de escolaridade que são mais valorizados quando possuídos pelos homens brancos.

Contudo, vale destacar que em quase todas as formas de inserção neste mercado de trabalho os salários das mulheres negras aumentaria caso elas recebessem o mesmo tratamento dado aos homens brancos. Sendo assim, pode-se dizer que o hiato positivo salarial existente entre homens brancos e mulheres negras recai novamente sobre o termo de intercepto, ou seja, os homens brancos ganham mais simplesmente porque são homens e são brancos. (ver Tabela A.2.5 no apêndice).

4.3.2 Decomposição do Diferencial de Rendimentos no Trabalho Principal por Tipos de Ocupação

Por fim, depois de realizado a decomposição da desigualdade salarial por gênero e raça pelos principais setores de atividade econômica, parte-se para a realização de uma análise da decomposição do hiato de salários por gênero e raça por oito tipos de ocupações para a amostra selecionada no mercado de trabalho privado brasileiro buscando identificar as principais causas das desigualdades salariais nestas ocupações.

Dirigentes em Geral

A análise dos tipos ocupacionais inicia-se fazendo uso de uma amostra de empregados presentes na ocupação de dirigentes em geral que é composta por 584 homens brancos, 509 mulheres brancas, 503 homens negros e 339 mulheres negras. Nota-se, assim,

que a participação dos indivíduos da cor branca é superior a participação dos indivíduos da cor negra neste tipo de ocupação.

De modo geral existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,0662, em relação aos homens negros de 0,0706 e em relação às mulheres negras de 0,2242. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, na atual ocupação R\$ 9,20; as mulheres brancas R\$ 8,61; os homens negros R\$ 8,58 e as mulheres negras R\$ 7,36. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre raças do que entre gêneros. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de dirigentes em geral de 6,8% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo revelando indícios de discriminação por gênero. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um leve aumento de 1,2% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 9,3%. A interação entre os dois efeitos também é altamente significativa, mas diferente dos demais efeitos, age na direção de reduzir o diferencial salarial entre os homens brancos e mulheres brancas em 3,4%. (Tabela 2.6).

O diferencial salarial nesta ocupação pode ser explicada por diferenças nas características produtivas e por diferentes formas de inserção neste mercado de trabalho dos dois grupos. Os homens brancos possuem, em média, mais tempo de experiência que as mulheres brancas e independente de sua atuação seja na zona urbana ou rural ou com e sem carteira de trabalho assinada, os primeiros ganham mais.

Além disso, elevadas participações em setores como agricultura, serviços, comércio e construção também ajuda a explicar o hiato positivo de salários. Ademais, e mais importante é o componente dos coeficientes que reflete a diferença de remunerações aos atributos produtivos de cada grupo. Cada ano a mais de experiência remunera mais os homens brancos. Por outro lado, cada ano de escolaridade remunera melhor as mulheres brancas e isso não foi o suficiente para impedir o diferencial salarial entre ambos os sexos. Outras variáveis

que contribuem na direção de aumentar o hiato salarial é o retorno ao tempo de emprego, participação fora da região metropolitana e na área urbana.

A exceção do setor da agricultura, todos os demais setores remuneram melhor os homens brancos que as mulheres brancas neste tipo de ocupação. Por fim, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação de gênero neste mercado de trabalho. (ver Tabela B.2.1 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros neste tipo de ocupação é de 7,3%, podendo ser também explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo, apresentando indícios de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos. Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 1,6% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nessa ocupação recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 5,3%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.6).

Novamente o diferencial de atributos produtivos entre homens brancos e negros ajuda a explicar o hiato salarial existente. Os primeiros apresentam maior média de anos de estudos com alto peso na explicação do componente de dotações. Os homens brancos apresentam maior participação, independente de ser na região metropolitana ou na zona urbana justificando em parte o hiato positivo de salários. Especialmente nos setores da agricultura e da indústria os homens brancos também participam mais que os negros. Ainda mais importante na explicação do diferencial de salários está o componente dos coeficientes. Nota-se que apesar do homem negro possuir menos educação que os homens brancos, ele recebe retornos para cada ano de estudo maior e de modo bastante significativo.

Os homens brancos levam vantagem nas variáveis: tempo de emprego, participação na região metropolitana e na zona rural, além da posse de carteira assinada e da sindicalização. Especialmente, no comércio, seguido pela indústria e serviços os homens brancos também apresentam maiores retornos tudo o mais constante. O intercepto também se mostra bastante significativo na explicação do hiato salarial entre os dois grupos, revelando que o homem branco ganha mais simplesmente porque é branco. (ver Tabela B.2.1 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 25,1% pode também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos estimados de cada grupo revelando novamente indícios de discriminação por sexo e cor. Enquanto o efeito dotações contribui levemente para reduzir o hiato salarial, os efeitos coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma leve queda de 0,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 25,8%. A interação entre os dois efeitos é estatisticamente insignificante. (Tabela 2.6).

No tocante do conjunto dos atributos produtivos as mulheres negras chegam a apresentar vantagem em relação aos homens brancos na referida ocupação. Em média, elas também apresentam mais anos de estudo que os homens brancos e registram participações significativas independente de ser na região metropolitana ou não, na zona urbana ou não e com carteira de trabalho assinada ou não. As participações observadas nos setores da indústria, construção e serviços deste tipo de ocupação ajudam a reduzir o diferencial salarial relativo aos homens brancos, contribuindo para que o componente de dotações seja negativo.

Por outro lado, o diferencial de salários pode ser explicado pela diferença de remuneração aos atributos produtivos captado pelo componente dos coeficientes. Nota-se, que além das mulheres negras possuírem maior número de anos de estudo, cada ano a mais recebe uma remuneração superior a que é paga aos homens brancos neste tipo de ocupação. O mesmo ocorre nos atributos de experiência e tempo de emprego e participação na região metropolitana quando uma hora de trabalho das mulheres negras são mais valorizadas.

Também nos setores da agricultura e da construção as mulheres negras são melhor reconhecidas. Todavia, vale ressaltar que diante de todas as variáveis apresentadas no modelo o diferencial de salários deveria ser negativo, mas devido ao elevado peso do termo de intercepto o hiato de salários continua sendo positivo o que significa dizer que o homem branco ganha mais que a mulher negra não porque apresenta necessariamente melhores atributos produtivos e porque seus talentos são melhor reconhecidos pelo mercado, mas simplesmente porque é homem e branco. (ver Tabela B.2.1 no apêndice).

Tabela 2.6 - Resumo da magnitude e da decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça por grupos ocupacionais, Brasil, 2013

Grupos e Efeitos	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Dirigentes em Geral														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-
Grupo 2	2,1535	0,0009	0,00	8,615	-	2,1491	0,0010	0,00	8,577	-	1,9956	0,0013	0,00	7,356	-
Diferença Salário-Hora	0,0662	0,0013	0,00	1,068	-	0,0706	0,0014	0,00	1,073	-	0,2242	0,0016	0,00	1,251	-
Dotações	0,0114	0,0009	0,00	1,012	17,28	0,0162	0,0006	0,00	1,016	22,99	-0,0070	0,0012	0,00	0,993	-3,11
Coefficientes	0,0892	0,0014	0,00	1,093	134,67	0,0519	0,0015	0,00	1,053	73,50	0,2297	0,0017	0,00	1,258	102,44
Interação	-0,0344	0,0009	0,00	0,966	-51,95	0,0025	0,0008	0,00	1,002	3,51	0,0015	0,0013	0,23	1,002	0,67
Grupos e Efeitos	Profissionais das Ciências e das Artes														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	2,3726	0,0011	0,00	10,725	-	2,3726	0,0011	0,00	10,725	-	2,3726	0,0011	0,00	10,725
Grupo 2	2,3731	0,0006	0,00	10,73	-	2,2399	0,0013	0,00	9,392	-	2,1979	0,0008	0,00	9,006	-
Diferença Salário-Hora	-0,0004	0,0012	0,72	1	-	0,1327	0,0017	0,00	1,142	-	0,1747	0,0014	0,00	1,191	-
Dotações	-0,0582	0,0006	0,00	0,943	13383,08	0,0504	0,0008	0,00	1,052	37,97	-0,0434	0,0008	0,00	0,958	-24,83
Coefficientes	0,0632	0,0012	0,00	1,065	-14517,26	0,0398	0,0019	0,00	1,041	29,95	0,1978	0,0013	0,00	1,219	113,21
Interação	-0,0054	0,0006	0,00	0,995	1234,18	0,0426	0,0010	0,00	1,044	32,08	0,0203	0,0006	0,00	1,021	11,62
Grupos e Efeitos	Técnico de Nível Médio														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	2,1448	0,0007	0,00	8,54	-	2,1448	0,0007	0,00	8,54	-	2,1448	0,0007	0,00	8,54
Grupo 2	2,0112	0,0007	0,00	7,472	-	1,9845	0,0008	0,00	7,276	-	1,8963	0,0009	0,00	6,662	-
Diferença Salário-Hora	0,1336	0,0010	0,00	1,143	-	0,1603	0,0010	0,00	1,174	-	0,2484	0,0011	0,00	1,282	-
Dotações	-0,0042	0,0006	0,00	0,996	-3,16	0,0572	0,0005	0,00	1,059	35,68	0,0362	0,0011	0,00	1,037	14,57
Coefficientes	0,1313	0,0010	0,00	1,14	98,33	0,1133	0,0010	0,00	1,12	70,67	0,2052	0,0013	0,00	1,228	82,61
Interação	0,0064	0,0007	0,00	1,006	4,83	-0,0102	0,0005	0,00	0,99	-6,36	0,0070	0,0012	0,00	1,007	2,82
Grupos e Efeitos	Trabalhadores de Serviços Administrativos														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
	Grupo 1 (Referência)	2,0044	0,0006	0,00	7,422	-	2,0044	0,0006	0,00	7,422	-	2,0044	0,0006	0,00	7,422
Grupo 2	1,8739	0,0004	0,00	6,513	-	1,8511	0,0006	0,00	6,367	-	1,7328	0,0005	0,00	5,656	-
Diferença Salário-Hora	0,1306	0,0007	0,00	1,139	-	0,1533	0,0009	0,00	1,166	-	0,2716	0,0008	0,00	1,312	-
Dotações	0,0034	0,0004	0,00	1,003	2,63	0,0285	0,0004	0,00	1,029	18,57	0,0195	0,0004	0,00	1,02	7,17
Coefficientes	0,1311	0,0007	0,00	1,14	100,39	0,1274	0,0009	0,00	1,136	83,08	0,2514	0,0008	0,00	1,286	92,57
Interação	-0,0039	0,0004	0,00	0,996	-3,02	-0,0025	0,0003	0,00	0,997	-1,65	0,0007	0,0004	0,11	1,001	0,26

Continua

Continuação

Grupos e Efeitos	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Trabalhadores dos Serviços														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-
Grupo 2	1,6091	0,0004	0,00	4,998	-	1,6596	0,0004	0,00	5,257	-	1,5023	0,0004	0,00	4,492	-
Diferença Salário-Hora	0,1528	0,0007	0,00	1,165	-	0,1023	0,0006	0,00	1,108	-	0,2596	0,0006	0,00	1,296	-
Dotações	0,0150	0,0003	0,00	1,015	9,81	0,0198	0,0002	0,00	1,02	19,34	0,0213	0,0002	0,00	1,022	8,20
Coefficientes	0,1358	0,0007	0,00	1,145	88,88	0,0854	0,0006	0,00	1,089	83,46	0,2288	0,0006	0,00	1,257	88,15
Interação	0,0020	0,0003	0,00	1,002	1,32	-0,0029	0,0002	0,00	0,997	-2,80	0,0095	0,0004	0,00	1,01	3,65
Grupos e Efeitos	Vendedores e Prestadores de Serviço do Comércio														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,8294	0,0007	0,00	6,23	-	1,8294	0,0007	0,00	6,23	-	1,8294	0,0007	0,00	6,23	-
Grupo 2	1,6502	0,0006	0,00	5,208	-	1,6523	0,0006	0,00	5,219	-	1,4608	0,0007	0,00	4,309	-
Diferença Salário-Hora	0,1793	0,0009	0,00	1,196	-	0,1772	0,0009	0,00	1,194	-	0,3687	0,0010	0,00	1,446	-
Dotações	-0,0270	0,0004	0,00	0,973	-15,05	0,0514	0,0004	0,00	1,053	29,01	0,0360	0,0005	0,00	1,037	9,77
Coefficientes	0,2006	0,0009	0,00	1,222	111,92	0,1338	0,0009	0,00	1,143	75,54	0,3432	0,0010	0,00	1,409	93,09
Interação	0,0056	0,0003	0,00	1,006	3,13	-0,0081	0,0003	0,00	0,992	-4,55	-0,0106	0,0006	0,00	0,989	-2,86
Grupos e Efeitos	Trabalhadores Agrícolas														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-
Grupo 2	1,3563	0,0015	0,00	3,882	-	1,2339	0,0005	0,00	3,435	-	1,1498	0,0012	0,00	3,157	-
Diferença Salário-Hora	0,0380	0,0016	0,00	1,039	-	0,1604	0,0008	0,00	1,174	-	0,2445	0,0014	0,00	1,277	-
Dotações	-0,0503	0,0011	0,00	0,951	-132,15	0,0725	0,0004	0,00	1,075	45,20	0,0060	0,0008	0,00	1,006	2,44
Coefficientes	0,1335	0,0017	0,00	1,143	351,00	0,0704	0,0008	0,00	1,073	43,89	0,2456	0,0013	0,00	1,278	100,44
Interação	-0,0452	0,0012	0,00	0,956	-118,85	0,0175	0,0003	0,00	1,018	10,91	-0,0070	0,0006	0,00	0,993	-2,88
Grupos e Efeitos	Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços e de Reparação e Manutenção														
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-
Grupo 2	1,5920	0,0005	0,00	4,913	-	1,7602	0,0002	0,00	5,814	-	1,5073	0,0008	0,00	4,515	-
Diferença Salário-Hora	0,3152	0,0006	0,00	1,371	-	0,1469	0,0004	0,00	1,158	-	0,3998	0,0008	0,00	1,492	-
Dotações	0,0514	0,0010	0,00	1,053	16,32	0,0511	0,0002	0,00	1,052	34,80	0,1104	0,0015	0,00	1,117	27,60
Coefficientes	0,3186	0,0006	0,00	1,375	101,08	0,0943	0,0004	0,00	1,099	64,20	0,3884	0,0008	0,00	1,475	97,14
Interação	-0,0549	0,0011	0,00	0,947	-17,40	0,0015	0,0002	0,00	1,001	1,00	-0,0989	0,0015	0,00	0,906	-24,75

Fonte: Resultado da pesquisa a partir dos dados da PNAD. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Profissionais das Ciências e das Artes

Já na análise da ocupação de profissionais das ciências e das artes faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 608 homens brancos, 1.523 mulheres brancas, 533 homens negros e 1.152 mulheres negras. Nota-se, a superioridade de participação das mulheres em relação aos homens neste tipo de ocupação.

Novamente existe uma diferença no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de -0,0004 e estatisticamente insignificante podendo-se afirmar que do ponto de vista estatístico não há diferença entre os salários pagos entre homens e mulheres brancas. Já em relação aos homens negros a diferença do logaritmo do salário-hora é de 0,1327 e em relação às mulheres negras de 0,1747. Em termos monetários, os homens brancos ganham em média na atual ocupação mais do que como dirigentes em geral; R\$ 10,73, as mulheres brancas R\$ 10,73; os homens negros R\$ 9,39 e as mulheres negras R\$ 9,00. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma menos intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

Apesar da diferença média estimada do logaritmo de salários entre homens brancos e mulheres brancas ser zero, é possível perceber que os efeitos dotação, coeficientes e interação estimados são estatisticamente significativos. Sendo assim, é possível afirmar que enquanto os efeitos dotações e interação caminham na direção de reduzir quaisquer diferenças salariais potencialmente existentes, o efeito coeficientes agiria no sentido de aumentar tal hiato salarial anulando o potencial diferencial.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 5,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 6,5%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa, mais registraria uma queda de aproximadamente 0,5%. (Tabela 2.6).

O número negativo observado pelo componente de dotações afetando negativamente o hiato salarial entre homens e mulheres brancas é resultado principalmente do fato das mulheres brancas possuírem, em média, melhores características produtivas neste tipo de ocupação que os homens brancos, em especial os anos de estudo, seguido pelo tempo de experiência no trabalho e pelo tempo de permanência no trabalho. Independente das

participações no setor formal e sindicalizadas ou não isso também ajuda a explicar porque as mulheres brancas ganham, em média, mais que os homens brancos, e a exceção dos setores da construção e dos serviços, em todos os outros elas também se sobressaem com maiores participações quando ocupam este tipo de ocupação.

Por outro lado, o componente dos coeficientes contribui com o aumento dos salários dos homens brancos. Apesar das mulheres apresentarem melhores retornos aos atributos produtivos de tempo de experiência e em especial, aos anos de educação e apesar delas serem melhor reconhecidas fora da região metropolitana e na zona urbana e no setor da construção, os homens brancos conseguem obter melhores retornos nas atividades da indústria, comércio, e em especial, nos serviços quando ocupam esta função. Ademais, o termo elevado do termo de intercepto e seu grau de relevância acabam por contribuir com um tratamento diferenciado em favor dos homens brancos neste tipo de ocupação. (ver Tabela B.2.2 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 14,2% que pode ser explicada mais por diferenças nas médias das dotações produtivas do que por diferenças nos coeficientes estimados de cada grupo. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção neste mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 5,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 4,1%. A interação entre os dois efeitos é significativa e contribuiria com um aumento salarial de 4,4%. (Tabela 2.6).

Com destaque para a menor escolaridade por parte dos homens negros relativo aos homens brancos, somado ao fato que independente de se eles estiverem trabalhando na região metropolitana, zona urbana, com carteira ou serem sindicalizados, tudo isso contribui para os primeiros ganharem menos. Ademais, os homens brancos participam, em média, mais que os homens negros nos setores da indústria e da construção.

Outro fator que explica o hiato de salários é a forma de remuneração aos atributos produtivos, em especial, a escolaridade, quando cada ano de estudo adicional aumenta muito mais os salários dos homens brancos que os dos homens negros. Outros fatores que contribuem para esse diferencial são o tempo de experiência, participação na região não metropolitana, a falta da carteira assinada e a não sindicalização. Contudo, as remunerações

diferenciadas em favor dos negros nos setores da indústria, construção e serviços quando passam a assumir tais ocupações ajudariam na redução desse diferencial. O termo significativo do intercepto age no sentido de um tratamento diferenciado em favor dos homens negros neste tipo de ocupação, o que não impediu o sinal positivo desse componente do diferencial positivo de salários (ver Tabela B.2.2 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 19,1% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos estimados de cada grupo revelando indícios de discriminação por gênero e raça. Enquanto o efeito dotações contribui para reduzir o hiato salarial, os efeitos coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 4,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras nesse mercado de trabalho recebesse o mesmo tratamento que é dado aos homens brancos seus salários aumentariam em 21,9%. A interação entre os dois efeitos apresenta pouca representatividade na desigualdade salarial entre os dois grupos. (Tabela 2.6).

Semelhante as mulheres brancas, os atributos pertencentes as mulheres negras contribuem, em média, para redução das diferenças salariais em relação aos homens brancos. A escolaridade aparece novamente como uma variável de destaque, seguida pelas participações nos setores da indústria e serviços. Por outro lado, a diferença de tratamento na forma de pagamento aos atributos produtivos pode explicar o elevado diferencial de salários entre homens brancos e mulheres negras, a exemplo da variável tempo de experiência, participação na região metropolitana e zona urbana, trabalho não sindicalizado e formal. Por outro lado, vale ressaltar que cada ano adicional de anos de estudo das mulheres negras é melhor remunerado.

O conjunto das variáveis tenderia a reduzir o diferencial salarial, contudo o elevado valor do termo de intercepto e seu peso no componente dos coeficientes fazem com que os homens brancos tendam a ganhar mais que as mulheres negras também neste tipo de ocupação, simplesmente porque são homens e brancos e não porque possuem necessariamente melhores retornos a todos os atributos produtivos.

Técnicos de Nível Médio

Já na análise das ocupações de técnico de nível médio faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 1.097 homens brancos, 1.094 mulheres brancas, 1.194 homens negros e 1.139 mulheres negras. Observa-se, assim, uma participação superior dos trabalhadores da cor negra neste tipo de ocupação.

Existe também uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,1336, em relação aos homens negros de 0,1603 e em relação às mulheres negras de 0,2484. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 8,54; as mulheres brancas R\$ 7,47; os homens negros R\$ 7,27 e as mulheres negras R\$ 6,66. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma menos intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de técnicos de nível médio de 14,3% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo apresentando indícios de discriminação por sexo. Enquanto o efeito dotações contribui para uma leve redução no hiato salarial os efeitos coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade de gêneros.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção neste mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma leve queda de 0,4% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em média 14,0%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa e agiria no sentido de aumentar o hiato de salários. (Tabela 2.6).

O conjunto dos atributos produtivos das mulheres brancas contribui com uma redução do hiato salarial existente em relação aos homens brancos, em especial, a variável escolaridade medida pelos anos de estudo, seguido pelo tempo de experiência no trabalho. Independente da lotação ser dentro ou fora da região metropolitana, junto com as participações observadas nos setores da indústria e construção isso ajuda a reduzir o diferencial salarial entre homens e mulheres brancas.

Por outro lado, a forma como os atributos produtivos e a participação das mulheres no mercado de trabalho são remunerados ajudam a explicar o resultado positivo do componente do termo de coeficientes. Apesar das mulheres brancas possuírem em média mais anos de estudo que os homens brancos nesta ocupação, estes não são tão valorizados, com tratamento semelhante sendo dado ao tempo de experiência neste mercado de trabalho. Os homens brancos lotados fora da região metropolitana, na área urbana, com carteira e sindicalizado, tudo o mais constante, registram melhores retornos salariais que as mulheres brancas.

Os homens brancos lotados nos setores da indústria, construção e serviços são também melhores recompensados que as mulheres brancas. Por fim, vale destacar o peso do termo de intercepto na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação neste mercado de trabalho quando o homem branco ganha mais simplesmente porque é homem. (ver Tabela B.2.3 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 17,4% também pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo. Isso mostra indícios de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 5,9% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 12,0%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa e age no sentido de reduzir o hiato salarial. (Tabela 2.6).

A explicação do hiato salarial entre homens brancos e negros passa pelas diferenças nos atributos produtivos novamente, em especial, os anos de educação quando os homens negros ficam atrás. Os homens brancos registram participações superiores na zona urbana, com carteira e sindicalizados, ocorrendo o mesmo nos setores da indústria, comércio e serviços. O diferencial de retorno aos atributos e de inserção no mercado de trabalho também ajuda a explicar o hiato salarial entre homens brancos e negros, a exemplo dos empregados lotados na região metropolitana, na zona urbana, sem carteira e sindicalizados, tudo o mais constante, os homens brancos obtém retornos superiores.

Os setores da agricultura e especial do comércio também remunera melhor os brancos. Por fim, vale novamente destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na

explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho quando o homem branco ganha mais porque é branco. (ver Tabela B.2.3 no apêndice)

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 28,2% pode também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos estimados de cada grupo. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam um aumento de 3,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 22,8%. A interação entre os dois efeitos é pouco representativa. (Tabela 2.6).

O diferencial de salários entre homens brancos e mulheres negras na referida ocupação pode também ser explicado por diferenças nos atributos produtivos em especial da escolaridade e do tempo de emprego e por diferenças na participação no mercado de trabalho quando os homens brancos registram maior participação nos sindicalizados ou não e elevada participação nos serviços e indústria. Ainda mais importante é o diferencial de retorno a esses atributos observado no tempo de experiência, e nos empregados fora da região metropolitana, com carteira assinada, e sindicalizados, quando os homens brancos são mais beneficiados.

Os setores da agricultura, comércio e serviços, tudo o mais constante, também apresentam maiores retornos pagos aos homens brancos neste tipo de ocupação. Ademais, a escolaridade das mulheres negras também é mais valorizada do que dos homens brancos. Por fim, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho quando o homem branco ganha mais simplesmente porque é homem e branco.

Trabalhadores dos Serviços Administrativos

Já na análise das ocupações de trabalhadores dos serviços administrativos faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 1.406 homens brancos, 3.115 mulheres brancas, 1.640 homens negros e 2.638 mulheres negras. Observa-se, assim, que é notória a elevada participação das mulheres nesse tipo de ocupação.

No geral existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,1306, em relação aos homens negros de 0,1533 e em relação às mulheres negras de 0,2716. Em termos monetários, os homens brancos ganham em média na atual ocupação R\$ 7,42; as mulheres brancas R\$ 6,51; os homens negros R\$ 6,37 e as mulheres negras R\$ 5,65. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma menos intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de trabalhadores dos serviços administrativos de 13,9% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo com forte indícios de discriminação de gênero. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um leve aumento de 0,3% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,0%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa, mas diferente dos demais efeitos, age na direção de reduzir o diferencial salarial entre os homens brancos e mulheres brancas. (Tabela 2.6).

As mulheres brancas também neste tipo de ocupação, tudo o mais constante, apresentam, em média, maior número de anos de estudo que os homens brancos e maiores participações na zona urbana e rural. Por outro lado, os homens brancos apresentam maior tempo de experiência e de emprego, além de maior participação nos setores dos serviços, comércio, e construção neste tipo de ocupação.

Outro fator que também contribui para o hiato de salários é a diferença de pagamentos aos atributos produtivos a exemplo do tempo de permanência no emprego e inserção no mercado de trabalho, tal como a participação na região metropolitana, zona urbana, empregados com carteira e sindicalizados que remuneram melhor os homens brancos que as mulheres brancas. Setores como a construção, comércio e os serviços agem no mesmo sentido neste tipo de ocupação. Por fim, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho. (ver Tabela B.2.4 no apêndice)

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 16,6% que também pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo apontando para indícios de discriminação por cor. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de 2,9% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 13,6%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa. (Tabela 2.6).

A diferença salarial é explicada pelo fato dos homens brancos possuírem, em média, mais experiência, anos de estudo e tempo de emprego neste tipo de ocupação. Os homens brancos também registram maior participação na zona urbana e rural, com e sem carteira que os homens negros. Além disso, a maior participação na indústria também ajuda a contribuir com o diferencial salarial existente neste tipo de ocupação.

Diferenças nos retornos aos atributos produtivos ajudam melhor a explicar o hiato de salários entre homens brancos e negros, com destaque para a escolaridade e o tempo no último emprego. Tudo o mais constante, a exceção da agricultura, todos os demais setores, geram retornos médios superiores para os homens brancos do que para os homens negros na mesma ocupação. Por fim, vale frisar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho. (ver Tabela B.2.4 no apêndice)

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 31,2% pode ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos estimados de cada grupo, revelando indícios de discriminação por gênero e raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho seus salários registrariam uma leve alta de 0,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários

aumentariam em 28,6%. A interação entre os dois efeitos é estatisticamente insignificante. (Tabela 2.6).

Assim, como as mulheres brancas, as mulheres negras também possuem, em média, mais anos de estudos que os homens brancos. Além disso, tudo o mais constante, as mulheres negras apresentam maior participação seja na região metropolitana ou na zona urbana ou fora delas e nos setores da agricultura, indústria e nos serviços, mas isso não é o suficiente para impedir que o sinal do componente das dotações seja positivo, devido ao elevado peso que é dado a variável tempo de emprego.

Por outro lado, e muito mais importante está a forma como a mão de obra é tratada neste mercado. Apesar das mulheres negras possuírem mais anos de estudo que os homens brancos, uma hora a mais de estudo gera menos retorno financeiro para as primeiras. E o tempo de experiência dos homens brancos é mais valioso. De modo geral, e tudo o mais constante, a exceção da agricultura todos os demais setores remuneram melhor um homem branco que uma mulher negra na mesma ocupação e nas mesmas condições de trabalho. Por último, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho por gênero e raça, repetindo o observado nas ocupações acima.

Trabalhadores dos Serviços

Agora, na análise das ocupações de trabalhadores dos serviços faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 2.120 homens brancos, 2.255 mulheres brancas, 4.025 homens negros e 3.516 mulheres negras. Observa-se, nesse tipo de ocupação há predominância dos trabalhadores da cor negra.

De modo geral existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,1528, em relação aos homens negros de 0,1023 e em relação às mulheres negras de 0,2596. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 5,82; as mulheres brancas R\$ 4,99; os homens negros R\$ 5,26 e as mulheres negras R\$ 4,49. Com isso, percebe-se que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação dos trabalhadores dos serviços de 16,5% pode ser explicada mais por diferenças nos

coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, indícios de discriminação por gênero. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um leve aumento de 1,5% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,5%. A interação entre os dois efeitos é pouco significativa na explicação da desigualdade salarial. (Tabela 2.6).

Diferenças nos atributos produtivos ajudam a explicar o hiato positivo de salários entre homens brancos e mulheres brancas nesta ocupação. As mulheres brancas apresentam maior tempo de estudo e maior participação nos setores dos serviços, agricultura e construção. Apesar disso, um ano a mais de estudo dos homens brancos neste tipo de ocupação é supervalorizado. Ademais, homens brancos lotados na região metropolitana, na zona rural, e sindicalizados, tudo o mais constante, recebem retornos maiores do que as mulheres brancas em iguais condições.

Também os setores da agricultura e construção valorizam mais uma hora de trabalho de um homem branco neste tipo de ocupação. Por fim, novamente vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação neste mercado de trabalho. (ver Tabela B.2.5 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 10,8% também pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo apontando para indícios de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários receberiam um aumento de apenas 2,0% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 8,9%. A interação entre os dois efeitos é novamente pouco significativa. (Tabela 2.6).

Diferenciais nas características produtivas de homens brancos e negros contribuem com o diferencial na remuneração dos mesmos neste tipo de ocupação. Os primeiros possuem, em média, mais tempo de experiência, estudo e permanência no trabalho e por isso acabam ganhando mais. Os homens brancos apresentam maior participação na zona urbana e rural, na posse ou não de carteira assinada e na indústria. Contudo, o principal fator que explica a desigualdade salarial entre os dois grupos são os retornos a alguns desses atributos produtivos e em especial aos retornos observados em alguns setores da economia. Um ano de estudo adicional do homem branco vale mais para este tipo de ocupação do que de um homem negro.

Tudo o mais constante, seja na região metropolitana, ou na zona rural, sem carteira ou sindicalizados os brancos são mais recompensados que os negros. Nos setores da indústria, comércio e serviços os homens brancos auferem melhores recompensas financeiras. Por fim, vale destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho. (ver Tabela B.2.5 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 29,6% pode novamente ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados revelando fortes indícios de discriminação por gênero e cor. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados. Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de participação nesse mercado de trabalho seus salários registrariam uma alta de 2,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 25,7%. A interação entre os dois efeitos geraria uma alta de 1,0%. (Tabela 2.6).

Assim, como ocorre com os homens negros, as mulheres negras possuem atributos produtivos inferiores aos dos homens brancos e isso pode ajudar a explicar porque ganham, em média, menos. A participação dos homens brancos fora ou dentro da região metropolitana, com ou sem carteira assinada e nos setores da indústria, construção e comércio é maior. Mas, mais importante é a forma como esses atributos ou como a inserção nesse mercado é recompensada.

As mulheres negras não apenas apresentam características produtivas inferiores, mas cada uma delas é muito mal recompensada por este mercado, em especial, os anos de escolaridade. Tudo o mais constante, os homens brancos empregados na região metropolitana,

urbano, sem carteira e sindicalizados, são mais valorizados financeiramente que as mulheres negras. Os setores da indústria e serviços valorizam mais uma hora de trabalho de um homem branco que de uma mulher negra neste tipo de ocupação. Por fim, vale novamente destacar o peso que o termo de intercepto tem na explicação do efeito dos coeficientes, em direção a indícios de discriminação no mercado de trabalho.

Vendedores e Prestadores de Serviços do Comércio

Já na análise das ocupações de vendedores e prestadores dos serviços do comércio faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 1.169 homens brancos, 1.365 mulheres brancas, 1.464 homens negros e 1.355 mulheres negras. Tem-se, assim, uma leve predominância de trabalhadores da cor negra nesse tipo de ocupação e menor participação de homens.

Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,1793, em relação aos homens negros de 0,1772 e em relação às mulheres negras de 0,3687. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 6,23; as mulheres brancas R\$ 5,21; os homens negros R\$ 5,22 e as mulheres negras R\$ 4,31. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma mais forte entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de vendedores e prestadores de serviços do comércio de 19,6% pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo revelando indícios de discriminação de gênero. Enquanto o efeito dotações vai na direção de reduzir o hiato salarial entre os grupos, os efeitos de coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 2,7% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado fosse tratados da mesma forma que os homens brancos seus salários aumentariam em 22,2%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.6).

Os atributos produtivos das mulheres brancas ajudam a explicar o termo negativo do efeito dotações em especial a escolaridade, quando as mulheres brancas apresentam maior média de anos de estudo que os homens brancos. Por outro lado, os homens brancos possuem maior tempo de experiência e de emprego. Os homens brancos também apresentam maior participação dentre os que têm ou não carteira assinada e nos setores da construção e comércio. Porém, novamente o que mais explica o hiato de salários são as recompensas pagas a cada atributo produtivo ou forma de inserção neste mercado. Os exemplos mais significativos vêm das variáveis: tempo de experiência e anos de escolaridade, com os homens brancos sendo muito mais valorizados.

Outro fator que explica o hiato de salários, tudo o mais constante, é a presença fora da região metropolitana e zona rural, sem carteira de trabalho e não sindicalizados quando os homens brancos novamente são melhores recompensados. Os setores da indústria e construção também valorizam mais uma hora de trabalho de um homem branco que de uma mulher branca neste tipo de ocupação. O termo de intercepto agiu no sentido de tratamento diferenciado em favor dos homens brancos. (ver Tabela B.2.6 no apêndice)

Enquanto isso, a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação foi de 19,4%, podendo também ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo, refletindo indícios de discriminação por cor. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários aumentaria em 5,3% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,3%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.6).

O diferencial de tempo de experiência, anos de estudo e tempo de emprego ajudam a explicar porque homens brancos ganham mais que os negros neste tipo de ocupação. Os homens brancos também apresentaram maior participação no grupo daqueles que possuem e não possuem carteira de trabalho, contudo menor participação no setor da construção. Novamente o que mais explica o diferencial de salários entre homens brancos e negros recai principalmente na diferença de retornos aos atributos produtivos e sob a forma de participação neste mercado de trabalho.

Atributos como tempo de emprego, participação na região metropolitana, ou na zona rural, empregados sem carteira e sindicalizados são mais valorizados se possuídos pelos homens brancos. Ademais, uma hora de trabalho é melhor recompensada para os homens brancos nos setores da agricultura e construção neste tipo de ocupação. Por fim, vale ressaltar que a diferença de intercepto desempenha um papel fundamental na explicação do diferencial salarial em favor dos homens brancos que ganham mais porque são brancos. (ver Tabela B.2.6 no apêndice)

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 44,6% pode novamente ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos estimados de cada grupo indicando discriminação de gênero e raça. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam aumento de 3,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras nesse mercado de trabalho recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 40,9%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.6).

As mulheres negras apresentam mais anos de estudo em média que os homens brancos, mas menos tempo de experiência e de emprego neste tipo de ocupação e isso é o que realmente explica o diferencial produtivo de salários na ótica dos atributos produtivos. Os homens brancos apresentam participação superior na posse ou não da carteira de trabalho e também nos setores da construção, comércio e serviços.

Todavia, a diferença de retornos financeiros aos atributos produtivos de cada grupo é o que realmente importa, com o tempo de experiência e em especial, os anos de estudo desempenhando os principais papéis a explicar o hiato de salários neste tipo de ocupação. Uma hora de trabalho fora da região metropolitana, ou na zona rural, dos homens brancos sem carteira de trabalho e sindicalizados é muito mais valorizada do que de uma mulher negra e que apenas a construção valoriza mais uma hora de trabalho do homem branco do que da mulher negra.

Por fim, vale destacar também que a diferença de intercepto desempenha um papel fundamental na explicação do diferencial de salários neste tipo de ocupação quando o homem branco ganha mais porque é homem e branco. (ver Tabela B.2.6 no apêndice).

Trabalhadores Agrícolas

Agora na análise das ocupações de trabalhadores agrícolas faz-se uso de uma amostra de empregados que é composta por 1.244 homens brancos, 151 mulheres brancas, 3.172 homens negros e 379 mulheres negras. Observa-se, assim, a grande participação de trabalhadores do sexo masculino nesse tipo de ocupação, em função principalmente da exigência da força física para o exercício de tal atividade.

Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,0380, em relação aos homens negros de 0,1604 e em relação às mulheres negras de 0,2445. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 4,03; as mulheres brancas R\$ 3,88; os homens negros R\$ 3,43 e as mulheres negras R\$ 3,16. Com isso, é possível perceber que neste tipo de ocupação o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre raças do que entre gêneros. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de trabalhadores agrícolas de 3,9% pode ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, revelando também indícios de discriminação de gênero. Enquanto os efeitos dotações e de interação agem no sentido de reduzir o hiato salarial entre os grupos, o efeito de coeficientes age de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma queda de 4,9% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 14,3%. A interação entre os dois efeitos reduziria o salário em 4,4%. (Tabela 2.6).

A diferença de atributos produtivos ajuda a explicar o termo negativo do componente de dotações, em especial, o tempo de permanência no emprego das mulheres brancas comparado ao dos homens brancos neste tipo de ocupação. Por outro lado, a forma de remuneração aos fatores produtivos é o que mais explica o hiato positivo de salários entre os dois grupos. Em especial, os anos de estudo, seguido pelo tempo de experiência e de emprego que são atributos mais valorizados quando possuídos por homens brancos. Estes quando empregados na região metropolitana, ou na zona rural, com carteira de trabalho assinada e

sindicalizados recebem melhores recompensas financeiras que as mulheres brancas. Os setores da indústria e do comércio pagam melhor os homens brancos. Aqui o termo de intercepto, apesar de contribuir com o hiato de salários não se revela tão significativo. (ver Tabela B.2.7 no apêndice).

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 17,4%, sendo explicada mais por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo do que por diferenças nos coeficientes estimados, também revelando sinais de discriminação por raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários aumentaria em 7,5% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 7,3%. A interação entre os dois efeitos também é significativa e provocaria um aumento salarial em 1,8%. (Tabela 2.6).

A explicação do hiato salarial passa em boa parte pelo diferencial de características produtivas entre homens brancos e negros. Os primeiros ganham mais por possuir mais tempo de experiência, mais anos de estudo. Os homens brancos registram elevada participação tanto na zona urbana e rural bem como na posse ou não da carteira de trabalho assinada e também maior participação no setor de serviços. Mas, a outra metade da explicação do hiato de salários passa pela forma como este tipo de ocupação valoriza a hora de trabalho de cada tipo de mão de obra.

Os homens negros além de apresentarem menos anos de estudo, cada ano de estudo deles é menos valorizado que a dos homens brancos. O tempo de emprego dos homens brancos também é mais valorizado neste tipo de ocupação. Os setores da indústria e serviços valorizam mais uma hora de trabalho dos homens brancos. Por fim, vale destacar novamente o importante peso do termo de intercepto na explicação do componente dos coeficientes na direção da discriminação por raça. (ver Tabela B.2.7 no apêndice).

Por último, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 27,7% pode ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo, com nítidos indícios de discriminação por gênero e raça. Ambos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários aumentariam em apenas 0,6% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras recebesse a mesma forma de tratamento que é dispensada aos homens brancos seus salários aumentariam em 27,8%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.6).

O diferencial de atributos produtivos contribui para explicar o diferencial de salários em especial o tempo de experiência no mercado para os homens brancos e o maior tempo médio de estudos para as mulheres negras. Todavia, o principal fator que explica o hiato salarial entre estes dois grupos é a diferença no termo de intercepto, pois se considerado o retorno aos atributos produtivos nesta ocupação a mulher negra deveria ganhar mais que os homens brancos. Com isso, é possível afirmar que os homens brancos ganham mais que as mulheres negras simplesmente porque são homens e brancos. (ver Tabela B.7 no apêndice).

Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços e de Reparação e Manutenção

A última ocupação a ser analisada é a de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção quando se fez uso de uma amostra de empregados que é composta por 6.390 homens brancos, 1.212 mulheres brancas, 10.516 homens negros e 1.212 mulheres negras. Também nesse tipo de ocupação ocorre uma participação destacadamente masculina tanto em função da força física que é exigida pelo exercício no trabalho quanto pelo tipo de habilidade técnica e perícia necessários a realização das tarefas sem deixar de lado os riscos envolvidos na operação de maquinários mais pesados existentes nesse tipo de ocupação.

No geral, aqui também existe uma diferença em média no logaritmo do salário-hora entre os quatro grupos analisados. Na comparação com o grupo de referência, os homens brancos, a diferença do logaritmo de salário-hora em relação às mulheres brancas chega a ser de 0,3152, em relação aos homens negros de 0,1469 e em relação às mulheres negras de 0,3998. Em termos monetários, os homens brancos ganham, em média, R\$ 6,73; as mulheres brancas R\$ 4,91; os homens negros R\$ 5,81 e as mulheres negras R\$ 4,51. Percebe-se, assim, que o hiato salarial se dá de forma mais intensa entre gêneros do que entre raças. (Tabela 2.6).

A diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres brancas na ocupação de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção de 37,1% pode ser explicada principalmente por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças

nas médias dos atributos produtivos de cada grupo apresentando novamente indícios de discriminação por gênero. Ambos os efeitos dotações e coeficientes agem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres brancas possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção no mercado de trabalho que os homens brancos seus salários registrariam uma alta de 5,3% e caso os atributos produtivos e forma de participação das mulheres brancas nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 37,5%. A interação entre os dois efeitos reduziria o salário em 5,3%. (Tabela 2.6).

Diferenças nos atributos produtivos possuídos por cada grupo ajudam a explicar o hiato salarial entre homens brancos e mulheres brancas nesta ocupação. Os homens brancos apresentam maior tempo de experiência e de permanência no emprego e maior participação em quase todas as variáveis utilizadas, com exceção para os anos de estudo. Todavia, a diferença de retornos aos atributos produtivos é que realmente explica o hiato de salários entre os dois grupos, a exemplo da diferença no tempo de experiência, nos anos de estudo e no tempo de emprego, cuja ocupação valoriza muito mais os homens brancos.

Nos setores da indústria e de serviços uma hora de trabalho dos homens brancos recebe maiores retornos financeiros do que de uma mulher branca. Por fim, vale destacar a importância do termo de intercepto na explicação do componente de coeficientes e do diferencial de salários em favor dos homens brancos. (ver Tabela B.2.8 no apêndice)

Já a diferença salarial entre os homens brancos e os homens negros nesse tipo de ocupação é de 15,8% e também pode ser explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias das dotações previstas de cada grupo. Todos os efeitos dotações, coeficientes e interação contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso os homens negros possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de participação nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários aumentaria em 5,2% e caso os atributos produtivos e a forma de participação dos homens negros nesse mercado recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 9,9%. A interação entre os dois efeitos também é pouco significativa. (Tabela 2.6).

O hiato de salários entre estes dois grupos pode em parte ser explicado pelo diferencial de atributos produtivos com destaque para os anos de educação possuídos pelos homens brancos, seguido pelo tempo de experiência e pelo tempo de emprego. Todavia, o que

realmente explica o diferencial de salários é o retorno aos atributos produtivos, em especial o tempo de emprego quando os homens brancos são muito mais valorizados. Os setores da indústria e dos serviços também valorizam mais uma hora de trabalho dos homens brancos que dos homens negros nesta ocupação. Todavia, o principal fator a explicar o hiato salarial é novamente o termo de intercepto, que faz a raça ter um papel preponderante na determinação do diferencial de salários. (ver Tabela B.2.8 no apêndice)

Para finalizar a análise, a diferença salarial entre os homens brancos e as mulheres negras nesse tipo de ocupação que é de 49,2% também é explicada mais por diferenças nos coeficientes estimados do que por diferenças nas médias dos atributos produtivos de cada grupo. Ambos os efeitos dotações e coeficientes contribuem de forma a aumentar a desigualdade salarial entre os dois grupos investigados.

Com isso, caso as mulheres negras possuíssem os mesmos atributos produtivos e a mesma forma de inserção nesse mercado de trabalho que os homens brancos seus salários aumentariam em 11,7% e caso os atributos produtivos e a forma de participação das mulheres negras nesse mercado de trabalho recebesse a mesma forma de remuneração que é paga aos homens brancos seus salários aumentariam em 47,5%. A interação entre os dois efeitos é significativa e contribui para uma redução de 9,4% do diferencial. (Tabela 2.6).

As mulheres negras apesar de apresentarem, em média, maior número de anos de estudo que os homens brancos e esta variável ser significativa para explicar salários isso não foi suficiente para impedir um sinal positivo no componente de dotações. De outro lado, e mais importante, está a forma como este mercado valoriza as características produtivas e a forma de inserção neste mercado de trabalho.

As mulheres negras não só possuem mais anos de estudo que os homens brancos, mas cada ano de estudo adicional é mais valorizado para elas. Diferentemente, atributos como tempo de experiência e tempo de emprego são mais valorizados quando pertencentes aos homens brancos neste tipo de ocupação. A indústria desempenha um papel importante na determinação do diferencial salarial neste tipo de ocupação, pois ela valoriza mais uma hora de trabalho de um homem branco do que de uma mulher negra. Não se pode deixar de lado a relevância do termo de intercepto na explicação do diferencial de salários na direção da discriminação por gênero e raça. (ver Tabela B.2.8 no apêndice)

A principal crítica que se faz a interpretação da parte de diferenças de coeficientes como medida de discriminação em dados de corte transversal é que na verdade esta diferença pode ser reflexo do problema de variáveis omitidas. Todavia, Heitmuller (2005) tentou resolver esse problema por meio da estimação da decomposição de Oaxaca usando a

modelagem de efeitos fixos de dados em painel incluindo regressores invariantes no tempo como variáveis omitidas. A principal conclusão é que neste tipo de modelagem os regressores invariantes no tempo, como qualidade da educação, diminuem, mas não eliminam por completo o problema de interpretação da medida de discriminação, haja vista que sempre existirão potenciais regressores que não estarão presentes na equação de salários estimada. Assim, a modelagem de painel proposta apenas suaviza este problema.

Borjas (2012) coloca que mesmo que se forem feitas tentativas de incluir no modelo todas as medidas de qualificações que se consegue pensar e observar, alguém ainda poderá afirmar que foram omitidas variáveis como a habilidade, o esforço, a motivação e o ímpeto e que essas variáveis diferem entre os grupos e afetam suas produtividades, logo seus retornos salariais.

Assim, a medida de discriminação captada pelos diferenciais de coeficientes estimados é fortemente afetada pelo conjunto de regressores do modelo e quanto maior for o número de regressores que reflitam a qualificação e a produtividade do trabalhador melhor será a estimativa para esta medida. O que estes autores estão colocando é que dada a impossibilidade de se colocar todas as variáveis possíveis que explicam a produtividade dos indivíduos, pode-se sempre alcançar um resultado positivo para a diferença de coeficientes e a conclusão é em favor da presença de discriminação.

Mas a questão que se coloca é, será que na ausência de discriminação os coeficientes estimados seriam sempre diferentes, tanto no curto como no longo prazo, mesmo quando as minorias passassem a competir de forma igual? Ou parte dessa diferença é explicada por diferenças nos retornos aos atributos e qualificações produtivas tangíveis e intangíveis pagas pelo mercado, refletindo o gosto pela discriminação colocado por Becker (1957)?

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Após a correção do viés de seleção amostral na equação de salários é possível tecer alguns considerações relevantes sobre os determinantes do rendimento no trabalho principal privado brasileiro. A análise de significância geral mostra a importância das variáveis escolhidas no modelo para a explicação dos retornos salariais em cada mercado escolhido. Na análise da significância individual também a maioria dos coeficientes estimados se mostraram significativos e com os sinais esperados.

Os anos de experiência geram retornos positivos com impacto maior sobre os homens que para as mulheres. Enquanto isso, os anos de escolaridade geram retornos maiores que a experiência com impacto superior sobre os indivíduos da cor branca comparado aos indivíduos da cor negra. Isso reflete a elevada importância do acúmulo de capital humano sobre os retornos de salários, em especial, os anos de estudo, principalmente possuídos pelos homens e mulheres brancas, apresentando-se como uma das potenciais fontes de desigualdade no mercado de trabalho privado brasileiro. Homens e mulheres apresentam comportamentos distintos no que tange ao tempo de permanência no último emprego que gera retornos superiores para as mulheres. Assim, vale a pena as mulheres permanecerem mais tempo no mesmo emprego.

A região metropolitana, de modo geral, apresentou maiores impactos sobre os retornos salariais dos empregados no setor privado o que pode ser explicado pela maior demanda de serviços especializados nesta região. O maior desenvolvimento presente na zona urbana também gera impactos bem superiores sobre os retornos salariais para os quatro grupos de trabalhadores investigados.

A formalidade no emprego também apresentou rendimentos salariais bem significativos com maior discrepância de retornos entre formalidade e informalidade sendo observado no grupo dos homens, em especial, da cor negra. Os sindicatos ainda apresentam elevado poder de barganha gerando retornos positivos sobre os salários, apesar da menor participação dos empregados no setor privado nesta condição.

Os quatro grupos de trabalhadores analisados apresentaram retornos diferenciados em todas as atividades econômicas e em todos os tipos de ocupações considerados. No tocante as ocupações é possível notar que os profissionais das ciências e das artes apresentaram os maiores salários dentre todas as categorias para os homens e mulheres brancas e para as mulheres negras.

Ademais, também é possível apresentar algumas considerações finais no tocante às explicações que podem ser dadas após a análise e discussão dos resultados das estimativas da decomposição contrafactual de salários que considerou fatores diferenciais de gênero e raça, em geral, e por tipos de atividades econômicas e categorias ocupacionais.

Inicialmente é possível notar que no mercado de trabalho privado brasileiro o menor diferencial de salários com relação à categoria-base (homens brancos) ocorreu em relação aos homens negros e o maior em relação às mulheres negras. Comparando os homens brancos com as mulheres brancas e negras percebe-se que o efeito dotações atuaram no sentido de diminuir as diferenças salariais entre os dois grupos e o grupo de referência, enquanto que o efeito coeficientes e o efeito interação atuaram no sentido de aumentar o hiato salarial.

Já em relação aos homens negros os efeitos dotação e coeficiente atuaram no sentido de aumentar o hiato salarial com relação aos homens brancos. A principal conclusão encontrada aqui é que para os homens negros a principal explicação do diferencial de salários recai sobre as diferenças de dotações produtivas em relação aos homens brancos. Já para as mulheres brancas e negras a principal explicação do diferencial de salários recai sobre as diferenças de coeficientes, ou seja, sobre a forma como os atributos produtivos e a inserção no mercado são remunerados pelo mercado de trabalho, revelando, assim, nítidos indícios de discriminação por gênero e raça no mercado de trabalho privado brasileiro.

Em geral, na análise da decomposição detalhada no mercado de trabalho privado brasileiro, o nível de escolaridade das mulheres brancas contribuiu de forma significativa para redução desse hiato de salários em relação aos homens brancos. Por outro lado, o tempo de permanência média no mercado maior por parte dos homens brancos agiu no sentido de aumentar esse diferencial.

A participação nas diferentes atividades econômicas apresenta pouco poder de explicação sobre os diferenciais de salários entre homens e mulheres brancas. Contudo, a participação em ocupações como profissionais das ciências e das artes, trabalhadores agrícolas e trabalhadores da produção de bens e serviços contribuíram significativamente para reduzir o diferencial médio de salários. Todavia, a principal explicação do hiato salarial entre homens brancos e mulheres brancas recai também sobre a forma de remuneração aos fatores produtivos e a inserção no mercado de trabalho.

As variáveis de escolaridade e a participação nas ocupações de profissionais das ciências e das artes, trabalhadores dos serviços administrativos e trabalhadores dos serviços apresentam retornos superiores para as mulheres brancas. Por outro lado, o tempo de

experiência, a posse de carteira assinada e os retornos na indústria registram retornos superiores para os homens brancos.

Vale ainda ressaltar o elevado peso da participação do termo de intercepto na explicação do diferencial de salários entre homens brancos e mulheres brancas, agindo fortemente no sentido da presença de indícios de discriminação no mercado de trabalho por gênero, quando os homens brancos ganham mais porque são homens.

Na comparação de homens brancos e negros, a variável escolaridade contribui fortemente para explicação do hiato salarial tanto no componente de dotações como no componente de coeficientes, ou seja, os homens brancos possuem, em média, mais anos de estudo que os homens negros e cada ano adicional de estudo dos homens brancos é mais valorizado pelo mercado de trabalho que dos homens negros. Ademais, as participações nos diferentes setores apresentam também um pequeno poder de explicação para o componente de dotações, diferente das participações nas categorias ocupacionais, a exemplo dos dirigentes em geral, profissionais das ciências e das artes, trabalhadores dos serviços e trabalhadores agrícolas que apresentam participações elevadas de homens brancos.

Discrepâncias de retornos significativas entre os diferentes grupos ocupacionais tais como trabalhadores dos serviços, trabalhadores agrícolas e trabalhadores da produção quando uma hora de trabalho dos homens negros são mais valorizadas também ajudam a explicar o diferencial de salários entre homens brancos e negros.

Novamente, vale ressaltar o importante peso que o termo de intercepto tem no componente dos coeficientes e na explicação do diferencial de salários entre homens brancos e negros, revelando também indícios de discriminação no mercado de trabalho por cor, quando homens brancos ganham mais porque são brancos.

O hiato salarial entre homens brancos e mulheres negras é principalmente explicado por diferenças nos retornos aos atributos produtivos, em especial, a variável tempo de experiência e a posse da carteira assinada. Vale ainda ressaltar que o elevado peso da valorização superior de uma hora de trabalho paga as mulheres negras nas ocupações de profissionais das ciências e das artes, técnico de nível médio, trabalhadores dos serviços administrativos e trabalhadores dos serviços não foram suficientes para impedir o sinal positivo do termo de coeficientes da decomposição.

Todavia, o principal fator a explicar o diferencial de salários entre estes dois grupos recai novamente no peso significativo do termo de intercepto que mostra que a diferença marcante de salários está relacionada tanto a uma questão de gênero quanto a uma questão de cor, quando os homens brancos ganham mais porque são homens e brancos.

É importante ressaltar que quando se assumiu um conjunto de setores de atividade e grupos ocupacionais não se está afirmando necessariamente que a medida de discriminação ocorre em empregos necessariamente iguais devido à agregação desses conjuntos.

Na análise desagregada por setores de atividade econômica também é possível se fazer algumas considerações que ajudam a explicar o diferencial de salários por gênero e raça presente em cada um dos setores investigados. De modo geral, a principal explicação do hiato salarial entre o grupo de referência (homens brancos) e os demais grupos de trabalhadores recai principalmente sobre os retornos aos atributos produtivos pagos a cada trabalhador, em especial ao termo de intercepto.

Exceção foi observada no setor da agricultura, na comparação entre homens brancos e homens negros, quando o efeito dotações apesar de positivo e contribuir com o diferencial de salários foi mais significativo que o efeito coeficientes e entre homens brancos e mulheres brancas no setor da construção, cujas mulheres brancas ganham, em média mais, pois o efeito das dotações sobre o diferencial de salários foi muito negativo, visto que os atributos produtivos das mulheres são, em média, maiores que os dos homens brancos.

Vale ressaltar que nos setores da agricultura, construção, comércio e serviços o hiato salarial se dá de forma mais acentuada entre raças do que entre gêneros. Apenas na indústria a desigualdade salarial entre homens brancos e mulheres brancas é mais que a desigualdade salarial entre homens brancos e homens negros.

Outra constatação importante é que nos setores da agricultura, indústria, comércio e serviços, as mulheres negras ganham, em média, bem menos que os demais grupos de trabalhadores. A exceção é o setor da construção quando apesar das mulheres negras ganhar menos que os homens brancos, elas ganham mais que os homens negros talvez em função do efeito participação/composição, quando as poucas mulheres ocupadas nesse setor recebem, em média, salários mais elevados em função de ocupações mais específicas dentro do setor.

Na análise por grupos ocupacionais também é possível tecer algumas considerações sobre as explicações dos diferenciais de salários entre os grupos investigados. Nas ocupações de dirigentes em geral; profissionais das ciências e das artes; técnico de nível médio; trabalhador dos serviços administrativos; trabalhadores agrícolas; e trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção foram observadas desigualdades salariais menores entre homens brancos e mulheres brancas, seguida pela desigualdade salarial entre homens brancos e homens negros e depois pela desigualdade salarial entre homens brancos e mulheres negras.

A exceção ficou por conta da ocupação dos trabalhadores dos serviços e da ocupação de vendedores e prestadores de serviços do comércio quando o menor hiato salarial foi observado entre homens brancos e negros. Em todas as ocupações o hiato salarial entre homens brancos e mulheres negras é desproporcionalmente maior.

De modo geral, as diferenças nas remunerações aos diferentes atributos produtivos ou as diferentes formas de inserção no mercado de trabalho é o fator mais importante na explicação dos hiatos salariais existentes entre os grupos analisados em cada tipo de ocupação. As exceções ocorreram entre homens brancos e homens negros nas ocupações dos profissionais das ciências e das artes e dos trabalhadores agrícolas quando o nível de dotações produtivas dos homens brancos apresentou o maior peso na explicação do diferencial de salários.

Por fim, é importante destacar o elevado peso que o termo de intercepto tem sobre o efeito dos coeficientes na explicação do diferencial de salários em favor do grupo de referência, revelando que os homens brancos ganham mais não simplesmente porque possuem melhores atributos produtivos ou porque recebem os melhores retornos a estes atributos.

A principal explicação recai, então, pela diferença de tratamento que é dado pelo mercado que considera fatores de gênero e cor como atributos significativos na realização das trocas comerciais e na determinação da remuneração a cada grupo de trabalhadores.

Ademais, vale considerar o argumento desenvolvido por Blinder (1973) que pode ajudar a avaliar os resultados encontrados. Segundo este autor, a magnitude dos efeitos estimados da discriminação, captados pelos diferenciais de coeficientes estimados, depende fundamentalmente da escolha das variáveis de controle para as regressões de salários.

Oaxaca (1973) vai mais além, ao afirmar que se fosse possível controlar para virtualmente todas as fontes possíveis de variação nos salários, podia-se muito bem eliminar a discriminação no mercado de trabalho como um fator significativo em determinar os diferenciais de salários por sexo (ou raça) porque o diferencial dos coeficientes estimados pela decomposição seria muito pequeno. Para esse mesmo autor, qualquer que seja o diferencial de salário observado, ele é completamente justificado em razão das diferenças de produtividade alegada.

Borjas (2012) complementa o pensamento de Oaxaca (1973) ao afirmar que a validade da medida de discriminação obtida da decomposição depende em grande parte se controlada todas as dimensões econômicas e sociais nas quais as qualificações dos dois grupos podem diferir. Para ele, se houver algumas características nas qualificações que afetem

os ganhos, mas são deixadas de fora do modelo de regressão, teremos uma medida incorreta da discriminação no mercado de trabalho.

Ainda segundo este mesmo autor, raramente é possível se observar todas as variáveis que compõem o estoque de capital humano de um trabalhador na maioria dos conjuntos de informações disponíveis. Sendo assim, raramente também se terá uma medida exata do grau de discriminação no mercado de trabalho.

Mesmo diante de constantes e debatidos problemas de interpretação do termo de diferenças nos coeficientes, Borjas (2012) afirma que a decomposição de Oaxaca tem vida própria nos tribunais. Normalmente, os processos de ação coletiva que acusam um empregador de comportamento discriminatório são resolvidos por especialistas muito bem pagos, que argumentam sobre as estimativas de discriminação com base na análise estatística resumida na equação da decomposição de Oaxaca. Os especialistas contratados argumentam que grande parte do diferencial bruto de salários não pode ser explicada em termos de diferenciais em qualificações entre os grupos e, conseqüentemente, é por direito chamada de discriminação.

Sendo assim, é necessário se ter certa cautela na avaliação da magnitude dos resultados encontrados, ao se levar em conta os argumentos apresentados pelos autores renomados no assunto, o que não inviabiliza por completo os indícios de tratamento diferenciado no mercado de trabalho privado brasileiro, em geral e por setores e grupos ocupacionais. Principalmente se for considerado os resultados observados no trabalho de Lovell (2006) que, com base nos dados dos censos do Brasil dos anos de 1960 a 2000, analisou as tendências de longo prazo nas disparidades salariais de raça e gênero no mercado urbano de São Paulo, considerado uma das economias mais dinâmicas da América Latina.

Segundo esse autor, os afro-brasileiros e mulheres apresentaram notável progresso nas últimas quatro décadas na obtenção de direitos legais e no acesso aos níveis mais elevados de escolaridade, além da participação em tipos ocupacionais que pagam mais, reduzindo dessa forma o hiato salarial entre raça e gênero. Todavia, o mesmo autor constatou que apesar dos avanços, as mulheres e os negros recebem ainda menos que os homens brancos igualmente qualificados, afirmando que a discriminação salarial persiste ao longo do tempo e está aumentando. Concluindo, esse autor afirma que as barreiras no local de trabalho desempenham um papel fundamental na formação da desigualdade social e econômica no Brasil.

Em termos de políticas públicas, é possível sugerir algumas medidas que podem e devem ser adotadas para uma melhor equalização dos rendimentos pagos entre os diferentes

grupos estudados no mercado de trabalho privado brasileiro visando uma melhor equiparação nas competências produtivas dos diferentes grupos em pauta. A primeira sugestão vai em direção da realização de maiores investimentos na área de educação, em especial, na educação superior, viabilizando o maior acesso dos indivíduos da cor negra, em especial dos homens, que apresentam, em média, menor número de anos de estudo que os indivíduos da cor branca.

Dessa forma, as minorias poderiam se qualificar mais e ter acesso a setores e principalmente a ocupações que geram maiores retornos salariais. Outra sugestão passa pelos investimentos em creches para dar maior liberdade as mulheres jovens que são mães retornarem o quanto antes para seus trabalhos, não perdendo assim, tempo de experiência e aprendizado no emprego, além de gerar maiores possibilidades de qualificação. Por fim, manter o esforço permanente de medidas de formalização do trabalho, a exemplo de expansão do crédito e simplificação da legislação empresarial e trabalhista com vista ao aumento do número de empresas formais que contrataram mais empregados com carteira assinada que ganham, em média, mais que aqueles que não possuem carteira no setor privado da economia.

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0280	0,0046	0,00	1,028	34,22	-0,0906	0,0024	0,00	0,913	-130,42	-0,1811	0,0041	0,00	0,834	-77,30
Escolaridade	0,1810	0,0046	0,00	1,198	221,50	0,0107	0,0009	0,00	1,011	15,43	-0,0308	0,0022	0,00	0,970	-13,15
Tenure	0,0523	0,0014	0,00	1,054	63,98	0,0257	0,0006	0,00	1,026	37,02	-0,0028	0,0010	0,00	0,997	-1,19
Reg. Metrop.	0,0043	0,0002	0,00	1,004	5,26	0,0017	0,0001	0,00	1,002	2,44	0,0006	0,0001	0,00	1,001	0,26
Reg. Não Metrop.	-0,0874	0,0032	0,00	0,916	-106,94	-0,0641	0,0020	0,00	0,938	-92,25	-0,0198	0,0027	0,00	0,980	-8,44
Urbano	-0,0119	0,0009	0,00	0,988	-14,51	0,0038	0,0003	0,00	1,004	5,51	-0,0121	0,0008	0,00	0,988	-5,15
Rural	0,0100	0,0007	0,00	1,010	12,19	-0,0056	0,0004	0,00	0,994	-8,00	0,0094	0,0006	0,00	1,009	3,99
Com Carteira	0,0620	0,0008	0,00	1,064	75,80	0,0043	0,0003	0,00	1,004	6,16	0,0170	0,0006	0,00	1,017	7,26
Sem Carteira	-0,0609	0,0008	0,00	0,941	-74,55	-0,0068	0,0004	0,00	0,993	-9,85	-0,0213	0,0007	0,00	0,979	-9,11
Sindicalizado	0,0099	0,0004	0,00	1,010	12,08	0,0065	0,0002	0,00	1,007	9,37	-0,0055	0,0003	0,00	0,995	-2,33
Não Sindicalizado	-0,0441	0,0017	0,00	0,957	-54,01	-0,0357	0,0008	0,00	0,965	-51,35	0,0193	0,0011	0,00	1,020	8,25
Direção em geral	-0,0028	0,0001	0,00	0,997	-3,37	-0,0020	0,0000	0,00	0,998	-2,91	-0,0008	0,0001	0,00	0,999	-0,35
Profissionais das ciências e das artes	-	-	-	-	-	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,25	-	-	-	-	-
Técnico de nível médio	-	-	-	-	-	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,15	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,03
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0256	0,0007	0,00	1,026	31,38	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	-1,27	0,0007	0,0000	0,00	1,001	0,32
Trabalhadores dos serviços	0,0322	0,0007	0,00	1,033	39,43	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	-1,42	-0,0017	0,0003	0,00	0,998	-0,72
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-	-	-	-	-	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,33	-	-	-	-	-
Trabalhadores agrícolas	0,8550	0,0095	0,00	2,351	1.046,10	0,0649	0,0024	0,00	1,067	93,45	0,2113	0,0078	0,00	1,235	90,20
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-	-	-	-	-	0,0008	0,0001	0,00	1,001	1,10	0,0012	0,0001	0,00	1,001	0,52
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Intercepto	-0,9715	0,0151	0,00	0,379	-1.188,57	0,1573	0,0044	0,00	1,170	226,54	0,2504	0,0117	0,00		106,92
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0048	0,0008	0,00	1,005	-6,03	0,0008	0,0001	0,00	1,001	14,71	-0,0109	0,0003	0,00	0,989	121,20
Escolaridade	-0,0424	0,0011	0,00	0,958	53,78	0,0037	0,0003	0,00	1,004	67,07	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	7,85
Tenure	0,0279	0,0008	0,00	1,028	-35,44	0,0005	0,0000	0,00	1,001	9,65	-0,0009	0,0003	0,00	0,999	9,92
Reg. Metrop.	-0,0011	0,0001	0,00	0,999	1,38	0,0006	0,0000	0,00	1,001	11,03	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,15
Reg. Não Metrop.	-0,0011	0,0001	0,00	0,999	1,38	0,0006	0,0000	0,00	1,001	11,03	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,15
Urbano	0,0017	0,0001	0,00	1,002	-2,17	0,0005	0,0000	0,00	1,001	9,74	0,0021	0,0001	0,00	1,002	-23,28
Rural	0,0017	0,0001	0,00	1,002	-2,17	0,0005	0,0000	0,00	1,001	9,74	0,0021	0,0001	0,00	1,002	-23,28
Com Carteira	-0,0022	0,0002	0,00	0,998	2,78	0,0011	0,0001	0,00	1,001	20,57	0,0016	0,0001	0,00	1,002	-18,25

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	-0,0022	0,0002	0,00	0,998	2,78	0,0011	0,0001	0,00	1,001	20,57	0,0016	0,0001	0,00	1,002	-18,25
Sindicalizado	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,54	0,0009	0,0000	0,00	1,001	15,79	0,0011	0,0001	0,00	1,001	-12,47
Não Sindicalizado	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,54	0,0009	0,0000	0,00	1,001	15,79	0,0011	0,0001	0,00	1,001	-12,47
Direção em geral	-0,0079	0,0002	0,00	0,992	10,01	-0,0026	0,0001	0,00	0,997	-47,81	-0,0033	0,0002	0,00	0,997	37,00
Profissionais das ciências e das artes	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	0,87	0,0005	0,0000	0,00	1,001	9,89	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	1,88
Técnico de nível médio	-0,0025	0,0000	0,00	0,998	3,13	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-4,11	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-1,84
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0231	0,0006	0,00	0,977	29,28	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	-14,93	0,0005	0,0000	0,00	1,001	-5,65
Trabalhadores dos serviços	-0,0221	0,0006	0,00	0,978	28,07	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-6,01	0,0012	0,0002	0,00	1,001	-12,84
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-	-	-	-	-	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-4,14	-	-	-	-	-
Trabalhadores agrícolas	0,0044	0,0009	0,00	1,004	-5,57	-0,0023	0,0001	0,00	0,998	-41,66	-0,0071	0,0003	0,00	0,993	78,58
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0133	0,0002	0,00	0,987	16,85	0,0002	0,0000	0,00	1,000	3,08	0,0023	0,0002	0,00	1,002	-25,82
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela A.2.2 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor da indústria, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,9830	0,0004	0,00	7,265	-	1,9830	0,0004	0,00	7,265	-	1,9830	0,0004	0,00	7,265	-
Grupo 2	1,7166	0,0005	0,00	5,566	-	1,8272	0,0004	0,00	6,217	-	1,5464	0,0007	0,00	4,695	-
Diferença Salário-Hora	0,2664	0,0006	0,00	1,305	-	0,1558	0,0005	0,00	1,169	-	0,4366	0,0008	0,00	1,547	-
Dotações	-0,0170	0,0004	0,00	0,983	-6,38	0,0627	0,0002	0,00	1,065	40,26	0,0742	0,0006	0,00	1,077	17,01
Coefficientes	0,2416	0,0006	0,00	1,273	90,68	0,0938	0,0005	0,00	1,098	60,23	0,3590	0,0007	0,00	1,432	82,24
Interação	0,0418	0,0003	0,00	1,043	15,70	-0,0008	0,0002	0,00	0,999	-0,48	0,0033	0,0005	0,00	1,003	0,76
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0023	0,0001	0,00	1,002	-13,80	0,0006	0,0001	0,00	1,001	1,03	0,0005	0,0001	0,00	1,000	0,66
Escolaridade	-0,0103	0,0002	0,00	0,990	60,28	0,0364	0,0002	0,00	1,037	58,08	0,0108	0,0002	0,00	1,011	14,54
Tenure	0,0041	0,0001	0,00	1,004	-23,82	0,0077	0,0001	0,00	1,008	12,23	0,0127	0,0004	0,00	1,013	17,08
Reg. Metrop.	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,93	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-1,78	-0,0030	0,0000	0,00	0,997	-4,02
Reg. Não Metrop.	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,93	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-1,78	-0,0030	0,0000	0,00	0,997	-4,02
Urbano	0,0000	0,0000	0,44	1,000	-0,13	0,0008	0,0000	0,00	1,001	1,35	0,0014	0,0000	0,00	1,001	1,87
Rural	0,0000	0,0000	0,44	1,000	-0,13	0,0008	0,0000	0,00	1,001	1,35	0,0014	0,0000	0,00	1,001	1,87
Com Carteira	0,0037	0,0001	0,00	1,004	-21,67	0,0033	0,0000	0,00	1,003	5,29	0,0195	0,0001	0,00	1,020	26,31
Sem Carteira	0,0037	0,0001	0,00	1,004	-21,67	0,0033	0,0000	0,00	1,003	5,29	0,0195	0,0001	0,00	1,020	26,31
Sindicalizado	0,0014	0,0000	0,00	1,001	-8,29	0,0005	0,0000	0,00	1,001	0,83	0,0013	0,0001	0,00	1,001	1,82
Não Sindicalizado	0,0014	0,0000	0,00	1,001	-8,29	0,0005	0,0000	0,00	1,001	0,83	0,0013	0,0001	0,00	1,001	1,82
Direção em geral	0,0001	0,0000	0,01	1,000	-0,71	0,0049	0,0001	0,00	1,005	7,77	0,0025	0,0001	0,00	1,002	3,31
Profissionais das ciências e das artes	-0,0042	0,0001	0,00	0,996	24,79	0,0009	0,0000	0,00	1,001	1,43	0,0014	0,0001	0,00	1,001	1,93
Técnico de nível médio	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-4,73	0,0019	0,0000	0,00	1,002	3,02	0,0040	0,0001	0,00	1,004	5,33
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0042	0,0001	0,00	0,996	24,98	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,64	0,0017	0,0001	0,00	1,002	2,28
Trabalhadores dos serviços	0,0025	0,0001	0,00	1,002	-14,51	0,0029	0,0000	0,00	1,003	4,60	0,0052	0,0001	0,00	1,005	6,98
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0017	0,0000	0,00	1,002	-9,80	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,35	0,0012	0,0000	0,00	1,001	1,64
Trabalhadores agrícolas	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	5,38	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,09	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,38
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0194	0,0002	0,00	0,981	113,96	0,0005	0,0000	0,00	1,000	0,73	-0,0045	0,0001	0,00	0,996	-6,07
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,61	-	-	-	-	-

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,0184	0,0015	0,00	0,982	-7,61	-0,1032	0,0013	0,00	0,902	-109,92	0,0449	0,0020	0,00	1,046	12,51
Escolaridade	-0,0017	0,0020	0,38	0,998	-0,71	-0,0275	0,0014	0,00	0,973	-29,27	-0,0149	0,0024	0,00	0,985	-4,16
Tenure	0,0430	0,0005	0,00	1,044	17,80	0,0263	0,0005	0,00	1,027	28,01	0,0248	0,0007	0,00	1,025	6,91
Reg. Metrop.	-0,0025	0,0002	0,00	0,998	-1,03	0,0033	0,0002	0,00	1,003	3,56	-0,0080	0,0003	0,00	0,992	-2,23
Reg. Não Metrop.	0,0063	0,0005	0,00	1,006	2,62	-0,0068	0,0004	0,00	0,993	-7,29	0,0159	0,0005	0,00	1,016	4,43
Urbano	-0,0159	0,0010	0,00	0,984	-6,58	0,0397	0,0008	0,00	1,040	42,26	-0,0294	0,0014	0,00	0,971	-8,20
Rural	0,0010	0,0001	0,00	1,001	0,42	-0,0034	0,0001	0,00	0,997	-3,67	0,0023	0,0001	0,00	1,002	0,63
Com Carteira	-0,0436	0,0010	0,00	0,957	-18,06	-0,0133	0,0009	0,00	0,987	-14,19	-0,0888	0,0011	0,00	0,915	-24,74
Sem Carteira	0,0056	0,0001	0,00	1,006	2,33	0,0018	0,0001	0,00	1,002	1,89	0,0195	0,0002	0,00	1,020	5,43
Sindicalizado	0,0040	0,0001	0,00	1,004	1,65	0,0031	0,0001	0,00	1,003	3,26	0,0047	0,0002	0,00	1,005	1,30
Não Sindicalizado	-0,0166	0,0005	0,00	0,984	-6,85	-0,0098	0,0004	0,00	0,990	-10,46	-0,0211	0,0008	0,00	0,979	-5,87
Direção em geral	-0,0029	0,0001	0,00	0,997	-1,21	-0,0029	0,0000	0,00	0,997	-3,13	-0,0001	0,0001	0,04	1,000	-0,04
Profissionais das ciências e das artes	-0,0062	0,0002	0,00	0,994	-2,56	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	-1,05	0,0039	0,0002	0,00	1,004	1,08
Técnico de nível médio	-0,0039	0,0002	0,00	0,996	-1,62	-0,0065	0,0002	0,00	0,993	-6,95	-0,0081	0,0003	0,00	0,992	-2,25
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0252	0,0003	0,00	0,975	-10,43	-0,0049	0,0002	0,00	0,995	-5,27	-0,0036	0,0003	0,00	0,996	-0,99
Trabalhadores dos serviços	-0,0048	0,0002	0,00	0,995	-1,99	-0,0044	0,0002	0,00	0,996	-4,72	-0,0076	0,0003	0,00	0,992	-2,13
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0020	0,0001	0,00	1,002	0,81	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,57	0,0024	0,0001	0,00	1,002	0,67
Trabalhadores agrícolas	0,0015	0,0000	0,00	1,002	0,63	0,0010	0,0001	0,00	1,001	1,10	-0,0002	0,0001	0,01	1,000	-0,05
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	0,0690	0,0010	0,00	1,071	28,58	-0,0399	0,0011	0,00	0,961	-42,50	0,0436	0,0018	0,00	1,045	12,15
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	0,0005	0,0000	0,00	1,000	0,51	-	-	-	-	-
Intercepto	0,2507	0,0039	0,00	1,285	103,79	0,2425	0,0030	0,00	1,274	258,40	0,3789	0,0049	0,00	1,461	105,53
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,41	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	55,62	0,0025	0,0001	0,00	1,003	76,49
Escolaridade	0,0000	0,0001	0,38	1,000	0,12	-0,0030	0,0002	0,00	0,997	394,46	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	-14,04
Tenure	0,0145	0,0002	0,00	1,015	34,74	0,0060	0,0001	0,00	1,006	-796,09	0,0148	0,0004	0,00	1,015	448,55
Reg. Metrop.	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,07	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	57,34	0,0012	0,0000	0,00	1,001	35,78
Reg. Não Metrop.	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,07	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	57,34	0,0012	0,0000	0,00	1,001	35,78
Urbano	-0,0000	0,0000	0,44	1,000	-0,01	0,0009	0,0000	0,00	1,001	-114,73	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-11,36
Rural	-0,0000	0,0000	0,44	1,000	-0,01	0,0009	0,0000	0,00	1,001	-114,73	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-11,36
Com Carteira	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-2,68	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	52,02	-0,0096	0,0001	0,00	0,990	-290,06

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-2,68	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	52,02	-0,0096	0,0001	0,00	0,990	-290,06
Sindicalizado	0,0012	0,0000	0,00	1,001	2,93	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-28,54	0,0019	0,0001	0,00	1,002	56,98
Não Sindicalizado	0,0012	0,0000	0,00	1,001	2,93	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-28,54	0,0019	0,0001	0,00	1,002	56,98
Direção em geral	-0,0000	0,0000	0,01	1,000	-0,11	-0,0026	0,0000	0,00	0,997	343,96	-0,0001	0,0001	0,04	1,000	-3,55
Profissionais das ciências e das artes	0,0037	0,0001	0,00	1,004	8,80	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	98,38	-0,0017	0,0001	0,00	0,998	-52,31
Técnico de nível médio	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,32	-0,0015	0,0000	0,00	0,998	201,07	-0,0034	0,0001	0,00	0,997	-101,82
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0109	0,0002	0,00	1,011	26,06	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	100,13	0,0008	0,0001	0,00	1,001	23,80
Trabalhadores dos serviços	0,0011	0,0000	0,00	1,001	2,67	0,0011	0,0000	0,00	1,001	-148,16	0,0032	0,0001	0,00	1,003	95,47
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	-1,67	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	18,45	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-18,60
Trabalhadores agrícolas	0,0011	0,0000	0,00	1,001	2,61	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	74,79	-0,0001	0,0000	0,01	1,000	-3,43
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	0,0122	0,0002	0,00	1,012	29,17	0,0018	0,0001	0,00	1,002	-238,83	0,0022	0,0001	0,00	1,002	66,77
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	64,00	-	-	-	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,3491	0,0079	0,00	0,705	-430,77	-0,0124	0,0017	0,00	0,988	-14,13	0,2356	0,0064	0,00	1,266	173,99
Escolaridade	-0,8137	0,0123	0,00	0,443	-1.004,23	0,0594	0,0013	0,00	1,061	67,72	0,0949	0,0069	0,00	1,100	70,06
Tenure	-0,0268	0,0027	0,00	0,974	-33,10	0,0218	0,0004	0,00	1,022	24,79	-0,0203	0,0012	0,00	0,980	-14,99
Reg. Metrop.	-0,0480	0,0013	0,00	0,953	-59,28	-0,0011	0,0003	0,00	0,999	-1,23	-0,0018	0,0013	0,17	0,998	-1,32
Reg. Não Metrop.	0,0894	0,0024	0,00	1,093	110,30	0,0023	0,0005	0,00	1,002	2,61	0,0026	0,0019	0,17	1,003	1,95
Urbano	-0,1078	0,0049	0,00	0,898	-132,98	-0,0226	0,0009	0,00	0,978	-25,78	-0,0516	0,0024	0,00	0,950	-38,12
Rural	0,0027	0,0001	0,00	1,003	3,31	0,0024	0,0001	0,00	1,002	2,77	0,0015	0,0001	0,00	1,002	1,11
Com Carteira	0,0635	0,0052	0,00	1,066	78,41	-0,0291	0,0005	0,00	0,971	-33,17	-0,0494	0,0021	0,00	0,952	-36,49
Sem Carteira	-0,0116	0,0010	0,00	0,988	-14,36	0,0163	0,0003	0,00	1,016	18,53	0,0084	0,0004	0,00	1,008	6,17
Sindicalizado	-0,0000	0,0004	0,92	1,000	-0,05	-0,0011	0,0001	0,00	0,999	-1,25	-0,0130	0,0007	0,00	0,987	-9,57
Não Sindicalizado	0,0002	0,0021	0,92	1,000	0,27	0,0085	0,0009	0,00	1,009	9,73	0,0432	0,0022	0,00	1,044	31,89
Direção em geral	0,0061	0,0004	0,00	1,006	7,51	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,24	-0,0040	0,0004	0,00	0,996	-2,93
Profissionais das ciências e das artes	-0,0675	0,0017	0,00	0,935	-83,30	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,48	0,0022	0,0003	0,00	1,002	1,62
Técnico de nível médio	0,0141	0,0007	0,00	1,014	17,37	0,0006	0,0001	0,00	1,001	0,67	-0,0086	0,0007	0,00	0,991	-6,35
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0580	0,0024	0,00	1,060	71,61	0,0019	0,0001	0,00	1,002	2,21	0,0403	0,0020	0,00	1,041	29,79
Trabalhadores dos serviços	-0,0070	0,0007	0,00	0,993	-8,63	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	-0,70	-0,0102	0,0011	0,00	0,990	-7,54
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0080	0,0005	0,00	1,008	9,83	0,0012	0,0000	0,00	1,001	1,38	0,0027	0,0003	0,00	1,003	1,98
Trabalhadores agrícolas	-	-	-	-	-	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,19	-	-	-	-	-
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0337	0,0010	0,00	0,967	-41,64	0,0455	0,0029	0,00	1,047	51,85	-0,0338	0,0019	0,00	0,967	-24,98
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Intercepto	1,3044	0,0210	0,00	3,685	1.609,73	-0,0048	0,0043	0,26	0,995	-5,47	-0,1033	0,0131	0,00	0,902	-76,26
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,1441	0,0034	0,00	0,866	753,63	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-5,64	0,1052	0,0029	0,00	1,111	2.158,62
Escolaridade	0,3095	0,0048	0,00	1,363	-1.617,92	0,0078	0,0002	0,00	1,008	169,92	-0,0272	0,0020	0,00	0,973	-558,86
Tenure	-0,0090	0,0009	0,00	0,991	47,13	0,0035	0,0001	0,00	1,004	76,97	-0,0258	0,0015	0,00	0,975	-528,88
Reg. Metrop.	0,0079	0,0003	0,00	1,008	-41,19	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,06	0,0005	0,0004	0,18	1,000	10,16
Reg. Não Metrop.	0,0079	0,0003	0,00	1,008	-41,19	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,06	0,0005	0,0004	0,18	1,000	10,16
Urbano	0,0052	0,0002	0,00	1,005	-27,08	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-14,06	0,0023	0,0001	0,00	1,002	46,66
Rural	0,0052	0,0002	0,00	1,005	-27,08	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-14,06	0,0023	0,0001	0,00	1,002	46,66
Com Carteira	-0,0115	0,0010	0,00	0,989	60,23	-0,0023	0,0000	0,00	0,998	-49,54	0,0094	0,0004	0,00	1,009	193,79

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	-0,0115	0,0010	0,00	0,989	60,23	-0,0023	0,0000	0,00	0,998	-49,54	0,0094	0,0004	0,00	1,009	193,79
Sindicalizado	0,0000	0,0001	0,92	1,000	-0,03	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,79	0,0061	0,0003	0,00	1,006	124,74
Não Sindicalizado	0,0000	0,0001	0,92	1,000	-0,03	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,79	0,0061	0,0003	0,00	1,006	124,74
Direção em geral	-0,0059	0,0004	0,00	0,994	30,83	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-4,81	0,0038	0,0004	0,00	1,004	78,52
Profissionais das ciências e das artes	0,0631	0,0016	0,00	1,065	-329,96	-0,0018	0,0001	0,00	0,998	-37,99	-0,0017	0,0003	0,00	0,998	-35,88
Técnico de nível médio	-0,0096	0,0005	0,00	0,990	50,08	0,0003	0,0000	0,00	1,000	7,41	0,0062	0,0005	0,00	1,006	126,32
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0533	0,0022	0,00	0,948	278,70	0,0022	0,0001	0,00	1,002	47,41	-0,0348	0,0018	0,00	0,966	-714,06
Trabalhadores dos serviços	0,0061	0,0006	0,00	1,006	-31,99	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,67	0,0095	0,0010	0,00	1,010	195,14
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,0069	0,0004	0,00	0,993	36,10	0,0004	0,0000	0,00	1,000	7,72	-0,0019	0,0002	0,00	0,998	-38,57
Trabalhadores agrícolas	-	-	-	-	-	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-3,65	-	-	-	-	-
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,1721	0,0051	0,00	0,842	899,54	-0,0015	0,0001	0,00	0,998	-33,33	-0,0650	0,0036	0,00	0,937	-1.333,05
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela A.2.4 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor do comércio, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,8480	0,0004	0,00	6,347	-	1,8480	0,0004	0,00	6,347	-	1,8480	0,0004	0,00	6,347	-
Grupo 2	1,7344	0,0004	0,00	5,666	-	1,6515	0,0004	0,00	5,215	-	1,5452	0,0005	0,00	4,689	-
Diferença Salário-Hora	0,1136	0,0006	0,00	1,120	-	0,1965	0,0006	0,00	1,217	-	0,3028	0,0006	0,00	1,354	-
Dotações	-0,0279	0,0007	0,00	0,973	-24,53	0,0603	0,0003	0,00	1,062	30,69	0,0026	0,0006	0,00	1,003	0,86
Coeficientes	0,1499	0,0007	0,00	1,162	131,99	0,1331	0,0006	0,00	1,142	67,73	0,2903	0,0007	0,00	1,337	95,86
Interação	-0,0085	0,0008	0,00	0,992	-7,46	0,0031	0,0002	0,00	1,003	1,58	0,0099	0,0006	0,00	1,010	3,28
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0066	0,0002	0,00	1,007	-23,64	0,0011	0,0001	0,00	1,001	1,88	0,0114	0,0002	0,00	1,011	438,85
Escolaridade	-0,0549	0,0003	0,00	0,947	196,99	0,0357	0,0002	0,00	1,036	59,28	-0,0260	0,0002	0,00	0,974	-1.002,72
Tenure	0,0094	0,0001	0,00	1,009	-33,73	0,0025	0,0000	0,00	1,003	4,19	0,0148	0,0002	0,00	1,015	570,59
Reg. Metrop.	-0,0016	0,0000	0,00	0,998	5,57	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-1,81	-0,0036	0,0000	0,00	0,996	-138,32
Reg. Não Metrop.	-0,0016	0,0000	0,00	0,998	5,57	-0,0011	0,0000	0,00	0,999	-1,81	-0,0036	0,0000	0,00	0,996	-138,32
Urbano	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,11	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,90	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-20,02
Rural	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,11	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,90	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-20,02
Com Carteira	-0,0030	0,0000	0,00	0,997	10,71	0,0091	0,0001	0,00	1,009	15,09	0,0000	0,0001	0,99	1,000	0,02
Sem Carteira	-0,0030	0,0000	0,00	0,997	10,71	0,0091	0,0001	0,00	1,009	15,09	0,0000	0,0001	0,99	1,000	0,02
Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	2,11	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,06	0,0000	0,0000	0,00	1,000	1,29
Não Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	2,11	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,06	0,0000	0,0000	0,00	1,000	1,29
Direção em geral	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	2,72	0,0090	0,0001	0,00	1,009	14,86	0,0016	0,0000	0,00	1,002	62,86
Profissionais das ciências e das artes	-0,0041	0,0001	0,00	0,996	14,55	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,67	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-9,32
Técnico de nível médio	0,0042	0,0001	0,00	1,004	-15,13	0,0020	0,0000	0,00	1,002	3,36	-0,0003	0,0001	0,02	1,000	-11,89
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0260	0,0002	0,00	1,026	-93,43	-0,0012	0,0000	0,00	0,999	-1,95	0,0240	0,0002	0,00	1,024	923,64
Trabalhadores dos serviços	-0,0096	0,0001	0,00	0,990	34,47	0,0024	0,0000	0,00	1,002	3,96	-0,0041	0,0001	0,00	0,996	-158,33
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0238	0,0001	0,00	1,024	-85,42	0,0005	0,0000	0,00	1,001	0,89	0,0330	0,0002	0,00	1,034	1.270,78
Trabalhadores agrícolas	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,40	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,26	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,30
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0191	0,0006	0,00	0,981	68,48	-0,0075	0,0001	0,00	0,993	-12,36	-0,0434	0,0005	0,00	0,957	-1.673,30
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	0,0000	0,0000	0,22	1,000	-0,01	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,33	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,59

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0939	0,0014	0,00	1,098	62,66	0,0003	0,0015	0,83	1,000	0,25	0,0739	0,0015	0,00	1,077	25,46
Escolaridade	0,0158	0,0025	0,00	1,016	10,55	0,0102	0,0018	0,00	1,010	7,66	0,1143	0,0028	0,00	1,121	39,38
Tenure	-0,0075	0,0005	0,00	0,993	-5,02	0,0069	0,0005	0,00	1,007	5,19	-0,0057	0,0005	0,00	0,994	-1,97
Reg. Metrop.	-0,0012	0,0002	0,00	0,999	-0,81	0,0034	0,0002	0,00	1,003	2,53	-0,0045	0,0003	0,00	0,995	-1,55
Reg. Não Metrop.	0,0022	0,0004	0,00	1,002	1,46	-0,0061	0,0004	0,00	0,994	-4,55	0,0070	0,0004	0,00	1,007	2,41
Urbano	0,0661	0,0016	0,00	1,068	44,10	-0,0415	0,0013	0,00	0,959	-31,17	-0,0374	0,0014	0,00	0,963	-12,90
Rural	-0,0015	0,0000	0,00	0,998	-1,01	0,0015	0,0000	0,00	1,002	1,13	0,0014	0,0001	0,00	1,001	0,47
Com Carteira	-0,0088	0,0008	0,00	0,991	-5,86	-0,0493	0,0007	0,00	0,952	-37,06	-0,0353	0,0009	0,00	0,965	-12,16
Sem Carteira	0,0014	0,0001	0,00	1,001	0,93	0,0156	0,0002	0,00	1,016	11,69	0,0074	0,0002	0,00	1,007	2,55
Sindicalizado	0,0018	0,0001	0,00	1,002	1,22	0,0063	0,0001	0,00	1,006	4,72	0,0056	0,0001	0,00	1,006	1,93
Não Sindicalizado	-0,0108	0,0007	0,00	0,989	-7,19	-0,0477	0,0008	0,00	0,953	-35,83	-0,0391	0,0008	0,00	0,962	-13,47
Direção em geral	0,0036	0,0001	0,00	1,004	2,42	-0,0039	0,0001	0,00	0,996	-2,97	0,0044	0,0001	0,00	1,004	1,51
Profissionais das ciências e das artes	-0,0029	0,0001	0,00	0,997	-1,91	0,0007	0,0000	0,00	1,001	0,55	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-0,23
Técnico de nível médio	0,0002	0,0001	0,10	1,000	0,10	-0,0015	0,0001	0,00	0,998	-1,16	0,0043	0,0001	0,00	1,004	1,47
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0143	0,0005	0,00	1,014	9,57	-0,0034	0,0002	0,00	0,997	-2,53	0,0147	0,0005	0,00	1,015	5,07
Trabalhadores dos serviços	0,0003	0,0001	0,01	1,000	0,20	-0,0149	0,0003	0,00	0,985	-11,17	-0,0003	0,0002	0,09	1,000	-0,12
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0622	0,0006	0,00	1,064	41,48	-0,0423	0,0005	0,00	0,959	-31,78	0,0750	0,0008	0,00	1,078	25,84
Trabalhadores agrícolas	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,08	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	0,0006	0,0001	0,00	1,001	0,43	-0,0646	0,0005	0,00	0,937	-48,56	0,0038	0,0001	0,00	1,004	1,32
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,02	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,20	-	-	-	-	-
Intercepto	-0,0800	0,0038	0,00	0,923	-53,37	0,3630	0,0035	0,00	1,438	272,85	0,1016	0,0043	0,00	1,107	35,00
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0150	0,0002	0,00	1,015	-176,96	0,0000	0,0000	0,83	1,000	0,08	0,0149	0,0003	0,00	1,015	149,78
Escolaridade	-0,0021	0,0003	0,00	0,998	24,61	0,0011	0,0002	0,00	1,001	35,73	-0,0100	0,0002	0,00	0,990	-100,88
Tenure	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	25,58	0,0008	0,0001	0,00	1,001	25,40	-0,0032	0,0003	0,00	0,997	-32,29
Reg. Metrop.	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,52	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-11,74	0,0008	0,0000	0,00	1,001	8,46
Reg. Não Metrop.	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,52	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-11,74	0,0008	0,0000	0,00	1,001	8,46
Urbano	-0,0012	0,0000	0,00	0,999	14,63	0,0002	0,0000	0,00	1,000	7,99	0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,26
Rural	-0,0012	0,0000	0,00	0,999	14,63	0,0002	0,0000	0,00	1,000	7,99	0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,26
Com Carteira	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-4,34	-0,0043	0,0001	0,00	0,996	-138,20	-0,0000	0,0000	0,99	1,000	0,00

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-4,34	-0,0043	0,0001	0,00	0,996	-138,20	-0,0000	0,0000	0,99	1,000	0,00
Sindicalizado	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,25	0,0007	0,0000	0,00	1,001	23,59	0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,24
Não Sindicalizado	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,25	0,0007	0,0000	0,00	1,001	23,59	0,0002	0,0000	0,00	1,000	2,24
Direção em geral	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	3,04	-0,0031	0,0001	0,00	0,997	-100,17	0,0012	0,0000	0,00	1,001	11,92
Profissionais das ciências e das artes	0,0015	0,0000	0,00	1,001	-17,40	0,0010	0,0000	0,00	1,001	32,33	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,49
Técnico de nível médio	0,0001	0,0001	0,10	1,000	-1,53	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-10,81	0,0057	0,0001	0,00	1,006	57,10
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0091	0,0003	0,00	0,991	107,32	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	-29,27	-0,0089	0,0003	0,00	0,991	-89,68
Trabalhadores dos serviços	0,0003	0,0001	0,01	1,000	-3,17	0,0033	0,0001	0,00	1,003	106,91	-0,0001	0,0001	0,09	1,000	-0,90
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,0144	0,0002	0,00	0,986	170,03	-0,0018	0,0001	0,00	0,998	-58,25	-0,0209	0,0002	0,00	0,979	-210,62
Trabalhadores agrícolas	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,91	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-5,61	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,77
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	0,0046	0,0007	0,00	1,005	-54,41	0,0107	0,0001	0,00	1,011	345,00	0,0289	0,0006	0,00	1,029	290,58
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ocupação maldefinidas	0,0000	0,0000	0,22	1,000	-0,05	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-4,61	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,63

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela A.2.5 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça no setor de serviços, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-	2,0047	0,0003	0,00	7,424	-
Grupo 2	1,9416	0,0003	0,00	6,970	-	1,8555	0,0003	0,00	6,395	-	1,7467	0,0003	0,00	5,736	-
Diferença Salário-Hora	0,0631	0,0005	0,00	1,065	-	0,1492	0,0005	0,00	1,161	-	0,2581	0,0005	0,00	1,294	-
Dotações	-0,1065	0,0006	0,00	0,899	-168,77	0,0634	0,0002	0,00	1,065	42,45	0,0339	0,0013	0,00	1,034	13,14
Coefficientes	0,1209	0,0005	0,00	1,129	191,63	0,0891	0,0004	0,00	1,093	59,68	0,2257	0,0005	0,00	1,253	87,48
Interação	0,0487	0,0007	0,00	1,050	77,15	-0,0032	0,0002	0,00	0,997	-2,13	-0,0016	0,0013	0,23	0,998	-0,61
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0159	0,0001	0,00	1,016	-14,94	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	-1,09	0,0040	0,0001	0,00	1,004	11,72
Escolaridade	-0,0689	0,0002	0,00	0,933	64,70	0,0294	0,0001	0,00	1,030	46,47	-0,0173	0,0001	0,00	0,983	-51,17
Tenure	0,0080	0,0001	0,00	1,008	-7,48	0,0023	0,0000	0,00	1,002	3,69	0,0123	0,0001	0,00	1,012	36,16
Reg. Metrop.	0,0010	0,0000	0,00	1,001	-0,90	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	-1,22	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,69
Reg. Não Metrop.	0,0010	0,0000	0,00	1,001	-0,90	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	-1,22	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,69
Urbano	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,51	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,77
Rural	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,51	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,77
Com Carteira	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,24	0,0023	0,0000	0,00	1,002	3,58	0,0022	0,0000	0,00	1,002	6,38
Sem Carteira	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,24	0,0023	0,0000	0,00	1,002	3,58	0,0022	0,0000	0,00	1,002	6,38
Sindicalizado	0,0011	0,0000	0,00	1,001	-1,06	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,00	0,0016	0,0000	0,00	1,002	4,73
Não Sindicalizado	0,0011	0,0000	0,00	1,001	-1,06	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,00	0,0016	0,0000	0,00	1,002	4,73
Direção em geral	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,25	0,0021	0,0000	0,00	1,002	3,34	0,0040	0,0000	0,00	1,004	11,78
Profissionais das ciências e das artes	-0,0366	0,0002	0,00	0,964	34,34	0,0086	0,0001	0,00	1,009	13,50	-0,0228	0,0001	0,00	0,977	-67,29
Técnico de nível médio	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	0,45	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,31	-0,0041	0,0000	0,00	0,996	-12,04
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0144	0,0002	0,00	1,015	-13,55	-0,0027	0,0000	0,00	0,997	-4,24	-0,0015	0,0001	0,00	0,998	-4,51
Trabalhadores dos serviços	0,0011	0,0001	0,00	1,001	-1,04	0,0227	0,0001	0,00	1,023	35,81	0,0194	0,0001	0,00	1,020	57,21
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,09	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,38	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,72
Trabalhadores agrícolas	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,64	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0498	0,0006	0,00	0,951	46,72	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-0,72	0,0293	0,0012	0,00	1,030	86,41
Membros das Forças Armadas e auxiliares	0,0048	0,0000	0,00	1,005	-4,49	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	-1,05	0,0051	0,0001	0,00	1,005	15,01
Ocupação maldefinidas	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,03	0,0000	0,0000	0,45	1,000	0,00	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,86

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,0448	0,0010	0,00	0,956	-37,08	-0,0256	0,0012	0,00	0,975	-28,78	0,0197	0,0011	0,00	1,020	8,72
Escolaridade	-0,1076	0,0019	0,00	0,898	-89,01	-0,0102	0,0014	0,00	0,990	-11,51	0,0104	0,0019	0,00	1,010	4,63
Tenure	-0,0116	0,0003	0,00	0,988	-9,63	-0,0065	0,0004	0,00	0,994	-7,26	-0,0154	0,0003	0,00	0,985	-6,82
Reg. Metrop.	0,0050	0,0002	0,00	1,005	4,16	0,0088	0,0002	0,00	1,009	9,88	0,0028	0,0002	0,00	1,003	1,25
Reg. Não Metrop.	-0,0080	0,0003	0,00	0,992	-6,59	-0,0113	0,0003	0,00	0,989	-12,70	-0,0039	0,0003	0,00	0,996	-1,75
Urbano	-0,0208	0,0009	0,00	0,979	-17,20	-0,0039	0,0009	0,00	0,996	-4,35	0,0434	0,0009	0,00	1,044	19,22
Rural	0,0009	0,0000	0,00	1,001	0,73	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,23	-0,0027	0,0001	0,00	0,997	-1,21
Com Carteira	0,0241	0,0004	0,00	1,024	19,97	-0,0224	0,0004	0,00	0,978	-25,16	0,0133	0,0004	0,00	1,013	5,91
Sem Carteira	-0,0073	0,0001	0,00	0,993	-6,03	0,0071	0,0001	0,00	1,007	8,01	-0,0057	0,0002	0,00	0,994	-2,52
Sindicalizado	0,0024	0,0001	0,00	1,002	1,98	0,0020	0,0001	0,00	1,002	2,25	0,0019	0,0001	0,00	1,002	0,85
Não Sindicalizado	-0,0121	0,0005	0,00	0,988	-9,99	-0,0077	0,0004	0,00	0,992	-8,68	-0,0105	0,0005	0,00	0,990	-4,63
Direção em geral	-0,0074	0,0001	0,00	0,993	-6,15	-0,0086	0,0001	0,00	0,991	-9,70	-0,0077	0,0001	0,00	0,992	-3,40
Profissionais das ciências e das artes	-0,0505	0,0007	0,00	0,951	-41,74	-0,0113	0,0002	0,00	0,989	-12,69	-0,0499	0,0005	0,00	0,951	-22,11
Técnico de nível médio	-0,0216	0,0004	0,00	0,979	-17,83	-0,0125	0,0003	0,00	0,988	-14,09	-0,0380	0,0005	0,00	0,963	-16,82
Trabalhadores de serviços administrativos	-0,0479	0,0010	0,00	0,953	-39,57	-0,0167	0,0004	0,00	0,983	-18,73	-0,0614	0,0008	0,00	0,940	-27,21
Trabalhadores dos serviços	-0,0539	0,0010	0,00	0,948	-44,58	-0,0746	0,0013	0,00	0,928	-83,75	-0,1290	0,0015	0,00	0,879	-57,16
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	-0,0033	0,0001	0,00	0,997	-2,76	-0,0016	0,0000	0,00	0,998	-1,80	-0,0014	0,0000	0,00	0,999	-0,62
Trabalhadores agrícolas	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,11	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,09	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,05
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,43	-0,0478	0,0010	0,00	0,953	-53,67	-0,0023	0,0000	0,00	0,998	-1,03
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-0,47	-0,0038	0,0001	0,00	0,996	-4,30	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,16
Ocupação maldefinidas	0,0018	0,0000	0,00	1,002	1,49	0,0008	0,0000	0,00	1,001	0,89	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,11
Intercepto	0,4848	0,0041	0,00	1,624	400,83	0,3349	0,0041	0,00	1,398	376,02	0,4623	0,0042	0,00	1,588	204,80
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,0078	0,0002	0,00	0,992	-16,00	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-6,87	0,0027	0,0001	0,00	1,003	-173,65
Escolaridade	0,0156	0,0003	0,00	1,016	31,96	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	31,91	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	35,42
Tenure	-0,0021	0,0001	0,00	0,998	-4,41	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	11,35	-0,0042	0,0001	0,00	0,996	266,61
Reg. Metrop.	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,68	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	16,02	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	2,27
Reg. Não Metrop.	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,68	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	16,02	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	2,27
Urbano	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	1,14	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-53,70
Rural	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,02	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	1,14	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-53,70
Com Carteira	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,39	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	28,85	0,0017	0,0000	0,00	1,002	-106,28

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,39	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	28,85	0,0017	0,0000	0,00	1,002	-106,28
Sindicalizado	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,80	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	4,15	0,0005	0,0000	0,00	1,000	-28,54
Não Sindicalizado	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,80	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	4,15	0,0005	0,0000	0,00	1,000	-28,54
Direção em geral	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,67	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	76,69	-0,0045	0,0001	0,00	0,995	286,58
Profissionais das ciências e das artes	0,0290	0,0004	0,00	1,029	59,62	-0,0065	0,0001	0,00	0,994	204,93	0,0193	0,0002	0,00	1,019	-1.219,60
Técnico de nível médio	0,0041	0,0001	0,00	1,004	8,42	-0,0037	0,0001	0,00	0,996	117,92	0,0086	0,0001	0,00	1,009	-543,84
Trabalhadores de serviços administrativos	0,0260	0,0006	0,00	1,026	53,33	-0,0043	0,0001	0,00	0,996	136,27	0,0252	0,0003	0,00	1,025	-1.590,23
Trabalhadores dos serviços	0,0008	0,0001	0,00	1,001	1,73	0,0189	0,0003	0,00	1,019	-593,96	0,0439	0,0005	0,00	1,045	-2.775,69
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	0,0005	0,0000	0,00	1,001	1,05	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	10,62	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	15,14
Trabalhadores agrícolas	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,03	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-1,37	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	15,10
Trabalhadores da produção de Bens e Serviços e de reparação e manutenção	-0,0160	0,0011	0,00	0,984	-32,91	-0,0012	0,0001	0,00	0,999	37,19	-0,0956	0,0015	0,00	0,909	6.041,76
Membros das Forças Armadas e auxiliares	-0,0033	0,0001	0,00	0,997	-6,68	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-13,71	-0,0035	0,0001	0,00	0,997	218,22
Ocupação maldefinidas	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,18	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-11,30	0,0016	0,0000	0,00	1,002	-103,34

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

APÊNDICE B – RESULTADO DA DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS POR CATEGORIAS OCUPACIONAIS

Tabela B.2.1 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de dirigentes em geral, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-	2,2198	0,0009	0,00	9,205	-
Grupo 2	2,1535	0,0009	0,00	8,615	-	2,1491	0,0010	0,00	8,577	-	1,9956	0,0013	0,00	7,356	-
Diferença Salário-Hora	0,0662	0,0013	0,00	1,068	-	0,0706	0,0014	0,00	1,073	-	0,2242	0,0016	0,00	1,251	-
Dotações	0,0114	0,0009	0,00	1,012	17,28	0,0162	0,0006	0,00	1,016	22,99	-0,0070	0,0012	0,00	0,993	-3,11
Coefficientes	0,0892	0,0014	0,00	1,093	134,67	0,0519	0,0015	0,00	1,053	73,50	0,2297	0,0017	0,00	1,258	102,44
Interação	-0,0344	0,0009	0,00	0,966	-51,95	0,0025	0,0008	0,00	1,002	3,51	0,0015	0,0013	0,23	1,002	0,67
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0079	0,0003	0,00	1,008	69,42	-0,0145	0,0003	0,00	0,986	-89,53	0,0108	0,0004	0,00	1,011	-155,33
Escolaridade	-0,0542	0,0006	0,00	0,947	-473,59	0,0464	0,0005	0,00	1,047	285,58	-0,0260	0,0006	0,00	0,974	372,69
Tenure	-0,0009	0,0001	0,00	0,999	-7,59	-0,0000	0,0000	0,26	1,000	-0,20	0,0217	0,0005	0,00	1,022	-311,31
Região Metropolitana	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-21,34	0,0003	0,0000	0,00	1,000	2,00	-0,0036	0,0001	0,00	0,996	52,08
Região Não Metropolitana	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-21,34	0,0003	0,0000	0,00	1,000	2,00	-0,0036	0,0001	0,00	0,996	52,08
Urbano	0,0024	0,0001	0,00	1,002	21,34	0,0019	0,0001	0,00	1,002	11,69	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	19,59
Rural	0,0024	0,0001	0,00	1,002	21,34	0,0019	0,0001	0,00	1,002	11,69	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	19,59
Com Carteira	0,0010	0,0000	0,00	1,001	8,63	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-14,79	-0,0045	0,0002	0,00	0,995	64,77
Sem Carteira	0,0010	0,0000	0,00	1,001	8,63	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-14,79	-0,0045	0,0002	0,00	0,995	64,77
Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-5,21	-0,0027	0,0001	0,00	0,997	-16,62	0,0018	0,0001	0,00	1,002	-25,91
Não Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-5,21	-0,0027	0,0001	0,00	0,997	-16,62	0,0018	0,0001	0,00	1,002	-25,91
Agricultura	0,0478	0,0006	0,00	1,049	417,91	0,0006	0,0001	0,00	1,001	3,50	0,0055	0,0007	0,00	1,005	-78,58
Indústria	-0,0133	0,0003	0,00	0,987	-116,70	0,0019	0,0001	0,00	1,002	11,79	-0,0072	0,0004	0,00	0,993	103,58
Construção	0,0015	0,0001	0,00	1,002	13,53	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-2,63	-0,0021	0,0001	0,00	0,998	30,34
Comércio	0,0083	0,0003	0,00	1,008	72,86	-0,0092	0,0003	0,00	0,991	-56,53	0,0073	0,0003	0,00	1,007	-104,24
Serviços	0,0134	0,0003	0,00	1,014	117,33	-0,0027	0,0002	0,00	0,997	-16,54	-0,0015	0,0004	0,00	0,998	21,80
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0339	0,0025	0,00	1,034	38,02	-0,0622	0,0035	0,00	0,940	-119,86	-0,0056	0,0035	0,11	0,994	-2,43
Escolaridade	-0,4192	0,0066	0,00	0,658	-470,16	-0,1772	0,0049	0,00	0,838	-341,33	-0,2278	0,0110	0,00	0,796	-99,18
Tenure	0,0240	0,0011	0,00	1,024	26,93	0,0080	0,0014	0,00	1,008	15,39	-0,0530	0,0016	0,00	0,948	-23,09
Região Metropolitana	-0,0124	0,0005	0,00	0,988	-13,88	0,0029	0,0005	0,00	1,003	5,58	-0,0088	0,0007	0,00	0,991	-3,84

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Região Não Metropolitana	0,0214	0,0009	0,00	1,022	24,03	-0,0064	0,0011	0,00	0,994	-12,38	0,0133	0,0010	0,00	1,013	5,80
Urbano	0,0408	0,0024	0,00	1,042	45,78	-0,0641	0,0026	0,00	0,938	-123,45	-0,0647	0,0033	0,00	0,937	-28,15
Rural	-0,0016	0,0001	0,00	0,998	-1,74	0,0084	0,0003	0,00	1,008	16,12	0,0022	0,0001	0,00	1,002	0,94
Com Carteira	-0,0233	0,0020	0,00	0,977	-26,13	0,0340	0,0018	0,00	1,035	65,43	0,0557	0,0022	0,00	1,057	24,24
Sem Carteira	0,0041	0,0003	0,00	1,004	4,56	-0,0099	0,0005	0,00	0,990	-19,10	-0,0153	0,0006	0,00	0,985	-6,65
Sindicalizado	0,0059	0,0003	0,00	1,006	6,62	0,0005	0,0004	0,26	1,000	0,87	-0,0033	0,0003	0,00	0,997	-1,43
Não Sindicalizado	-0,0233	0,0013	0,00	0,977	-26,08	-0,0015	0,0013	0,26	0,998	-2,90	0,0176	0,0018	0,00	1,018	7,65
Agricultura	-0,0025	0,0001	0,00	0,998	-2,78	-0,0173	0,0005	0,00	0,983	-33,35	-0,0026	0,0001	0,00	0,997	-1,13
Indústria	0,0329	0,0004	0,00	1,033	36,87	0,0075	0,0005	0,00	1,008	14,46	0,0132	0,0004	0,00	1,013	5,73
Construção	0,0046	0,0001	0,00	1,005	5,14	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-1,40	-0,0003	0,0002	0,09	1,000	-0,11
Comércio	0,0764	0,0010	0,00	1,079	85,63	0,0571	0,0008	0,00	1,059	110,05	0,0496	0,0014	0,00	1,051	21,62
Serviços	0,0707	0,0012	0,00	1,073	79,26	0,0020	0,0010	0,05	1,002	3,89	0,0128	0,0016	0,00	1,013	5,59
Intercepto	0,2567	0,0088	0,00	1,293	287,95	0,2710	0,0081	0,00	1,311	521,98	0,4466	0,0133	0,00	1,563	194,45
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0048	0,0004	0,00	1,005	-14,04	0,0052	0,0003	0,00	1,005	209,82	-0,0006	0,0004	0,11	0,999	-41,23
Escolaridade	0,0317	0,0006	0,00	1,032	-92,04	-0,0193	0,0006	0,00	0,981	-778,80	0,0114	0,0006	0,00	1,012	762,60
Tenure	0,0028	0,0001	0,00	1,003	-8,08	-0,0000	0,0000	0,26	1,000	-1,00	-0,0172	0,0006	0,00	0,983	-1.147,73
Região Metropolitana	0,0013	0,0001	0,00	1,001	-3,83	0,0002	0,0000	0,00	1,000	6,27	0,0016	0,0001	0,00	1,002	105,21
Região Não Metropolitana	0,0013	0,0001	0,00	1,001	-3,83	0,0002	0,0000	0,00	1,000	6,27	0,0016	0,0001	0,00	1,002	105,21
Urbano	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	4,12	-0,0033	0,0001	0,00	0,997	-132,53	0,0025	0,0001	0,00	1,003	168,10
Rural	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	4,12	-0,0033	0,0001	0,00	0,997	-132,53	0,0025	0,0001	0,00	1,003	168,10
Com Carteira	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	1,68	0,0043	0,0002	0,00	1,004	174,44	0,0062	0,0003	0,00	1,006	415,67
Sem Carteira	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	1,68	0,0043	0,0002	0,00	1,004	174,44	0,0062	0,0003	0,00	1,006	415,67
Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	1,81	-0,0001	0,0001	0,26	1,000	-3,87	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	-32,29
Não Sindicalizado	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	1,81	-0,0001	0,0001	0,26	1,000	-3,87	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	-32,29
Agricultura	-0,0629	0,0006	0,00	0,939	182,94	0,0037	0,0002	0,00	1,004	149,10	-0,0193	0,0007	0,00	0,981	-1.288,87
Indústria	0,0202	0,0003	0,00	1,020	-58,67	0,0023	0,0001	0,00	1,002	93,27	0,0175	0,0005	0,00	1,018	1.164,74
Construção	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	7,32	0,0002	0,0000	0,00	1,000	7,06	0,0002	0,0001	0,09	1,000	12,28
Comércio	-0,0078	0,0003	0,00	0,992	22,77	0,0086	0,0003	0,00	1,009	347,16	-0,0066	0,0003	0,00	0,993	-440,04
Serviços	-0,0180	0,0004	0,00	0,982	52,23	-0,0004	0,0002	0,05	1,000	-15,22	-0,0035	0,0004	0,00	0,996	-235,14

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.2 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de profissionais das ciências e das artes, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,3726	0,0011	0,00	10,725	-	2,3726	0,0011	0,00	10,725	-	2,3726	0,0011	0,00	10,725	-
Grupo 2	2,3731	0,0006	0,00	10,730	-	2,2399	0,0013	0,00	9,392	-	2,1979	0,0008	0,00	9,006	-
Diferença Salário-Hora	-0,0004	0,0012	0,72	1,000	-	0,1327	0,0017	0,00	1,142	-	0,1747	0,0014	0,00	1,191	-
Dotações	-0,0582	0,0006	0,00	0,943	13.383,08	0,0504	0,0008	0,00	1,052	37,97	-0,0434	0,0008	0,00	0,958	-24,83
Coefficientes	0,0632	0,0012	0,00	1,065	-14.517,26	0,0398	0,0019	0,00	1,041	29,95	0,1978	0,0013	0,00	1,219	113,21
Interação	-0,0054	0,0006	0,00	0,995	1.234,18	0,0426	0,0010	0,00	1,044	32,08	0,0203	0,0006	0,00	1,021	11,62
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	-0,0042	0,0002	0,00	0,996	7,16	-0,0020	0,0002	0,00	0,998	-3,90	0,0002	0,0001	0,02	1,000	-0,54
Escolaridade	-0,0548	0,0006	0,00	0,947	94,13	0,0460	0,0006	0,00	1,047	91,34	-0,0215	0,0006	0,00	0,979	49,65
Tenure	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,24	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	-4,29	0,0007	0,0001	0,00	1,001	-1,54
Região Metropolitana	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,47	0,0005	0,0001	0,00	1,001	1,03	0,0013	0,0000	0,00	1,001	-2,91
Região Não Metropolitana	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,47	0,0005	0,0001	0,00	1,001	1,03	0,0013	0,0000	0,00	1,001	-2,91
Urbano	0,0013	0,0000	0,00	1,001	-2,31	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,25	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	4,41
Rural	0,0013	0,0000	0,00	1,001	-2,31	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,25	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	4,41
Com Carteira	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,50	0,0087	0,0002	0,00	1,009	17,20	0,0016	0,0001	0,00	1,002	-3,68
Sem Carteira	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,50	0,0087	0,0002	0,00	1,009	17,20	0,0016	0,0001	0,00	1,002	-3,68
Sindicalizado	-0,0022	0,0000	0,00	0,998	3,75	0,0002	0,0001	0,00	1,000	0,41	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	5,78
Não Sindicalizado	-0,0022	0,0000	0,00	0,998	3,75	0,0002	0,0001	0,00	1,000	0,41	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	5,78
Agricultura	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,46	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	-0,84	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,51
Indústria	-0,0109	0,0002	0,00	0,989	18,72	0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,82	-0,0111	0,0003	0,00	0,989	25,67
Construção	0,0061	0,0002	0,00	1,006	-10,48	0,0029	0,0002	0,00	1,003	5,77	0,0006	0,0001	0,00	1,001	-1,38
Comércio	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	1,04	-0,0040	0,0002	0,00	0,996	-7,96	0,0009	0,0001	0,00	1,001	-2,01
Serviços	0,0083	0,0003	0,00	1,008	-14,18	-0,0094	0,0003	0,00	0,991	-18,73	-0,0102	0,0003	0,00	0,990	23,46
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,0920	0,0029	0,00	0,912	-145,61	0,0155	0,0036	0,00	1,016	39,02	0,1061	0,0029	0,00	1,112	53,65
Escolaridade	-0,3386	0,0108	0,00	0,713	-536,22	0,5253	0,0094	0,00	1,691	1.321,38	-0,5855	0,0104	0,00	0,557	-296,04
Tenure	0,0299	0,0013	0,00	1,030	47,28	-0,0038	0,0017	0,03	0,996	-9,45	-0,0146	0,0013	0,00	0,986	-7,38
Região Metropolitana	0,0021	0,0005	0,00	1,002	3,26	-0,0079	0,0007	0,00	0,992	-19,89	-0,0054	0,0005	0,00	0,995	-2,73
Região Não Metropolitana	-0,0035	0,0008	0,00	0,997	-5,48	0,0131	0,0011	0,00	1,013	32,87	0,0098	0,0009	0,00	1,010	4,95
Urbano	-0,0804	0,0028	0,00	0,923	-127,27	-0,0062	0,0038	0,10	0,994	-15,52	0,0545	0,0030	0,00	1,056	27,53
Rural	0,0033	0,0001	0,00	1,003	5,16	0,0002	0,0001	0,10	1,000	0,61	-0,0033	0,0002	0,00	0,997	-1,69
Com Carteira	0,0150	0,0010	0,00	1,015	23,75	-0,0035	0,0010	0,00	0,997	-8,73	0,0186	0,0009	0,00	1,019	9,38

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	-0,0065	0,0004	0,00	0,994	-10,22	0,0030	0,0009	0,00	1,003	7,64	-0,0123	0,0006	0,00	0,988	-6,21
Sindicalizado	0,0015	0,0003	0,00	1,002	2,42	-0,0008	0,0004	0,02	0,999	-2,05	-0,0093	0,0003	0,00	0,991	-4,72
Não Sindicalizado	-0,0050	0,0009	0,00	0,995	-7,93	0,0036	0,0016	0,02	1,004	9,12	0,0346	0,0011	0,00	1,035	17,47
Agricultura	-	-	-	-	-	0,0012	0,0001	0,00	1,001	2,92	-	-	-	-	-
Indústria	0,0097	0,0002	0,00	1,010	15,42	-0,0060	0,0006	0,00	0,994	-15,02	0,0080	0,0002	0,00	1,008	4,06
Construção	-0,0041	0,0001	0,00	0,996	-6,41	-0,0047	0,0002	0,00	0,995	-11,79	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,27
Comércio	0,0017	0,0001	0,00	1,002	2,75	0,0090	0,0002	0,00	1,009	22,64	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-0,36
Serviços	0,2012	0,0033	0,00	1,223	318,54	-0,0896	0,0038	0,00	0,914	-225,47	0,0243	0,0030	0,00	1,025	12,30
Intercepto	0,3287	0,0113	0,00	1,389	520,57	-0,4088	0,0123	0,00	0,664	-1.028,29	0,5737	0,0112	0,00	1,775	290,04
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0031	0,0001	0,00	1,003	-56,88	-0,0015	0,0004	0,00	0,999	-3,52	-0,0003	0,0001	0,02	1,000	-1,65
Escolaridade	0,0119	0,0004	0,00	1,012	-221,06	0,0426	0,0008	0,00	1,043	99,96	0,0071	0,0002	0,00	1,007	34,86
Tenure	-0,0005	0,0001	0,00	0,999	10,24	0,0002	0,0001	0,03	1,000	0,45	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,95
Região Metropolitana	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,61	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,58	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-2,47
Região Não Metropolitana	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,61	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,58	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-2,47
Urbano	-0,0013	0,0001	0,00	0,999	24,40	-0,0001	0,0001	0,10	1,000	-0,22	0,0020	0,0001	0,00	1,002	9,80
Rural	-0,0013	0,0001	0,00	0,999	24,40	-0,0001	0,0001	0,10	1,000	-0,22	0,0020	0,0001	0,00	1,002	9,80
Com Carteira	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	4,15	-0,0010	0,0003	0,00	0,999	-2,38	0,0027	0,0001	0,00	1,003	13,20
Sem Carteira	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	4,15	-0,0010	0,0003	0,00	0,999	-2,38	0,0027	0,0001	0,00	1,003	13,20
Sindicalizado	-0,0003	0,0001	0,00	1,000	5,70	-0,0000	0,0000	0,06	1,000	-0,04	0,0011	0,0001	0,00	1,001	5,59
Não Sindicalizado	-0,0003	0,0001	0,00	1,000	5,70	-0,0000	0,0000	0,06	1,000	-0,04	0,0011	0,0001	0,00	1,001	5,59
Agricultura	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-4,05	0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,96	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,33
Indústria	0,0090	0,0002	0,00	1,009	-167,72	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	-2,25	0,0091	0,0003	0,00	1,009	44,59
Construção	-0,0074	0,0002	0,00	0,993	137,42	-0,0038	0,0002	0,00	0,996	-8,91	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	-10,79
Comércio	0,0007	0,0001	0,00	1,001	-12,90	0,0041	0,0002	0,00	1,004	9,65	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-3,52
Serviços	-0,0188	0,0003	0,00	0,981	349,67	0,0043	0,0002	0,00	1,004	10,09	-0,0027	0,0003	0,00	0,997	-13,44

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.3 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de técnico de nível médio, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,1448	0,0007	0,00	8,540	-	2,1448	0,0007	0,00	8,540	-	2,1448	0,0007	0,00	8,540	-
Grupo 2	2,0112	0,0007	0,00	7,472	-	1,9845	0,0008	0,00	7,276	-	1,8963	0,0009	0,00	6,662	-
Diferença Salário-Hora	0,1336	0,0010	0,00	1,143	-	0,1603	0,0010	0,00	1,174	-	0,2484	0,0011	0,00	1,282	-
Dotações	-0,0042	0,0006	0,00	0,996	-3,16	0,0572	0,0005	0,00	1,059	35,68	0,0362	0,0011	0,00	1,037	14,57
Coefficientes	0,1313	0,0010	0,00	1,140	98,33	0,1133	0,0010	0,00	1,120	70,67	0,2052	0,0013	0,00	1,228	82,61
Interação	0,0064	0,0007	0,00	1,006	4,83	-0,0102	0,0005	0,00	0,990	-6,36	0,0070	0,0012	0,00	1,007	2,82
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	14,23	-0,0005	0,0001	0,00	0,999	-0,89	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	-1,25
Escolaridade	-0,0129	0,0002	0,00	0,987	306,76	0,0469	0,0004	0,00	1,048	81,93	0,0046	0,0003	0,00	1,005	12,65
Tenure	0,0071	0,0002	0,00	1,007	-167,95	0,0085	0,0002	0,00	1,009	14,87	0,0081	0,0002	0,00	1,008	22,35
Região Metropolitana	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	60,15	-0,0018	0,0001	0,00	0,998	-3,12	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-6,69
Região Não Metropolitana	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	60,15	-0,0018	0,0001	0,00	0,998	-3,12	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-6,69
Urbano	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-18,86	0,0011	0,0000	0,00	1,001	1,92	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	-0,98
Rural	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-18,86	0,0011	0,0000	0,00	1,001	1,92	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	-0,98
Com Carteira	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-19,01	0,0024	0,0001	0,00	1,002	4,12	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	-6,06
Sem Carteira	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-19,01	0,0024	0,0001	0,00	1,002	4,12	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	-6,06
Sindicalizado	0,0000	0,0000	0,18	1,000	-0,84	0,0000	0,0000	0,27	1,000	0,04	0,0005	0,0000	0,00	1,001	1,45
Não Sindicalizado	0,0000	0,0000	0,18	1,000	-0,84	0,0000	0,0000	0,27	1,000	0,04	0,0005	0,0000	0,00	1,001	1,45
Agricultura	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-7,96	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,34	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,74
Indústria	-0,0035	0,0004	0,00	0,997	82,11	0,0009	0,0001	0,00	1,001	1,55	0,0144	0,0006	0,00	1,015	39,91
Construção	-0,0019	0,0002	0,00	0,998	44,66	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-4,26	0,0080	0,0002	0,00	1,008	21,99
Comércio	0,0034	0,0002	0,00	1,003	-80,35	0,0005	0,0001	0,00	1,001	0,96	-0,0121	0,0003	0,00	0,988	-33,32
Serviços	0,0057	0,0005	0,00	1,006	-134,37	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,26	0,0232	0,0006	0,00	1,023	64,00
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0050	0,0024	0,03	1,005	3,79	-0,0600	0,0025	0,00	0,942	-52,95	0,0409	0,0028	0,00	1,042	19,93
Escolaridade	0,0265	0,0063	0,00	1,027	20,20	-0,0692	0,0047	0,00	0,933	-61,13	-0,3705	0,0066	0,00	0,690	-180,52
Tenure	-0,0442	0,0010	0,00	0,957	-33,66	-0,0210	0,0010	0,00	0,979	-18,51	-0,0157	0,0011	0,00	0,984	-7,66
Região Metropolitana	-0,0081	0,0004	0,00	0,992	-6,16	0,0036	0,0004	0,00	1,004	3,21	-0,0067	0,0005	0,00	0,993	-3,26
Região Não Metropolitana	0,0116	0,0006	0,00	1,012	8,83	-0,0051	0,0006	0,00	0,995	-4,53	0,0096	0,0007	0,00	1,010	4,68
Urbano	0,0702	0,0023	0,00	1,073	53,48	0,0560	0,0024	0,00	1,058	49,41	0,1211	0,0021	0,00	1,129	59,03
Rural	-0,0030	0,0001	0,00	0,997	-2,25	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	-2,15	-0,0140	0,0003	0,00	0,986	-6,80

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Com Carteira	0,0028	0,0011	0,01	1,003	2,10	-0,0249	0,0012	0,00	0,975	-22,00	0,0296	0,0011	0,00	1,030	14,42
Sem Carteira	-0,0007	0,0003	0,01	0,999	-0,55	0,0066	0,0003	0,00	1,007	5,80	-0,0116	0,0004	0,00	0,989	-5,63
Sindicalizado	0,0060	0,0002	0,00	1,006	4,53	0,0014	0,0003	0,00	1,001	1,21	0,0005	0,0003	0,06	1,000	0,24
Não Sindicalizado	-0,0266	0,0009	0,00	0,974	-20,24	-0,0050	0,0010	0,00	0,995	-4,41	-0,0019	0,0010	0,06	0,998	-0,94
Agricultura	-	-	-	-	-	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,19	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,01
Indústria	0,0066	0,0004	0,00	1,007	5,00	-0,0101	0,0006	0,00	0,990	-8,88	-0,0054	0,0004	0,00	0,995	-2,62
Construção	0,0009	0,0001	0,00	1,001	0,69	-0,0052	0,0002	0,00	0,995	-4,56	-0,0022	0,0001	0,00	0,998	-1,06
Comércio	-0,0030	0,0002	0,00	0,997	-2,28	0,0164	0,0004	0,00	1,017	14,49	0,0074	0,0002	0,00	1,007	3,59
Serviços	0,0044	0,0019	0,02	1,004	3,37	-0,0178	0,0011	0,00	0,982	-15,70	0,0453	0,0021	0,00	1,046	22,06
Intercepto	0,0829	0,0084	0,00	1,086	63,14	0,2497	0,0065	0,00	1,284	220,48	0,3787	0,0081	0,00	1,460	184,54
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,0001	0,0001	0,04	1,000	-1,73	0,0003	0,0001	0,00	1,000	-3,29	0,0017	0,0001	0,00	1,002	23,85
Escolaridade	-0,0007	0,0002	0,00	0,999	-10,59	-0,0060	0,0004	0,00	0,994	58,56	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	-27,41
Tenure	-0,0038	0,0001	0,00	0,996	-58,69	-0,0031	0,0002	0,00	0,997	30,51	-0,0025	0,0002	0,00	0,998	-35,00
Região Metropolitana	0,0007	0,0000	0,00	1,001	10,16	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	3,23	0,0005	0,0000	0,00	1,001	7,75
Região Não Metropolitana	0,0007	0,0000	0,00	1,001	10,16	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	3,23	0,0005	0,0000	0,00	1,001	7,75
Urbano	0,0010	0,0000	0,00	1,001	15,76	0,0009	0,0000	0,00	1,001	-8,75	0,0104	0,0002	0,00	1,010	148,35
Rural	0,0010	0,0000	0,00	1,001	15,76	0,0009	0,0000	0,00	1,001	-8,75	0,0104	0,0002	0,00	1,010	148,35
Com Carteira	0,0001	0,0001	0,01	1,000	2,30	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	13,55	0,0048	0,0002	0,00	1,005	68,25
Sem Carteira	0,0001	0,0001	0,01	1,000	2,30	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	13,55	0,0048	0,0002	0,00	1,005	68,25
Sindicalizado	0,0011	0,0000	0,00	1,001	17,12	0,0000	0,0000	0,28	1,000	-0,05	0,0000	0,0000	0,06	1,000	0,58
Não Sindicalizado	0,0011	0,0000	0,00	1,001	17,12	0,0000	0,0000	0,28	1,000	-0,05	0,0000	0,0000	0,06	1,000	0,58
Agricultura	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	-12,13	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,75	0,0002	0,0000	0,00	1,000	3,32
Indústria	0,0067	0,0005	0,00	1,007	104,25	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	5,40	-0,0102	0,0007	0,00	0,990	-145,92
Construção	0,0038	0,0002	0,00	1,004	59,14	0,0015	0,0001	0,00	1,001	-14,52	-0,0062	0,0002	0,00	0,994	-88,38
Comércio	-0,0030	0,0002	0,00	0,997	-46,62	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	5,64	0,0125	0,0004	0,00	1,013	179,09
Serviços	-0,0016	0,0007	0,02	0,998	-24,34	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	2,51	-0,0182	0,0008	0,00	0,982	-259,40

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.4 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores de serviços administrativos, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	2,0044	0,0006	0,00	7,422	-	2,0044	0,0006	0,00	7,422	-	2,0044	0,0006	0,00	7,422	-
Grupo 2	1,8739	0,0004	0,00	6,513	-	1,8511	0,0006	0,00	6,367	-	1,7328	0,0005	0,00	5,656	-
Diferença Salário-Hora	0,1306	0,0007	0,00	1,139	-	0,1533	0,0009	0,00	1,166	-	0,2716	0,0008	0,00	1,312	-
Dotações	0,0034	0,0004	0,00	1,003	2,63	0,0285	0,0004	0,00	1,029	18,57	0,0195	0,0004	0,00	1,020	7,17
Coefficientes	0,1311	0,0007	0,00	1,140	100,39	0,1274	0,0009	0,00	1,136	83,08	0,2514	0,0008	0,00	1,286	92,57
Interação	-0,0039	0,0004	0,00	0,996	-3,02	-0,0025	0,0003	0,00	0,997	-1,65	0,0007	0,0004	0,11	1,001	0,26
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0142	0,0002	0,00	1,014	413,87	0,0031	0,0001	0,00	1,003	11,03	0,0050	0,0002	0,00	1,005	25,83
Escolaridade	-0,0486	0,0003	0,00	0,953	-1.413,72	0,0219	0,0003	0,00	1,022	76,83	-0,0190	0,0002	0,00	0,981	-97,64
Tenure	0,0128	0,0001	0,00	1,013	371,60	0,0034	0,0001	0,00	1,003	11,89	0,0241	0,0002	0,00	1,024	123,58
Região Metropolitana	0,0004	0,0000	0,00	1,000	10,91	-0,0014	0,0000	0,00	0,999	-4,76	-0,0028	0,0000	0,00	0,997	-14,30
Região Não Metropolitana	0,0004	0,0000	0,00	1,000	10,91	-0,0014	0,0000	0,00	0,999	-4,76	-0,0028	0,0000	0,00	0,997	-14,30
Urbano	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-8,98	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,78	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,79
Rural	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-8,98	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,78	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,79
Com Carteira	0,0003	0,0000	0,00	1,000	9,28	0,0018	0,0000	0,00	1,002	6,16	0,0007	0,0000	0,00	1,001	3,71
Sem Carteira	0,0003	0,0000	0,00	1,000	9,28	0,0018	0,0000	0,00	1,002	6,16	0,0007	0,0000	0,00	1,001	3,71
Sindicalizado	0,0023	0,0000	0,00	1,002	65,95	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,11	0,0026	0,0000	0,00	1,003	13,12
Não Sindicalizado	0,0023	0,0000	0,00	1,002	65,95	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,11	0,0026	0,0000	0,00	1,003	13,12
Agricultura	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,25	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,51	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-2,57
Indústria	0,0077	0,0002	0,00	1,008	222,97	0,0000	0,0000	0,77	1,000	0,00	-0,0003	0,0002	0,19	1,000	-1,66
Construção	0,0020	0,0001	0,00	1,002	58,44	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,39	0,0058	0,0002	0,00	1,006	29,76
Comércio	0,0039	0,0001	0,00	1,004	112,07	-0,0010	0,0002	0,00	0,999	-3,43	0,0055	0,0001	0,00	1,005	28,13
Serviços	0,0061	0,0002	0,00	1,006	178,19	-0,0000	0,0000	0,14	1,000	-0,02	-0,0013	0,0002	0,00	0,999	-6,93
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,0443	0,0014	0,00	0,957	-33,82	-0,1076	0,0021	0,00	0,898	-84,44	0,0154	0,0015	0,00	1,016	6,13
Escolaridade	-0,1448	0,0040	0,00	0,865	-110,50	0,0297	0,0043	0,00	1,030	23,31	0,0133	0,0043	0,00	1,013	5,30
Tenure	0,0063	0,0005	0,00	1,006	4,77	0,0174	0,0007	0,00	1,018	13,68	-0,0128	0,0006	0,00	0,987	-5,11
Região Metropolitana	0,0018	0,0003	0,00	1,002	1,36	0,0060	0,0004	0,00	1,006	4,71	-0,0004	0,0004	0,25	1,000	-0,17
Região Não Metropolitana	-0,0026	0,0004	0,00	0,997	-2,01	-0,0074	0,0005	0,00	0,993	-5,78	0,0005	0,0004	0,25	1,000	0,19
Urbano	0,0173	0,0014	0,00	1,017	13,16	0,0059	0,0016	0,00	1,006	4,60	0,0181	0,0014	0,00	1,018	7,19
Rural	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-0,36	-0,0002	0,0001	0,00	1,000	-0,19	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-0,19
Com Carteira	0,0220	0,0013	0,00	1,022	16,76	-0,0606	0,0014	0,00	0,941	-47,58	-0,0157	0,0012	0,00	0,984	-6,23

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Sem Carteira	-0,0026	0,0001	0,00	0,997	-1,95	0,0101	0,0002	0,00	1,010	7,92	0,0028	0,0002	0,00	1,003	1,12
Sindicalizado	0,0037	0,0001	0,00	1,004	2,81	0,0125	0,0002	0,00	1,013	9,81	0,0026	0,0002	0,00	1,003	1,02
Não Sindicalizado	-0,0191	0,0007	0,00	0,981	-14,56	-0,0475	0,0008	0,00	0,954	-37,32	-0,0131	0,0009	0,00	0,987	-5,22
Agricultura	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-0,48	-0,0019	0,0000	0,00	0,998	-1,49	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,01
Indústria	-0,0037	0,0002	0,00	0,996	-2,80	0,0073	0,0005	0,00	1,007	5,73	0,0022	0,0002	0,00	1,002	0,86
Construção	0,0022	0,0001	0,00	1,002	1,64	0,0055	0,0002	0,00	1,006	4,31	0,0003	0,0001	0,00	1,000	0,13
Comércio	0,0063	0,0006	0,00	1,006	4,80	0,0288	0,0005	0,00	1,029	22,63	0,0007	0,0006	0,25	1,001	0,29
Serviços	0,0446	0,0014	0,00	1,046	34,04	0,0083	0,0012	0,00	1,008	6,55	0,0051	0,0015	0,00	1,005	2,01
Intercepto	0,2453	0,0052	0,00	1,278	187,14	0,2210	0,0061	0,00	1,247	173,55	0,2330	0,0055	0,00	1,262	92,67
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,0071	0,0002	0,00	0,993	178,93	-0,0021	0,0001	0,00	0,998	84,24	0,0027	0,0003	0,00	1,003	379,54
Escolaridade	0,0101	0,0003	0,00	1,010	-256,35	0,0014	0,0002	0,00	1,001	-55,93	-0,0005	0,0002	0,00	1,000	-69,37
Tenure	0,0016	0,0001	0,00	1,002	-40,95	0,0012	0,0001	0,00	1,001	-48,58	-0,0049	0,0002	0,00	0,995	-688,54
Região Metropolitana	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,92	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	19,63	0,0001	0,0000	0,25	1,000	7,12
Região Não Metropolitana	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,92	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	19,63	0,0001	0,0000	0,25	1,000	7,12
Urbano	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	3,82	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-1,12	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-25,89
Rural	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	3,82	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-1,12	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-25,89
Com Carteira	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	9,37	-0,0017	0,0001	0,00	0,998	66,27	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-86,71
Sem Carteira	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	9,37	-0,0017	0,0001	0,00	0,998	66,27	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-86,71
Sindicalizado	0,0012	0,0000	0,00	1,001	-29,46	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-10,66	0,0008	0,0001	0,00	1,001	110,49
Não Sindicalizado	0,0012	0,0000	0,00	1,001	-29,46	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-10,66	0,0008	0,0001	0,00	1,001	110,49
Agricultura	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	11,10	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-13,22	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-39,45
Indústria	-0,0046	0,0003	0,00	0,995	115,30	-0,0000	0,0000	0,77	1,000	0,24	0,0040	0,0004	0,00	1,004	561,40
Construção	0,0042	0,0001	0,00	1,004	-105,70	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	5,86	0,0007	0,0002	0,00	1,001	103,83
Comércio	-0,0008	0,0001	0,00	0,999	19,38	0,0006	0,0001	0,00	1,001	-21,96	-0,0001	0,0001	0,25	1,000	-20,09
Serviços	-0,0084	0,0003	0,00	0,992	212,69	-0,0000	0,0000	0,03	1,000	1,12	-0,0010	0,0003	0,00	0,999	-137,35

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.5 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores dos serviços, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-	1,7619	0,0005	0,00	5,823	-
Grupo 2	1,6091	0,0004	0,00	4,998	-	1,6596	0,0004	0,00	5,257	-	1,5023	0,0004	0,00	4,492	-
Diferença Salário-Hora	0,1528	0,0007	0,00	1,165	-	0,1023	0,0006	0,00	1,108	-	0,2596	0,0006	0,00	1,296	-
Dotações	0,0150	0,0003	0,00	1,015	9,81	0,0198	0,0002	0,00	1,020	19,34	0,0213	0,0002	0,00	1,022	8,20
Coefficientes	0,1358	0,0007	0,00	1,145	88,88	0,0854	0,0006	0,00	1,089	83,46	0,2288	0,0006	0,00	1,257	88,15
Interação	0,0020	0,0003	0,00	1,002	1,32	-0,0029	0,0002	0,00	0,997	-2,80	0,0095	0,0004	0,00	1,010	3,65
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0006	0,0000	0,00	1,001	4,27	0,0025	0,0001	0,00	1,002	12,53	0,0008	0,0001	0,00	1,001	3,53
Escolaridade	-0,0038	0,0001	0,00	0,996	-25,43	0,0132	0,0001	0,00	1,013	66,68	0,0043	0,0001	0,00	1,004	20,15
Tenure	0,0134	0,0001	0,00	1,013	89,18	0,0042	0,0001	0,00	1,004	21,00	0,0109	0,0001	0,00	1,011	51,23
Região Metropolitana	0,0027	0,0000	0,00	1,003	18,05	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-2,38	0,0013	0,0000	0,00	1,001	6,02
Região Não Metropolitana	0,0027	0,0000	0,00	1,003	18,05	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-2,38	0,0013	0,0000	0,00	1,001	6,02
Urbano	0,0004	0,0000	0,00	1,000	2,83	0,0002	0,0000	0,00	1,000	1,01	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-2,15
Rural	0,0004	0,0000	0,00	1,000	2,83	0,0002	0,0000	0,00	1,000	1,01	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-2,15
Com Carteira	0,0011	0,0000	0,00	1,001	7,42	0,0012	0,0000	0,00	1,001	5,95	0,0052	0,0001	0,00	1,005	24,59
Sem Carteira	0,0011	0,0000	0,00	1,001	7,42	0,0012	0,0000	0,00	1,001	5,95	0,0052	0,0001	0,00	1,005	24,59
Sindicalizado	0,0010	0,0000	0,00	1,001	6,50	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,76	0,0001	0,0000	0,02	1,000	0,28
Não Sindicalizado	0,0010	0,0000	0,00	1,001	6,50	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,76	0,0001	0,0000	0,02	1,000	0,28
Agricultura	-0,0009	0,0000	0,00	0,999	-5,96	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,05	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,97
Indústria	0,0030	0,0001	0,00	1,003	19,97	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,54	0,0003	0,0001	0,00	1,000	1,24
Construção	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,81	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-1,30	0,0000	0,0000	0,00	1,000	0,13
Comércio	0,0046	0,0001	0,00	1,005	30,62	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	-3,92	0,0018	0,0001	0,00	1,002	8,50
Serviços	-0,0121	0,0002	0,00	0,988	-80,44	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-1,11	-0,0088	0,0002	0,00	0,991	-41,29
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	-0,0016	0,0019	0,40	0,998	-1,20	-0,0304	0,0018	0,00	0,970	-35,62	0,0302	0,0018	0,00	1,031	13,22
Escolaridade	0,0806	0,0018	0,00	1,084	59,32	0,0063	0,0015	0,00	1,006	7,43	0,1121	0,0017	0,00	1,119	48,98
Tenure	-0,0054	0,0005	0,00	0,995	-3,99	-0,0041	0,0006	0,00	0,996	-4,81	0,0035	0,0005	0,00	1,003	1,52
Região Metropolitana	0,0054	0,0002	0,00	1,005	4,00	0,0107	0,0003	0,00	1,011	12,55	0,0067	0,0003	0,00	1,007	2,93
Região Não Metropolitana	-0,0102	0,0005	0,00	0,990	-7,54	-0,0135	0,0004	0,00	0,987	-15,78	-0,0107	0,0004	0,00	0,989	-4,67
Urbano	-0,0112	0,0011	0,00	0,989	-8,25	-0,0177	0,0012	0,00	0,982	-20,77	0,0534	0,0011	0,00	1,055	23,35
Rural	0,0006	0,0001	0,00	1,001	0,47	0,0009	0,0001	0,00	1,001	1,07	-0,0039	0,0001	0,00	0,996	-1,71

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Com Carteira	0,0010	0,0007	0,13	1,001	0,77	-0,0608	0,0007	0,00	0,941	-71,20	-0,0222	0,0006	0,00	0,978	-9,69
Sem Carteira	-0,0004	0,0002	0,13	1,000	-0,26	0,0146	0,0002	0,00	1,015	17,10	0,0090	0,0003	0,00	1,009	3,95
Sindicalizado	0,0057	0,0001	0,00	1,006	4,20	0,0040	0,0002	0,00	1,004	4,73	0,0082	0,0001	0,00	1,008	3,58
Não Sindicalizado	-0,0434	0,0009	0,00	0,958	-31,95	-0,0187	0,0007	0,00	0,981	-21,90	-0,0578	0,0008	0,00	0,944	-25,27
Agricultura	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,18	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	-1,22	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,05
Indústria	-0,0016	0,0001	0,00	0,998	-1,19	0,0049	0,0002	0,00	1,005	5,73	0,0031	0,0001	0,00	1,003	1,34
Construção	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,10	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	-1,13	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,07
Comércio	-0,0044	0,0001	0,00	0,996	-3,22	0,0156	0,0003	0,00	1,016	18,24	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	-0,81
Serviços	-0,0266	0,0014	0,00	0,974	-19,57	0,0206	0,0014	0,00	1,021	24,18	0,0041	0,0014	0,01	1,004	1,78
Intercepto	0,1468	0,0036	0,00	1,158	108,12	0,1548	0,0036	0,00	1,167	181,40	0,0952	0,0035	0,00	1,100	41,61
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	-0,0000	0,0000	0,40	1,000	-1,06	-0,0010	0,0001	0,00	0,999	34,25	0,0015	0,0001	0,00	1,001	15,67
Escolaridade	-0,0018	0,0001	0,00	0,998	-89,48	0,0004	0,0001	0,00	1,000	-12,93	0,0038	0,0001	0,00	1,004	40,46
Tenure	-0,0019	0,0002	0,00	0,998	-96,48	-0,0004	0,0001	0,00	1,000	13,63	0,0014	0,0002	0,00	1,001	14,51
Região Metropolitana	0,0012	0,0001	0,00	1,001	61,05	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	15,25	0,0007	0,0000	0,00	1,001	7,17
Região Não Metropolitana	0,0012	0,0001	0,00	1,001	61,05	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	15,25	0,0007	0,0000	0,00	1,001	7,17
Urbano	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-5,11	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,32	0,0013	0,0000	0,00	1,001	13,70
Rural	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-5,11	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,32	0,0013	0,0000	0,00	1,001	13,70
Com Carteira	0,0001	0,0001	0,13	1,000	4,96	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	33,48	-0,0034	0,0001	0,00	0,997	-35,74
Sem Carteira	0,0001	0,0001	0,13	1,000	4,96	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	33,48	-0,0034	0,0001	0,00	0,997	-35,74
Sindicalizado	0,0026	0,0001	0,00	1,003	130,38	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	6,20	0,0030	0,0000	0,00	1,003	31,64
Não Sindicalizado	0,0026	0,0001	0,00	1,003	130,38	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	6,20	0,0030	0,0000	0,00	1,003	31,64
Agricultura	0,0004	0,0000	0,00	1,000	19,97	0,0000	0,0000	0,00	1,000	-1,58	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,54
Indústria	-0,0008	0,0001	0,00	0,999	-39,65	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-15,12	0,0030	0,0001	0,00	1,003	32,13
Construção	0,0002	0,0000	0,00	1,000	8,55	0,0004	0,0000	0,00	1,000	-12,98	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,97
Comércio	-0,0054	0,0002	0,00	0,995	-268,31	0,0007	0,0000	0,00	1,001	-24,80	-0,0027	0,0002	0,00	0,997	-28,19
Serviços	0,0037	0,0002	0,00	1,004	183,89	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	5,03	-0,0006	0,0002	0,01	0,999	-6,64

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.6 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de vendedores e prestadores de serviço do comércio, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,8294	0,0007	0,00	6,230	-	1,8294	0,0007	0,00	6,230	-	1,8294	0,0007	0,00	6,230	-
Grupo 2	1,6502	0,0006	0,00	5,208	-	1,6523	0,0006	0,00	5,219	-	1,4608	0,0007	0,00	4,309	-
Diferença Salário-Hora	0,1793	0,0009	0,00	1,196	-	0,1772	0,0009	0,00	1,194	-	0,3687	0,0010	0,00	1,446	-
Dotações	-0,0270	0,0004	0,00	0,973	-15,05	0,0514	0,0004	0,00	1,053	29,01	0,0360	0,0005	0,00	1,037	9,77
Coefficientes	0,2006	0,0009	0,00	1,222	111,92	0,1338	0,0009	0,00	1,143	75,54	0,3432	0,0010	0,00	1,409	93,09
Interação	0,0056	0,0003	0,00	1,006	3,13	-0,0081	0,0003	0,00	0,992	-4,55	-0,0106	0,0006	0,00	0,989	-2,86
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0046	0,0001	0,00	1,005	-17,23	0,0052	0,0002	0,00	1,005	10,13	0,0171	0,0004	0,00	1,017	47,43
Escolaridade	-0,0334	0,0003	0,00	0,967	123,70	0,0332	0,0003	0,00	1,034	64,60	-0,0125	0,0002	0,00	0,988	-34,59
Tenure	0,0064	0,0001	0,00	1,006	-23,63	0,0016	0,0001	0,00	1,002	3,14	0,0105	0,0003	0,00	1,011	29,15
Região Metropolitana	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	1,75	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,75	-0,0022	0,0000	0,00	0,998	-6,05
Região Não Metropolitana	-0,0005	0,0001	0,00	1,000	1,75	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,75	-0,0022	0,0000	0,00	0,998	-6,05
Urbano	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	2,80	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,10	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	-2,65
Rural	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	2,80	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-1,10	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	-2,65
Com Carteira	0,0015	0,0001	0,00	1,001	-5,46	0,0060	0,0001	0,00	1,006	11,70	0,0135	0,0001	0,00	1,014	37,54
Sem Carteira	0,0015	0,0001	0,00	1,001	-5,46	0,0060	0,0001	0,00	1,006	11,70	0,0135	0,0001	0,00	1,014	37,54
Sindicalizado	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	7,00	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,34	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,60
Não Sindicalizado	-0,0019	0,0001	0,00	0,998	7,00	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,34	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-0,60
Agricultura	-	-	-	-	-	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,15	-	-	-	-	-
Indústria	-0,0024	0,0001	0,00	0,998	9,07	0,0005	0,0000	0,00	1,000	0,96	-0,0017	0,0001	0,00	0,998	-4,58
Construção	0,0006	0,0000	0,00	1,001	-2,13	-0,0000	0,0000	0,29	1,000	-0,04	0,0009	0,0001	0,00	1,001	2,52
Comércio	0,0011	0,0001	0,00	1,001	-3,98	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,28	0,0013	0,0001	0,00	1,001	3,52
Serviços	-0,0005	0,0001	0,00	0,999	2,02	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,77	0,0000	0,0000	0,01	1,000	0,10
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,1079	0,0020	0,00	1,114	53,75	-0,0071	0,0024	0,00	0,993	-5,34	0,0586	0,0022	0,00	1,060	17,06
Escolaridade	0,0986	0,0032	0,00	1,104	49,16	-0,0149	0,0028	0,00	0,985	-11,13	0,2178	0,0038	0,00	1,243	63,45
Tenure	-0,0093	0,0007	0,00	0,991	-4,65	0,0012	0,0008	0,15	1,001	0,87	-0,0048	0,0007	0,00	0,995	-1,39
Região Metropolitana	-0,0054	0,0004	0,00	0,995	-2,68	0,0104	0,0004	0,00	1,010	7,78	-0,0012	0,0004	0,00	0,999	-0,34
Região Não Metropolitana	0,0100	0,0007	0,00	1,010	5,01	-0,0185	0,0006	0,00	0,982	-13,81	0,0019	0,0006	0,00	1,002	0,55
Urbano	-0,0031	0,0021	0,14	0,997	-1,55	-0,0102	0,0023	0,00	0,990	-7,65	-0,0767	0,0021	0,00	0,926	-22,34

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Rural	0,0001	0,0001	0,14	1,000	0,04	0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,27	0,0031	0,0001	0,00	1,003	0,92
Com Carteira	-0,0420	0,0011	0,00	0,959	-20,95	-0,0393	0,0010	0,00	0,961	-29,40	-0,0749	0,0010	0,00	0,928	-21,83
Sem Carteira	0,0091	0,0002	0,00	1,009	4,53	0,0109	0,0003	0,00	1,011	8,12	0,0245	0,0003	0,00	1,025	7,13
Sindicalizado	-0,0055	0,0002	0,00	0,995	-2,73	0,0068	0,0001	0,00	1,007	5,11	0,0062	0,0002	0,00	1,006	1,82
Não Sindicalizado	0,0339	0,0012	0,00	1,034	16,87	-0,0573	0,0012	0,00	0,944	-42,80	-0,0554	0,0013	0,00	0,946	-16,14
Agricultura	-	-	-	-	-	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,21	-	-	-	-	-
Indústria	0,0027	0,0002	0,00	1,003	1,32	-0,0060	0,0002	0,00	0,994	-4,45	-0,0010	0,0002	0,00	0,999	-0,28
Construção	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,07	0,0018	0,0001	0,00	1,002	1,34	0,0000	0,0000	0,19	1,000	0,01
Comércio	-0,0007	0,0058	0,91	0,999	-0,35	-0,1111	0,0034	0,00	0,895	-83,01	-0,1214	0,0058	0,00	0,886	-35,37
Serviços	-0,0104	0,0004	0,00	0,990	-5,17	-0,0084	0,0002	0,00	0,992	-6,26	-0,0065	0,0003	0,00	0,994	-1,88
Intercepto	0,0147	0,0081	0,07	1,015	7,33	0,3749	0,0062	0,00	1,455	280,16	0,3728	0,0082	0,00	1,452	108,64
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0124	0,0003	0,00	1,012	220,94	-0,0002	0,0001	0,00	1,000	2,76	0,0131	0,0005	0,00	1,013	-123,71
Escolaridade	-0,0086	0,0003	0,00	0,991	-152,31	-0,0012	0,0002	0,00	0,999	14,46	-0,0110	0,0002	0,00	0,989	103,98
Tenure	-0,0022	0,0002	0,00	0,998	-39,62	0,0001	0,0001	0,15	1,000	-1,24	-0,0027	0,0004	0,00	0,997	25,60
Região Metropolitana	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,01	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	6,83	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,22
Região Não Metropolitana	0,0001	0,0000	0,00	1,000	2,01	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	6,83	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,22
Urbano	0,0001	0,0000	0,14	1,000	1,30	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,84	0,0007	0,0000	0,00	1,001	-6,58
Rural	0,0001	0,0000	0,14	1,000	1,30	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,84	0,0007	0,0000	0,00	1,001	-6,58
Com Carteira	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-11,23	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	31,62	-0,0080	0,0001	0,00	0,992	75,96
Sem Carteira	-0,0006	0,0000	0,00	0,999	-11,23	-0,0025	0,0001	0,00	0,997	31,62	-0,0080	0,0001	0,00	0,992	75,96
Sindicalizado	0,0008	0,0000	0,00	1,001	15,06	0,0007	0,0000	0,00	1,001	-8,84	0,0010	0,0000	0,00	1,001	-9,67
Não Sindicalizado	0,0008	0,0000	0,00	1,001	15,06	0,0007	0,0000	0,00	1,001	-8,84	0,0010	0,0000	0,00	1,001	-9,67
Agricultura	-	-	-	-	-	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	3,55	-	-	-	-	-
Indústria	0,0010	0,0001	0,00	1,001	17,26	-0,0017	0,0001	0,00	0,998	21,58	-0,0008	0,0001	0,00	0,999	7,14
Construção	0,0002	0,0000	0,00	1,000	4,07	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	6,70	0,0001	0,0001	0,19	1,000	-1,15
Comércio	0,0000	0,0000	0,91	1,000	0,08	0,0014	0,0001	0,00	1,001	-17,03	0,0034	0,0002	0,00	1,003	-32,10
Serviços	0,0020	0,0001	0,00	1,002	35,29	-0,0011	0,0001	0,00	0,999	13,68	-0,0003	0,0001	0,00	1,000	3,29

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.7 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores agrícolas, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-	1,3943	0,0007	0,00	4,032	-
Grupo 2	1,3563	0,0015	0,00	3,882	-	1,2339	0,0005	0,00	3,435	-	1,1498	0,0012	0,00	3,157	-
Diferença Salário-Hora	0,0380	0,0016	0,00	1,039	-	0,1604	0,0008	0,00	1,174	-	0,2445	0,0014	0,00	1,277	-
Dotações	-0,0503	0,0011	0,00	0,951	-132,15	0,0725	0,0004	0,00	1,075	45,20	0,0060	0,0008	0,00	1,006	2,44
Coefficientes	0,1335	0,0017	0,00	1,143	351,00	0,0704	0,0008	0,00	1,073	43,89	0,2456	0,0013	0,00	1,278	100,44
Interação	-0,0452	0,0012	0,00	0,956	-118,85	0,0175	0,0003	0,00	1,018	10,91	-0,0070	0,0006	0,00	0,993	-2,88
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0004	0,0007	0,59	1,000	-0,76	0,0005	0,0001	0,00	1,000	0,64	0,0204	0,0004	0,00	1,021	341,42
Escolaridade	0,0015	0,0010	0,15	1,001	-2,90	0,0311	0,0002	0,00	1,032	42,95	-0,0027	0,0003	0,00	0,997	-44,43
Tenure	-0,0328	0,0008	0,00	0,968	65,30	-0,0013	0,0001	0,00	0,999	-1,81	-0,0022	0,0003	0,00	0,998	-36,33
Região Metropolitana	0,0017	0,0001	0,00	1,002	-3,48	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,06	0,0003	0,0000	0,00	1,000	4,70
Região Não Metropolitana	0,0017	0,0001	0,00	1,002	-3,48	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,06	0,0003	0,0000	0,00	1,000	4,70
Urbano	-0,0068	0,0002	0,00	0,993	13,59	0,0025	0,0000	0,00	1,003	3,51	-0,0098	0,0002	0,00	0,990	-164,71
Rural	-0,0068	0,0002	0,00	0,993	13,59	0,0025	0,0000	0,00	1,003	3,51	-0,0098	0,0002	0,00	0,990	-164,71
Com Carteira	-0,0051	0,0002	0,00	0,995	10,21	0,0198	0,0001	0,00	1,020	27,37	0,0051	0,0002	0,00	1,005	85,89
Sem Carteira	-0,0051	0,0002	0,00	0,995	10,21	0,0198	0,0001	0,00	1,020	27,37	0,0051	0,0002	0,00	1,005	85,89
Sindicalizado	0,0014	0,0001	0,00	1,001	-2,82	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	-1,34	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-10,91
Não Sindicalizado	0,0014	0,0001	0,00	1,001	-2,82	-0,0010	0,0000	0,00	0,999	-1,34	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-10,91
Agricultura	-0,0006	0,0002	0,00	0,999	1,12	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,17	0,0003	0,0000	0,00	1,000	5,22
Indústria	0,0067	0,0002	0,00	1,007	-13,23	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,07	0,0004	0,0001	0,00	1,000	7,17
Construção	-	-	-	-	-	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,44	-	-	-	-	-
Comércio	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	1,12	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,15	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,82
Serviços	-0,0072	0,0002	0,00	0,993	14,35	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,11	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,19
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0786	0,0046	0,00	1,082	58,89	-0,0605	0,0025	0,00	0,941	-85,92	-0,1931	0,0043	0,00	0,824	-78,63
Escolaridade	0,2358	0,0044	0,00	1,266	176,64	0,0318	0,0009	0,00	1,032	45,15	-0,0166	0,0022	0,00	0,984	-6,76
Tenure	0,0444	0,0013	0,00	1,045	33,28	0,0285	0,0007	0,00	1,029	40,51	-0,0058	0,0010	0,00	0,994	-2,37
Região Metropolitana	0,0067	0,0002	0,00	1,007	5,01	0,0011	0,0001	0,00	1,001	1,61	0,0004	0,0001	0,00	1,000	0,15
Região Não Metropolitana	-0,0933	0,0029	0,00	0,911	-69,90	-0,0445	0,0020	0,00	0,957	-63,17	-0,0130	0,0027	0,00	0,987	-5,31
Urbano	-0,0035	0,0009	0,00	0,997	-2,61	0,0044	0,0003	0,00	1,004	6,25	-0,0098	0,0008	0,00	0,990	-3,99
Rural	0,0028	0,0008	0,00	1,003	2,09	-0,0065	0,0005	0,00	0,994	-9,18	0,0071	0,0006	0,00	1,007	2,88

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Com Carteira	0,0535	0,0008	0,00	1,055	40,06	0,0055	0,0003	0,00	1,006	7,88	0,0137	0,0006	0,00	1,014	5,56
Sem Carteira	-0,0526	0,0008	0,00	0,949	-39,43	-0,0094	0,0005	0,00	0,991	-13,32	-0,0176	0,0008	0,00	0,983	-7,15
Sindicalizado	0,0103	0,0004	0,00	1,010	7,72	0,0067	0,0002	0,00	1,007	9,57	-0,0041	0,0003	0,00	0,996	-1,67
Não Sindicalizado	-0,0425	0,0017	0,00	0,958	-31,82	-0,0374	0,0009	0,00	0,963	-53,21	0,0138	0,0011	0,00	1,014	5,64
Agricultura	-0,1025	0,0030	0,00	0,903	-76,74	-0,0302	0,0032	0,00	0,970	-42,93	-0,0279	0,0048	0,00	0,973	-11,34
Indústria	0,0182	0,0004	0,00	1,018	13,64	0,0016	0,0001	0,00	1,002	2,23	0,0004	0,0002	0,08	1,000	0,16
Construção	-	-	-	-	-	-0,0005	0,0000	0,00	1,000	-0,69	-	-	-	-	-
Comércio	0,0005	0,0001	0,00	1,001	0,41	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Serviços	-0,0081	0,0002	0,00	0,992	-6,03	0,0005	0,0000	0,00	1,001	0,77	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,18
Intercepto	-0,0150	0,0086	0,08	0,985	-11,20	0,1791	0,0048	0,00	1,196	254,44	0,4986	0,0083	0,00	1,646	203,01
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0130	0,0008	0,00	1,013	-28,73	-0,0002	0,0000	0,00	1,000	-1,03	-0,0140	0,0004	0,00	0,986	199,04
Escolaridade	-0,0576	0,0011	0,00	0,944	127,34	0,0098	0,0003	0,00	1,010	55,96	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-3,24
Tenure	0,0266	0,0008	0,00	1,027	-58,77	0,0008	0,0001	0,00	1,001	4,79	-0,0018	0,0003	0,00	0,998	25,99
Região Metropolitana	-0,0030	0,0001	0,00	0,997	6,65	0,0005	0,0000	0,00	1,001	3,10	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,87
Região Não Metropolitana	-0,0030	0,0001	0,00	0,997	6,65	0,0005	0,0000	0,00	1,001	3,10	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,87
Urbano	0,0006	0,0002	0,00	1,001	-1,40	0,0005	0,0000	0,00	1,001	3,11	0,0021	0,0002	0,00	1,002	-30,03
Rural	0,0006	0,0002	0,00	1,001	-1,40	0,0005	0,0000	0,00	1,001	3,11	0,0021	0,0002	0,00	1,002	-30,03
Com Carteira	-0,0043	0,0002	0,00	0,996	9,57	0,0014	0,0001	0,00	1,001	7,80	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-11,33
Sem Carteira	-0,0043	0,0002	0,00	0,996	9,57	0,0014	0,0001	0,00	1,001	7,80	0,0008	0,0000	0,00	1,001	-11,33
Sindicalizado	-0,0013	0,0001	0,00	0,999	2,79	0,0008	0,0000	0,00	1,001	4,82	0,0010	0,0001	0,00	1,001	-14,69
Não Sindicalizado	-0,0013	0,0001	0,00	0,999	2,79	0,0008	0,0000	0,00	1,001	4,82	0,0010	0,0001	0,00	1,001	-14,69
Agricultura	-0,0074	0,0002	0,00	0,993	16,26	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,25	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-1,36
Indústria	-0,0105	0,0004	0,00	0,990	23,14	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,35	0,0001	0,0001	0,08	1,000	-1,27
Construção	-	-	-	-	-	0,0005	0,0000	0,00	1,000	2,78	-	-	-	-	-
Comércio	-0,0005	0,0001	0,00	0,999	1,15	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,93	0,0002	0,0000	0,00	1,000	-2,35
Serviços	0,0071	0,0002	0,00	1,007	-15,61	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,48	0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,96

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

Tabela B.2.8 – Magnitude e decomposição do diferencial do logaritmo de salários-hora por gênero e raça na ocupação de trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, Brasil, 2013

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Grupo 1 (Referência)	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-	1,9072	0,0003	0,00	6,734	-
Grupo 2	1,5920	0,0005	0,00	4,913	-	1,7602	0,0002	0,00	5,814	-	1,5073	0,0008	0,00	4,515	-
Diferença Salário-Hora	0,3152	0,0006	0,00	1,371	-	0,1469	0,0004	0,00	1,158	-	0,3998	0,0008	0,00	1,492	-
Dotações	0,0514	0,0010	0,00	1,053	16,32	0,0511	0,0002	0,00	1,052	34,80	0,1104	0,0015	0,00	1,117	27,60
Coefficientes	0,3186	0,0006	0,00	1,375	101,08	0,0943	0,0004	0,00	1,099	64,20	0,3884	0,0008	0,00	1,475	97,14
Interação	-0,0549	0,0011	0,00	0,947	-17,40	0,0015	0,0002	0,00	1,001	1,00	-0,0989	0,0015	0,00	0,906	-24,75
Efeito Dotações	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.D.
Experiência	0,0049	0,0001	0,00	1,005	9,43	0,0022	0,0000	0,00	1,002	4,23	0,0017	0,0003	0,00	1,002	1,56
Escolaridade	-0,0147	0,0001	0,00	0,985	-28,52	0,0252	0,0001	0,00	1,026	49,29	-0,0181	0,0002	0,00	0,982	-16,42
Tenure	0,0022	0,0001	0,00	1,002	4,36	0,0044	0,0000	0,00	1,004	8,70	0,0066	0,0003	0,00	1,007	5,95
Região Metropolitana	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,69	-0,0015	0,0000	0,00	0,998	-2,96	-0,0041	0,0001	0,00	0,996	-3,75
Região Não Metropolitana	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,69	-0,0015	0,0000	0,00	0,998	-2,96	-0,0041	0,0001	0,00	0,996	-3,75
Urbano	-0,0000	0,0000	0,57	1,000	-0,03	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,43	0,0013	0,0000	0,00	1,001	1,15
Rural	-0,0000	0,0000	0,57	1,000	-0,03	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,43	0,0013	0,0000	0,00	1,001	1,15
Com Carteira	-0,0059	0,0001	0,00	0,994	-11,41	0,0090	0,0000	0,00	1,009	17,58	0,0029	0,0001	0,00	1,003	2,61
Sem Carteira	-0,0059	0,0001	0,00	0,994	-11,41	0,0090	0,0000	0,00	1,009	17,58	0,0029	0,0001	0,00	1,003	2,61
Sindicalizado	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,74	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,39	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,14
Não Sindicalizado	0,0004	0,0000	0,00	1,000	0,74	0,0007	0,0000	0,00	1,001	1,39	0,0002	0,0000	0,00	1,000	0,14
Agricultura	0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,20	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-0,04	0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,31
Indústria	0,0551	0,0006	0,00	1,057	107,21	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,53	0,0838	0,0009	0,00	1,087	75,95
Construção	0,0085	0,0007	0,00	1,008	16,45	-0,0006	0,0001	0,00	0,999	-1,15	0,0308	0,0009	0,00	1,031	27,91
Comércio	0,0022	0,0001	0,00	1,002	4,22	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,14	-0,0108	0,0001	0,00	0,989	-9,81
Serviços	0,0034	0,0003	0,00	1,003	6,69	0,0024	0,0000	0,00	1,002	4,78	0,0157	0,0008	0,00	1,016	14,25
Efeito Coeficientes	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.C.
Experiência	0,0065	0,0014	0,00	1,007	2,04	-0,0394	0,0010	0,00	0,961	-41,81	0,0649	0,0023	0,00	1,067	16,72
Escolaridade	0,0116	0,0015	0,00	1,012	3,65	0,0003	0,0009	0,72	1,000	0,34	-0,0398	0,0024	0,00	0,961	-10,24
Tenure	0,0306	0,0005	0,00	1,031	9,62	0,0191	0,0003	0,00	1,019	20,28	0,0198	0,0007	0,00	1,020	5,09
Região Metropolitana	0,0080	0,0001	0,00	1,008	2,50	0,0023	0,0001	0,00	1,002	2,39	-0,0123	0,0003	0,00	0,988	-3,16
Região Não Metropolitana	-0,0253	0,0005	0,00	0,975	-7,94	-0,0045	0,0003	0,00	0,996	-4,78	0,0235	0,0006	0,00	1,024	6,06
Urbano	-0,0502	0,0011	0,00	0,951	-15,76	0,0080	0,0006	0,00	1,008	8,47	-0,0829	0,0015	0,00	0,920	-21,35

Variáveis	Homem Branco x Mulher Branca					Homem Branco x Homem Negro					Homem Branco x Mulher Negra				
	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% Dif.
Rural	0,0034	0,0001	0,00	1,003	1,08	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	-0,76	0,0066	0,0001	0,00	1,007	1,69
Com Carteira	-0,0412	0,0008	0,00	0,960	-12,92	-0,0224	0,0004	0,00	0,978	-23,77	-0,0788	0,0009	0,00	0,924	-20,29
Sem Carteira	0,0077	0,0001	0,00	1,008	2,41	0,0079	0,0001	0,00	1,008	8,36	0,0208	0,0002	0,00	1,021	5,35
Sindicalizado	0,0033	0,0001	0,00	1,003	1,05	0,0008	0,0001	0,00	1,001	0,82	0,0056	0,0002	0,00	1,006	1,44
Não Sindicalizado	-0,0155	0,0005	0,00	0,985	-4,88	-0,0037	0,0004	0,00	0,996	-3,90	-0,0261	0,0009	0,00	0,974	-6,72
Agricultura	-	-	-	-	-	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	-0,11	-0,0005	0,0000	0,00	0,999	-0,13
Indústria	0,1132	0,0012	0,00	1,120	35,54	0,0069	0,0002	0,00	1,007	7,30	0,1640	0,0016	0,00	1,178	42,23
Construção	-0,0004	0,0000	0,00	1,000	-0,12	-0,0002	0,0003	0,44	1,000	-0,26	-0,0043	0,0001	0,00	0,996	-1,12
Comércio	-0,0083	0,0002	0,00	0,992	-2,61	-0,0025	0,0001	0,00	0,998	-2,65	0,0059	0,0001	0,00	1,006	1,51
Serviços	0,0023	0,0001	0,00	1,002	0,73	0,0025	0,0002	0,00	1,002	2,65	-0,0003	0,0002	0,03	1,000	-0,08
Intercepto	0,2728	0,0033	0,00	1,314	85,62	0,1202	0,0019	0,00	1,128	127,43	0,3224	0,0048	0,00	1,380	82,99
Efeito Interação	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.	Coef.	D.P.	P-v	S.H.	% E.I.
Experiência	0,0004	0,0001	0,00	1,000	-0,75	-0,0007	0,0000	0,00	0,999	-46,08	0,0085	0,0003	0,00	1,009	-8,64
Escolaridade	-0,0007	0,0001	0,00	0,999	1,28	0,0000	0,0001	0,72	1,000	2,57	0,0024	0,0001	0,00	1,002	-2,48
Tenure	0,0072	0,0001	0,00	1,007	-13,15	0,0038	0,0001	0,00	1,004	261,56	0,0092	0,0003	0,00	1,009	-9,33
Região Metropolitana	0,0016	0,0000	0,00	1,002	-2,96	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-20,72	0,0019	0,0001	0,00	1,002	-1,96
Região Não Metropolitana	0,0016	0,0000	0,00	1,002	-2,96	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	-20,72	0,0019	0,0001	0,00	1,002	-1,96
Urbano	0,0000	0,0000	0,57	1,000	-0,02	0,0002	0,0000	0,00	1,000	10,70	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	0,83
Rural	0,0000	0,0000	0,57	1,000	-0,02	0,0002	0,0000	0,00	1,000	10,70	-0,0008	0,0000	0,00	0,999	0,83
Com Carteira	0,0018	0,0000	0,00	1,002	-3,35	-0,0020	0,0000	0,00	0,998	-135,26	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	1,40
Sem Carteira	0,0018	0,0000	0,00	1,002	-3,35	-0,0020	0,0000	0,00	0,998	-135,26	-0,0014	0,0001	0,00	0,999	1,40
Sindicalizado	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,59	0,0001	0,0000	0,00	1,000	5,91	0,0005	0,0000	0,00	1,001	-0,54
Não Sindicalizado	0,0003	0,0000	0,00	1,000	-0,59	0,0001	0,0000	0,00	1,000	5,91	0,0005	0,0000	0,00	1,001	-0,54
Agricultura	-0,0001	0,0000	0,00	1,000	0,20	0,0000	0,0000	0,00	1,000	1,50	-0,0003	0,0000	0,00	1,000	0,35
Indústria	-0,0649	0,0007	0,00	0,937	118,25	0,0017	0,0001	0,00	1,002	117,06	-0,0934	0,0009	0,00	0,911	94,40
Construção	-0,0075	0,0008	0,00	0,993	13,67	0,0001	0,0001	0,44	1,000	5,62	-0,0299	0,0010	0,00	0,971	30,23
Comércio	-0,0067	0,0001	0,00	0,993	12,29	-0,0000	0,0000	0,00	1,000	-1,55	0,0058	0,0001	0,00	1,006	-5,82
Serviços	0,0098	0,0003	0,00	1,010	-17,94	0,0006	0,0000	0,00	1,001	38,06	-0,0018	0,0008	0,03	0,998	1,84

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Coef.: Coeficientes; D.P.: Desvio-Padrão; P-v: P-valor; S.H.: Salário-Hora.

CAPÍTULO 3 - MUDANÇAS ESTRUTURAIS NOS RETORNOS EDUCACIONAIS E NOS DIFERENCIAIS RACIAIS DE SALÁRIOS POR GÊNERO NO BRASIL PARA DIFERENTES GRUPOS DE IDADE: UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO DO VIÉS DE SELEÇÃO AMOSTRAL

1 INTRODUÇÃO

Ao se analisar os dados sobre o rendimento mensal do trabalho principal no Brasil presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) percebe-se que entre os anos de 2003 e 2013 ocorreram significativas mudanças no comportamento desta variável. A primeira mudança a ser destacada passa pelo valor do rendimento mensal real médio que no ano de 2003 era de R\$ 963,91, aumentando para R\$ 1.473,82 em 2013.

O segundo destaque passa pelo aumento do valor da amplitude total dessa variável que passou de R\$ 84.203,44 para R\$ 180.000,00 na mesma comparação, cujo crescimento mais significativo foi observado no mercado de trabalho masculino.

Outro fator que também chama muito atenção é o aumento da dispersão desta variável em torno da média captada pelo desvio-padrão, que passou de R\$ 1.748,51, em 2003, para R\$ 2.506,06 em 2013, principalmente quando se compara com o próprio valor da média. Esse fenômeno ocorreu de modo significativo em ambos os sexos, piorando, assim, a dispersão absoluta dos salários em torno da média.

Contudo, nota-se que o aumento na dispersão do rendimento mensal no trabalho principal foi concomitante com o aumento da média, o que resultou em leve queda do coeficiente de variação entre os anos, o qual passou de 1,81, em 2003, para 1,70, em 2013, apresentando ainda uma forte e elevada dispersão relativa.

O mercado de trabalho masculino continuou apresentando uma dispersão bem superior ao registrado no mercado de trabalho feminino. Tudo isso vem afetando o formato da distribuição de rendimentos mensais pagos no mercado de trabalho brasileiro para ambos os sexos, o que tem se refletido tanto no aumento do grau de assimetria da distribuição quanto no grau de achatamento da mesma.

Diante dessas mudanças ocorridas na distribuição dos rendimentos no trabalho principal buscam-se analisar quais são os principais determinantes dos retornos salariais no mercado de trabalho brasileiro por diferentes grupos de gênero e cor e por diferentes grupos de idade, tentando-se buscar um padrão dos retornos da educação e dos diferenciais raciais

por idade dos indivíduos. Como objetivos específicos destacam-se: (i) estimar os determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho brasileiro; (ii) analisar a dinâmica dos retornos à educação e dos diferenciais de cor, tanto na média, como ao longo de toda a distribuição de salários, com abertura por gênero para os anos de 2003 e 2013, buscando-se saber se ocorreram mudanças significativas ao longo de uma década e também saber se os diferenciais de salários com base na cor aumentaram ou regrediram no mesmo período, fazendo-se uso da técnica robusta de regressão quantílica; (iii) identificar que fatores mais contribuíram com o aumento da dispersão (desigualdade) salarial nos anos de 2003 e 2013, quando se fará uso da técnica de estimação de regressão interquantílica; e por fim, (iv) estimar os retornos a educação e os diferenciais de cor por grupos de idade para o mercado de trabalho como um todo, com abertura por gênero.

O presente estudo tem a finalidade de contribuir com o aprofundamento do debate sobre os principais determinantes dos rendimentos do trabalho, em especial sobre o papel da educação e do diferencial de raça sobre a remuneração dos trabalhadores brasileiros masculinos e femininos. Para isso, foi necessário fazer uma breve revisão do modelo teórico de capital humano e de desigualdade racial de salários para dar suporte ao estudo. Apesar dos inúmeros trabalhos desenvolvidos a preocupação com a referida temática ainda é pertinente haja vista a importância que é dada a educação e a persistência de diferenciais de salários com base na cor ao longo do tempo.

Este trabalho encontra-se organizado em sete seções, além desta introdução. Na seção 2, é feita uma breve exposição da revisão da literatura sobre a teoria do capital humano e dos diferenciais de salários. Na seção 3, apresenta-se sucintamente o modelo econômico de capital humano de Mincer (1974) e a metodologia econométrica quando será necessário inicialmente estimar a participação dos indivíduos no mercado de trabalho por meio do uso do modelo probit com objetivo de corrigir o viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979) para regressões na média e posteriormente Buchinsky (1998b) para regressões quantílicas fazendo uso da correção em série. Na seção 4, apresenta-se a fonte dos dados e o tratamento da amostra, além das principais estatísticas descritivas. Na seção 5 têm-se a análise e discussão dos principais resultados alcançados no estudo. A seção 6 apresenta as principais conclusões do trabalho. Por fim, têm-se as referências bibliográficas utilizadas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria do capital humano, desenvolvida a partir do trabalho seminal de Schultz (1961), aponta os gastos em educação como o principal investimento a ser realizado pelos indivíduos, pois contribuirá com a produção por vários períodos a frente depois de sua aquisição. Além disso, a formação no emprego adquirida pelos trabalhadores também é outra fonte importante de expandir as habilidades do indivíduo contribuindo dessa forma com o aumento do capital humano.

Assim, esse autor conclui que as habilidades e os conhecimentos adquiridos pelos indivíduos são uma forma de capital que representa uma parte importante de seu desempenho na produção que é resultado de uma decisão deliberada por parte desses mesmos indivíduos. Além disso, a taxa de crescimento desse tipo de investimento têm sido superior a outras formas de capitais nas sociedades ocidentais e é isto que tem explicado boa parte do desenvolvimento econômico dessas nações.

Seguindo essa mesma linha de raciocínio, Becker (1962; 1975) afirmou que muitos trabalhadores podem aumentar sua produtividade por aprender novas habilidades e aperfeiçoar as antigas. O treinamento no emprego, portanto, é um processo que aumenta a produtividade futura e difere da formação escolar no qual um investimento é feito sobre o trabalho, em vez de em uma instituição especializada no ensino. Assim, espera-se que quanto maior a experiência de um indivíduo maior será sua habilidade, logo sua produtividade, o que poderá ter rebatimentos positivos sobre seus ganhos laborais.

Assim, é possível afirmar que os investimentos em capital humano respondem pela maior parte do extraordinário aumento no rendimento real do trabalhador e que as pessoas investem em si mesmas para adquirir tais vantagens e que estes investimentos têm sido cada vez maiores nos últimos anos.

Assim, modelos de capital humano têm sido empregados em análises empíricas de distribuições de renda na tentativa de explicar diferenças no nível e desigualdade dos ganhos de trabalhadores que diferem em escolaridade e idade, para interpretar formas de perfis de idade-ganhos dos indivíduos, e explicar diferenças nas distribuições de ganhos entre regiões e até países. Estes estudos tendem a fornecer no mínimo interpretações consistentes qualitativamente de algumas variedades de características das distribuições de renda. (MINCER, 1958; BECKER, 1965; BEN-PORATH, 1967; CHISWICK, 1967; LYDALL, 1968).

Todas essas formas acabam diferindo nos efeitos relativos sobre os ganhos e consumo, na quantia de recursos tipicamente investidos, no tamanho dos retornos, e na medida em que a ligação entre investimento e retorno é percebida. Mas todo investimento resulta na melhora das habilidades física e mental dos indivíduos e com isso gera-se perspectivas de aumentos nas suas rendas (BECKER 1962; 1975).

Becker (1962) deu várias contribuições a partir de sua análise do investimento em capital humano, ao oferecer uma explicação unificada de uma grande variedade de fenômenos empíricos: (1) os ganhos tipicamente aumentam com a idade, mas a uma taxa decrescente. Ambas as taxas de crescimento e as taxas de decrescimento tendem a ser positivamente relacionadas ao nível de habilidade dos indivíduos; (2) As taxas de desemprego tendem a ser negativamente relacionadas com o nível de habilidade, ou seja, se o indivíduo possui maior habilidade nata ou adquirida através de maior número de anos de estudo a probabilidade dele estar empregado e passar para a posição de desempregado é muito menor; (3) As empresas em países subdesenvolvidos parecem ser mais “paternalistas” em direção aos empregados do que aquelas nos países desenvolvidos; (4) As pessoas mais jovens mudam de empregos mais frequentemente e recebem mais escolaridade e treinamento no trabalho do que as pessoas mais velhas; (5) A distribuição de ganhos é positivamente enviesada, especialmente entre profissionais e outros trabalhadores habilidosos; (6) Pessoas mais capazes recebem mais educação e outros tipos de treinamento que outras; e (7) A divisão do trabalho é limitada pela dimensão do trabalho. Becker (1975) deu continuidade a sua construção teórica sobre capital humano, agora com análise empírica com foco especial sobre a educação.

A relação positiva entre a escolaridade de um indivíduo e seus ganhos posteriores, também foi observada no trabalho seminal de Mincer (1974). Esse autor levanta a ideia de que escolaridade e educação não são a mesma coisa, pois o conteúdo educacional de tempo gasto na escola varia de excelente a ruim.

Resumindo pode-se dizer, então, que capital humano corresponde a qualquer estoque de conhecimento ou características que o trabalhador tem inatas ou adquiridas na escola e na experiência de trabalho que contribuem para o aumento de sua produtividade. Sendo assim, não somente os anos de escolaridade, mas também vários outros fatores podem contribuir para a formação do indivíduo. Estas incluem a qualidade da escola, treinamento e atitudes em relação ao trabalho. Ao se levar isso em conta é possível compreender as diferenças de ganhos salariais entre trabalhadores.

Outra questão a ser levantada é que as diferenças no nível de capital humano não são perfeitamente observáveis. A hipótese que todas as diferenças de pagamentos estão

relacionadas a habilidade não é ruim quando queremos impor uma estrutura conceitual sobre distribuições salariais, mas existem muitas exceções que explicam o diferencial de ganhos que não a heterogeneidade não observada dos indivíduos.

Na análise dos diferenciais salariais e, portanto, na interpretação do pensamento de investimentos em capital humano e os incentivos ao investimento, é importante encontrar o equilíbrio certo entre a atribuir diferenças de ganhos para heterogeneidade não observada, diferenciais compensatórios de salários e as imperfeições do mercado de trabalho. No presente estudo busca-se não apenas conhecer a dinâmica dos retornos da educação, mas também medir a dinâmica dos diferenciais de salários com base na cor ao longo de toda a distribuição de salários nos dois anos analisados.

No que se refere aos retornos salariais à educação, Buchinsky (1998a) realizou um estudo sobre a dinâmica das mudanças na distribuição dos salários no mercado de trabalho feminino no EUA utilizando a técnica de estimação robusta de regressão quantílica. Segundo esse autor a economia dos Estados Unidos testemunhou rápidas mudanças durante as décadas 70 e 80 no que se refere aos aspectos da estrutura salarial dos trabalhadores americanos.

Vários autores ligados à economia do trabalho também apresentaram várias explicações possíveis para esse fenômeno observado, mas ainda com muita discordância quanto à importância dos principais fatores que contribuíram com as mudanças na estrutura salarial nos Estados Unidos, a exemplo de Blackburn e Bloom (1987), Bound and Johnson (1991, 1992), Davis e Haltiwanger (1991), Card e Krueger (1992), Juhn, Murphy e Pierce (1993), Chamberlain (1994) e Buchinsky (1994, 1995).

Já em 2001, Buchinsky repetiu esse estudo utilizando dados da March Current Population Survey (CPS-March) para os anos de 1968, 1973, 1979, 1986 e 1990, mas implementando agora a técnica semiparamétrica de correção de viés de seleção amostral. O primeiro passo foi estimar a equação de seleção a partir do procedimento semiparamétrico proposto por Ichimura (1993). Já para corrigir uma forma desconhecida de um viés de seleção amostral na regressão quantílica, o segundo passo incorporou uma método semiparamétrico e não paramétrico, usando a ideia similar a Buchinsky (1998a).

A presença da discriminação por parte de alguns agentes econômicos acaba provocando distorções nos ganhos salariais entre os grupos de empregados, mesmo que estes apresentem mesmas habilidades, educação, treinamento, experiência e produtividade (BECKER, 1957).

Inúmeras causas potenciais pré-mercado, ou seja, aquelas que se originam desde a formação familiar, considerando a cultura e a tradição de cada sociedade, bem como as causas

pós-mercado, as derivadas dentro do ambiente de trabalho foram investigadas e analisadas por meio de diferentes abordagens para se confirmar a existência desse fenômeno ainda nos anos 60 nos Estados Unidos (DUNCAN, 1968 e BOWEN; FINEGAN, 1969).

O primeiro investigou as principais causas da pobreza se era por causa da herança ou se era por causa da cor o que poderia ter reflexos no mercado de trabalho, já os outros autores, desenvolveram uma área de estudo bem interessante na tentativa de descobrir quais fatores são determinantes da participação da mulher no mercado de trabalho e como esses fatores podem afetar seus salários.

No Brasil, a problemática do hiato salarial e de discriminação de salários entre diferentes grupos de trabalhadores vem sendo estudado também à várias décadas. Contribuições significativas para compreensão desse fenômeno no país foram dadas por: Langoni (1973), Silva (1985), Lovell (1993, 2006), Barros *et al.* (1993), Kassouf (1998), Soares (2000), Maciel *et al.* (2001), Scorzafave (2004), Scorzafave; Menezes-Filho (2001, 2005), Matos *et al.* (2006); Bartalotti; Leme (2007), Mendonça *et al.* (2008) e Coelho *et al.* (2010).

Este último autor realizou um estudo das estimativas dos retornos educacionais sobre os salários e dos diferenciais raciais de salários ao longo de toda a distribuição da renda no mercado de trabalho feminino no Brasil, fazendo uso da técnica de estimação de regressão quantílica com correção semiparamétrica de seletividade amostral. O principal resultado aponta para retornos educacionais elevados e não constantes ao longo de toda a distribuição e que os retornos educacionais e os diferenciais raciais de salários revelaram-se mais elevados nos pontos mais altos da distribuição de salários, mostrando que as mulheres negras enfrentam um teto de vidro nos pontos mais elevados da distribuição de salários.

3 MODELAGEM ECONÔMICA E METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Para alcançar o objetivo do presente estudo que é analisar a dinâmica dos retornos da educação e dos diferenciais de raça por gênero no mercado de trabalho brasileiro para os anos de 2003 e 2013 será necessário à estimação de uma equação de salários baseada em Mincer (1974), que considera como determinantes dos retornos salariais principalmente fatores de acumulação de capital humano, a exemplo dos anos de escolaridade e do tempo de experiência no mercado de trabalho captado aqui pela variável idade.

Além destas variáveis são incluídas na equação salarial outras variáveis de controle como a variável de raça que capturará os diferenciais raciais, além daquelas que representam a forma de inserção no mercado de trabalho que agem como controles dos efeitos marginais das principais variáveis investigadas, a exemplo das variáveis relacionadas à área e situação censitária e grandes regiões nacionais.

Como na base de dados nem todos os indivíduos possuem informações sobre a variável dependente na equação de salários que é o logaritmo do salário-hora, pode-se afirmar que o presente estudo se depara com o problema de modelagem de variável dependente limitada também conhecido como modelo de variável censurada ou de dados faltantes. Isso ocorre comumente em estudos relacionados ao mercado de trabalho quando apenas parte dos indivíduos estão presentes na força de trabalho e com uma parte deles ocupados recebendo algum tipo de rendimento positivo do trabalho.

Se a regressão for realizada sem considerar a variável dependente censurada o pesquisador depara-se com o problema de viés de seleção amostral cujos coeficientes estimados serão tendenciosos, ineficientes e inconsistentes, e nenhuma inferência poderá ser feita a partir deles. Para Heckman (1979) o viés de seleção pode surgir na prática por haver auto seleção por parte dos indivíduos que estão sendo investigados, a exemplo do salário de reserva em pesquisas no mercado de trabalho quando um trabalhador decide trabalhar somente quando aquele está abaixo do ofertado pelo mercado. Conforme Wooldridge (2006), esse problema pode afetar sobremaneira os resultados dos coeficientes estimados no modelo de equações de salários. Tudo isso porque a amostra selecionada deixa de ser aleatória no processo de estimação de relações comportamentais.

Heckman (1979), ao analisar os trabalhos de Theil (1957) e Griliches (1972), propôs um método de correção do viés de seleção amostral para modelos com variável dependente censurada, também conhecido na literatura como modelos Tobit. Nestes modelos, a base de dados possui informações completas dos regressores para todas as observações, mas

informações incompletas da variável dependente, ou seja, para as pessoas na condição de inativas, fora da força de trabalho, na força de trabalho e desocupados ou de ocupados sem remuneração, quando não se pode observar a variável dependente de salário-hora.

Portanto, ocorre um truncamento da oferta salarial ocasional, pois esta variável depende de outras variáveis, isto é, depende da participação do indivíduo na força de trabalho na condição de ocupado recebendo alguma forma de rendimento positivo. Assim, Heckman (1979) tratou o viés de seleção amostral como um erro de especificação do modelo e apresentou um método de estimação de regressão simples e consistente que elimina o erro de especificação o que torna possível estimar funções comportamentais livres de viés de seleção no caso de uma amostra censurada, como é o caso da equação de salários no presente estudo.

O estimador desenvolvido por Heckman pode ser usado para uma variedade de modelos estatísticos para variáveis censuradas, variáveis truncadas, seleção amostral e variáveis dependentes limitadas, também para modelos de equações simultâneas com variáveis endógenas *dummy* (HECKMAN, 1976; 1978), tanto em estudos do mercado de trabalho como em outras áreas de pesquisa.

Segundo Wooldridge (2006), quando a seleção é inteiramente uma função das variáveis exógenas, a estimação de máxima verossimilhança de um modelo não linear – tal como um modelo logit ou probit – produz estimadores consistentes e assintoticamente normais, e os habituais erros-padrão e estatísticas de testes passam a ser válidos.

A metodologia para a correção do viés de seleção amostral de Heckman (1979) faz uso de modelos de escolha binária. Tal procedimento é realizado em dois estágios. No primeiro, calcula-se a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho, antes de realizar a regressão de salários, o que é feito com base na estimação de uma equação de seleção usando a modelagem probit. Nesta equação, a variável dependente assume valor 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho na condição de ocupado apresentando rendimento mensal positivo e 0 caso contrário.

Nota-se, que para os indivíduos que participam do mercado de trabalho, eles recebem alguma forma de remuneração mensal que é a variável dependente na equação de salários. Após estimar o modelo probit é possível obter a conhecida razão inversa de Mills [ou taxa de risco conforme GUJARATI, 2011] para cada ponto da amostra. Essa variável expressará a probabilidade de cada indivíduo está ou não no mercado de trabalho corrigindo, assim, o viés da seleção amostral. No segundo estágio do procedimento adiciona-se a variável razão inversa de Mills, λ_i , como um novo regressor na equação de salários e estima-

se a mesma via métodos dos mínimos quadrados ordinários. Abaixo, apresenta-se a equação de seleção do modelo probit utilizado no presente estudo.

$$P_i = \alpha_1 + \alpha_2 esc_i + \alpha_3 idade_i + \alpha_4 idade_i^2 + \alpha_5 branco_i + \alpha_6 chefe_i + \alpha_7 domicílio_i + \alpha_8 outrosrendfam_i + \alpha_9 regmetrop_i + \alpha_{10} urb_i + \alpha_{11} no_i + \alpha_{12} ne_i + \alpha_{13} s_i + \alpha_{14} co_i + u_i \quad (1)$$

em que P_i representa a variável dependente binária, assumindo o valor 1 caso o indivíduo participe do mercado de trabalho na condição de ocupado recebendo salário positivo, situação esta em que observamos o valor da variável lnw_i e 0 para os demais casos. Enquanto isso, α_i ($i = 1$ a 14) representa os parâmetros a serem estimados da equação de seleção; esc_i representa o número de anos de estudo do indivíduo; $idade_i$ e $idade_i^2$ é o número de anos de vida do indivíduo e seu termo quadrático, representando uma *proxy* para o tempo de experiência no mercado de trabalho do mesmo; $branco_i$ representa uma variável *dummy* de cor ou raça, assumindo o valor 1 se o indivíduo for branco e 0 se o indivíduo for negro; $chefe_i$ é uma variável categórica, assumindo o valor 1 para a pessoa de referência no domicílio e 0 para as demais condições na unidade domiciliar; $domicílio_i$ representa o número de componentes do domicílio (exclusive as pessoas cuja condição na unidade domiciliar for de pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico).

A variável $outrosrendfam_i$ representa o valor dos rendimentos recebidos pelos demais membros da família na semana de referência; $regmetrop_i$ representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo morar na região metropolitana e 0 caso contrário; urb_i representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo morar na zona urbana e 0 caso contrário; no_i representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo pertence a região norte do país e 0 caso contrário; ne_i representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo pertence a região nordeste do país e 0 caso contrário; s_i representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo pertence a região sul do país e 0 caso contrário; e co_i representa uma variável *dummy* assumindo o valor 1 se o indivíduo pertence a região centro-oeste do país e 0 caso contrário, com a categoria-base sendo a região sudeste; u_i representa o termo de erro com distribuição normal padrão com $E(u_i / X_i) = 0$ e $Var(u_i / X_i) = \sigma^2$. Vale ressaltar que na variável que representa a cor ou raça do indivíduo, a categoria negro é resultado da agregação do número de pessoas que se autodeclararam como pretas ou pardas na pesquisa da PNAD.

Segue abaixo a forma da equação de salários, cujas variáveis são como definidas anteriormente, adicionando-se a razão inversa de Mills que foi estimada a partir da equação de seleção, como um novo regressor. Por fim, v_i representa o termo de erro estocástico da função salarial, também com $E(v_i / X_i) = 0$ e $Var(v_i / X_i) = \sigma_v^2$.

$$\ln w_i = \beta_1 + \beta_2 esc_i + \beta_3 idade_i + \beta_4 idade_i^2 + \beta_5 branco_i + \beta_6 regmetrop_i + \beta_7 urb_i + \beta_8 no_i + \beta_9 ne_i + \beta_{10} s_i + \beta_{11} co_i + \beta_{11} \lambda_i + v_i \quad (2)$$

A interpretação da estimação da equação de salários na forma logarítmica é que dada uma variação unitária na variável independente (explicativa ou regressor) provoca uma mudança percentual na variável dependente, ou seja, nos salários-hora, medida a partir dos coeficientes estimados. Assim, é possível saber quanto um ano a mais de estudo ou de idade estaria afetando, em média, o salário daquele grupo de indivíduos em termos de variação percentual. No caso das variáveis *dummies* capta-se a diferença percentual em relação a categoria base.

Segundo Wooldridge (2006), o uso de logaritmos naturais leva a coeficientes com interpretações interessantes, podendo-se ignorar o fato de as unidades de medida das variáveis aparecerem em forma logarítmica, pois os coeficientes de inclinação são invariantes em relação a redimensionamentos.

Sabe-se ainda que variáveis estritamente positivas frequentemente possuem distribuições condicionais que são heterocedásticas ou concentradas e que o uso de log na variável dependente pode de algum modo aliviar, se não eliminar, este problema. Esta é, portanto, uma das principais vantagens do uso dos logaritmos nas estimações, pois o uso de logaritmos estreita a amplitude dos valores das variáveis, tornando as estimativas menos sensíveis a observações díspares na variável dependente ou nas variáveis independentes, principalmente na presença de *outliers* (WOOLDRIDGE, 2006). Caso particular da variável de salários-hora no presente estudo.

O citado autor também elenca algumas regras práticas padronizadas para o uso de logaritmos naturais nas variáveis dependentes e independentes. Primeira, quando a variável é um valor monetário positivo, ele frequentemente é transformado em logaritmo, a exemplo de preços de imóveis, preços de ações, valor de mensalidades, remunerações e salários. Segunda, variáveis que têm a característica comum de serem grandes valores inteiros, como população,

número total de empregados e número total de matrículas escolares também frequentemente aparecem na forma em logaritmo.

Terceira, as variáveis que são medidas em anos, como escolaridade, idade, tempo de experiência, tempo de permanência no emprego etc, normalmente aparecem na sua forma original. Quarta, uma variável que seja uma proporção ou uma percentagem, a exemplo da taxa de desemprego, taxa de participação no mercado de trabalho etc, pode aparecer tanto na sua forma original como na forma logarítmica, embora haja ainda uma tendência em usá-las na forma em nível. Isso se deve ao fato de quaisquer coeficientes de regressão envolvendo a variável original, seja ela dependente ou independente, terão uma interpretação de mudança de pontos percentuais e não de mudança percentual. Assim, quando se usa o log o interesse recai sobre a mudança percentual da variável e não sobre a mudança em ponto percentual da taxa.

Por fim, este mesmo autor ainda ressalta as limitações e as desvantagens do uso de logaritmos nas variáveis. Uma limitação do uso do logaritmo é que ele não pode ser usado, caso uma variável assumira valor zero ou negativo, caso esse também observado no presente estudo quando algumas pessoas ocupadas na amostra apresentaram rendimentos iguais a zero o que acabou reduzindo a amostra após a estimação da equação de salários. Já a principal desvantagem no uso de logaritmos na variável dependente recai sobre a dificuldade de previsão do valor da variável original.

O modelo estimado original nos permite prever $\log(y)$ e não y . No entanto, segundo o referido autor, é razoavelmente fácil transformar uma previsão de $\log(y)$ em uma previsão de y . Contudo, não é válido comparar a medida de ajustamento geral do modelo (R^2) de modelos nos quais y é a variável dependente em um caso e $\log(y)$ é a variável dependente no outro.

Os coeficientes estimados na equação de salários representam a mudança no logaritmo de salário-hora para uma dada mudança unitária nas variáveis explicativas, ou seja, representa a mudança percentual no valor do salário-hora para uma dada mudança unitária (absoluta) nas variáveis de escolaridade e de idade e para mudanças das variáveis branco, região metropolitana, urbano, norte, nordeste, sul e centro-oeste em relação as suas categorias bases. Assim, os coeficientes estimados representam, na verdade, a semi-elasticidade do salário-hora em relação a cada variável explicativa.

O sinal dos coeficientes estimados revela nas variáveis de escolaridade e idade a direção da mudança. Já com relação às variáveis *dummies*, o sinal dos coeficientes estimados mostram se a variável em destaque apresenta um retorno salarial inferior ou superior

comparativamente a sua categoria base. Na análise do coeficiente de cada variável explicativa supõe-se que as demais variáveis são mantidas fixas.

No presente estudo utiliza-se um método simples para se calcular a percentagem exata de mudança nas variáveis explicativas sobre os salários-hora como apresentado em Wooldridge (2006). Segundo esse autor o uso de simples propriedades algébricas das funções exponenciais e logarítmicas produz a fórmula da percentagem exata de mudança nos salários hora estimado como $\% \hat{\Delta}y = [\exp(\hat{\beta}_i \Delta x_2) - 1] \cdot 100$ onde a multiplicação por 100 transforma a mudança proporcional em mudança percentual. Fazendo $\Delta x_2 = 1$, teremos a fórmula desejada $\% \hat{\Delta}y = [\exp(\hat{\beta}_i) - 1] \cdot 100^{16}$.

Ademais, Wooldridge (2006) pontua que quando um modelo tem uma variável dependente na forma logarítmica e uma variável explicativa na forma quadrática, é necessário certo cuidado para fazer uma boa interpretação como no caso da variável idade na equação de salários. O uso de variáveis explicativas na forma quadrática tem por objetivo capturar efeitos marginais crescentes ou decrescentes sobre a variável dependente.

No caso em que as variáveis explicativas assumem uma forma de função quadrática, a exemplo das variáveis de *idade* e *idade*² no presente trabalho, a interpretação aproximada dos coeficientes será dada pela seguinte inclinação estimada $\frac{\hat{\Delta} \ln w}{\Delta \text{idade}} \approx [\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 \cdot \text{idade}] * 100$. Isso mostra que a relação entre *y* e *x* passa a depender do valor de *x* (*idade*) e não apenas dos coeficientes estimados. Se inserirmos *idade*=0, veremos que $\hat{\beta}_1$ pode ser interpretado como a inclinação aproximada na alteração da *idade*=0 para *idade*=1, ou seja, mede a mudança percentual sobre o salário-hora para o primeiro ano de vida. Todavia, para outras mudanças no valor da idade, o segundo termo $[2\hat{\beta}_2 \cdot \text{idade}]$ deve ser levado em conta. Em geral, pode-se inserir o valor médio de *x* na amostra, ou outros valores de interesse, como a mediana ou os valores dos quartis inferior ou superior de *x*.

Em muitas aplicações, $\hat{\beta}_1$ é positivo e $\hat{\beta}_2$ é negativo, revelando que a referida variável explicativa assume a forma quadrática apresentando um efeito de redução sobre o salário-hora, fato esse que foi observado nas estimações em relação a variável idade. Em outras palavras, o salário cresce com a idade, mas à taxas decrescentes até certo ponto, assumindo a forma de U invertido (ou formato parabólica para baixo), atingindo seu máximo de retorno quando a partir de então passaria a registrar queda na taxa de rendimento salarial

¹⁶ Vale destacar que o valor exato obtido por esta fórmula não gera um valor de um estimador não-viesado, pois $\exp(\cdot)$ é uma função não-linear; todavia, ele é um estimador consistente de $100 \cdot [\exp(\hat{\beta}_i) - 1]$.

podendo até passar a apresentar variação negativa. Assim, é possível afirmar que sempre existe um valor positivo de x (idade), no qual o efeito de x sobre y será zero; antes desse ponto a idade tem um efeito positivo sobre a variação dos salários; após este ponto, a idade terá um efeito negativo sobre a variação dos salários.

Em trabalhos aplicados pode ser interessante e importante saber onde fica esse ponto crítico. De posse da equação estimada, com $\hat{\beta}_1 > 0$ e $\hat{\beta}_2 < 0$, esse ponto crítico (ou valor máximo da função) pode ser sempre calculado a partir da relação em módulo entre estes dois coeficientes dado pela seguinte fórmula: $x^* = |\hat{\beta}_1 / (2\hat{\beta}_2)|$.

Para a implementação da metodologia de correção do viés amostral de Heckman (1979) faz-se necessário assumir as seguintes hipóteses: (i) o vetor de variáveis explicativas na equação de seleção z é exógeno na equação de salários; e (ii) o vetor de variáveis explicativas da equação de salários x seja um subconjunto estrito do vetor de variáveis explicativas da equação de seleção z . Isso significa que necessitamos de uma variável que afete a equação de seleção, mas que não esteja presente na equação de salários (WOOLDRIDGE, 2010).

Em suma, o procedimento, que recentemente foi apelidado de método Heckit na literatura econométrica depois do trabalho de Heckman (1979) é dado pelos seguintes passos: (i) estima-se os parâmetros do modelo probit com a amostra inteira e calcula-se a razão inversa de Mills para cada indivíduo; e (ii) usa-se a amostra selecionada, ou seja, as observações nas quais $P_i = 1$ para estimar a regressão de salários adicionando a razão inversa de Mills como uma nova variável explicativa, funcionando como uma restrição de exclusão.

Com isso, os coeficientes estimados da equação de salários passarão a ser consistentes e aproximadamente normalmente distribuídos, mas não tão eficientes quanto às estimativas pelo método da máxima verossimilhança (GUJARATI, 2011).

De acordo com Wooldridge (2006), se não tivermos uma variável que afete apenas a equação de seleção, será extremamente difícil, se não impossível, distinguir seleção amostral de uma forma funcional mal especificada na equação de salários. As variáveis incluídas na equação de seleção, também chamadas de variáveis de exclusão, são como pode ser observado na equação (1), a pessoa de referência no domicílio, o número de pessoas no domicílio e os rendimentos recebidos pelos outros membros da família.

Todavia, para a estimação das equações mincerianas de salários será também utilizado no presente estudo o método de regressão quantílica e não apenas o método dos mínimos quadrados ordinários que estima retornos na média, buscando-se identificar impactos

diferenciados das variáveis explicativas sobre a variável dependente nos diferentes quantis da distribuição de salários de homens e de mulheres. Sendo assim, antes de realizar a regressão quantílica da equação de salários também é necessário que se faça o procedimento de correção do viés de seleção amostral, inicialmente proposto por Heckman (1979) para estimações linear na média e posteriormente adaptado por Buchinsky (1998b) para regressões lineares quantílicas.

Na presença de *outliers*, algumas técnicas de estimação robusta¹⁷, a exemplo da regressão quantílica geram resultados mais consistentes. Os modelos de regressão robusta na visão de Fávero *et al.* (2014) visam ajustar as estimações realizadas pelo método dos mínimos quadrados, considerando-se as particularidades da amostra. Ainda segundo esse autor, a presença de *outliers* faz com que os pressupostos necessários para a consistência do estimador dos mínimos quadrados não sejam alcançados. Existem, assim, três principais modelos de regressão robusta: (i) regressão com erro-padrão robusto; (ii) regressão robusta com mínimos quadrados ponderados; e (iii) regressão quantílica.

Segundo Koenker e Bassett (1978) a técnica de estimação de regressão quantílica é superior ao método de estimação por mínimos quadrados ordinários particularmente por dois motivos: (i) robustez em relação a valores extremos; e (ii) possibilidade de estimar diferentes curvas de salários de acordo com os quantis da distribuição¹⁸.

Comparando-se a regressão linear com a regressão quantílica, quando ambas descrevem a tendência central dos dados, dos quais a média é uma medida e a mediana é outra, surge, então, a seguinte questão: qual método descreve melhor a tendência central dos dados? As médias, e, portanto a regressão linear simples, são sensíveis aos *outliers*, e os dados em particular do presente estudo sobre salário-hora possuem *outliers*¹⁹.

A regressão quantílica permite que os efeitos das variáveis independentes possam diferir sobre a variável dependente para diferentes quantis. Ou seja, os efeitos das variáveis independentes podem variar ao longo dos diversos quantis da distribuição condicional da variável de resultado e isto é uma das vantagens mais importantes do modelo de regressão quantílica comparado ao modelo de regressão na média.

É bem conhecido da estatística básica que a média pode não representar bem os grupos investigados, podendo esconder características de suma importância de tais grupos, sendo também bastante influenciada pelos valores amostrais observados, principalmente por

¹⁷ A regressão robusta é um método alternativo ao método dos mínimos quadrados ordinários quando existem *outliers* na amostra.

¹⁸ Cameron e Trivedi (2010) fornece uma boa noção sobre este método de estimação.

¹⁹ Valores de observações extremas que ficam acima de três desvios-padrões da média amostral.

valores extremos, *outliers*. Ademais, de posse de uma amostra que apresente uma distribuição com elevada dispersão, com baixo ou elevado grau de assimetria e curtose, a medida que melhor representa os dados passa a ser a mediana e não mais a média.

Diferente do método de mínimos quadrados ordinários que minimiza a soma dos erros ao quadrado, o modelo de regressão quantílica minimiza a soma absoluta dos erros, buscando solucionar dois problemas econométricos muitas vezes presentes na estimação por mínimos quadrados ordinários: erros não normais e presença de *outliers* nos dados. O método de regressão quantílica também não impõe qualquer distribuição específica para o erro, como é requerido no método de mínimos quadrados. Por outro lado, o método de regressão quantílica exige apenas uma forma funcional linear para os parâmetros do modelo. Assim, os estimadores provenientes do método de regressão quantílica podem ser mais informativos que os estimadores obtidos com o método dos mínimos quadrados.

O método de regressão quantílica gera suas estimativas tendo como referência não mais a média condicional da variável dependente, mas a distribuição condicional dos rendimentos-hora, assumindo que suas medianas sejam lineares com respeito às variáveis explicativas (considerando $\theta = 0,5$, para $0 < \theta < 1$). Utilizando esse mesmo procedimento para os demais quantis da distribuição, é possível computar diversas curvas de salários. Ou seja, é possível estimar diversos valores de parâmetros para as mesmas variáveis explicativas a partir de diferentes quantis da distribuição da variável dependente. Na prática a grande vantagem desse método é que passa a ser possível estimar impactos diferenciados dos efeitos das variáveis explicativas sobre os salários-hora de acordo com o quantil da distribuição de salários escolhido.

De acordo com Buchinsky (1998b), o modelo de regressão quantílica, introduzido pela primeira vez por Koenker e Bassett (1978), pode ser escrito e visto como um *modelo de localização*. Especificamente, faça (y_i, x_i) , $i = 1, \dots, n$, ser uma amostra retirada de alguma população, onde x_i é um vetor de $K \times 1$ regressores. É, então, assumido que

$$\Pr(\ln w_i \leq \tau \mid x_i) = F_{u_\theta}(\tau - x_i' \beta_\theta \mid x_i), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

Esta relação pode ser reescrita em uma formulação diferente e mais familiar:

$$\ln w_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta_i}, \quad \text{Quant}_\theta[\ln w_i \mid x_i] = x_i' \beta_\theta \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

onde $Quant_{\theta}[\ln w_i | x_i]$ representa o θ -ésimo quantil condicional de $\ln w_i$, condicionado sobre o vetor de regressores, x_i e β_{θ} é o vetor de parâmetros a ser estimado em cada quantil especificado. É assumido que $\ln w_i$ e x_i são observados sem nenhum erro e que a equação (4) esteja corretamente especificada.

Se $F_{u_{\theta}}$ fosse conhecido então várias técnicas poderiam ser usados para estimar β_{θ} . Contudo, aqui a distribuição do termo de erro u_{θ_i} é deixada como indeterminada. Como está implícito na equação (4), somente é assumido que u_{θ_i} satisfaz a restrição quantílica que $Quant_{\theta}[u_{\theta_i} | x_i] = 0$. Além disso, $Quant_{\theta}[\ln w_i | x_i]$, $i = 1, 2, \dots, n$, representa o θ -ésimo quantil de $\ln w_i$ condicionado ao vetor x_i , onde $\theta \in (0, 1)$.

O estimador $\hat{\beta}_{\theta}$ da θ -ésima regressão quantílica do modelo linear, para a θ -ésima amostra quantílica ($0 < \theta < 1$) de $\ln w_i$ é obtido como qualquer solução para o problema minimização da seguinte função objetivo:

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{i \in \{i: \ln w_i \geq x_i' \beta_{\theta}\}} \theta |\ln(w_i) - x_i' \beta_{\theta}| + \sum_{i \in \{i: \ln w_i < x_i' \beta_{\theta}\}} (1 - \theta) |\ln(w_i) - x_i' \beta_{\theta}| \right\} \quad (5)$$

Esta função objetivo é igual a soma ponderada dos desvios absolutos²⁰.

O método de minimização dos desvios absolutos foi proposto pela primeira vez por Boscovich em 1757 conforme Stuart e Ord (1991), sendo posteriormente desenvolvido por Laplace em 1812 (*Théorie analytique des probabilités*).²¹ Segundo Bloomfield e Steiger (1980), Harris (1950) observou que o referido problema poderia se transformar num problema de programação linear que foi implementado pela primeira vez por Wagner (1959). Propriedades dos estimadores dos mínimos desvios absolutos são fornecidos por Narula e Welligton (1982).²²

²⁰ A matriz de variância e covariância estimada dos estimadores é obtida via *bootstrapping*.

²¹ Para maiores detalhes sobre a vida e obras de Laplace ver Gillispie (1997).

²² Cameron e Trivedi (2005) e Wooldridge (2010) fornecem uma boa introdução aos métodos de regressão quantílica. Ademais, é possível se conhecer o assunto em profundidade em Koenker (2005).

A equação (5) é comumente escrita como:

$$\min_{\beta \in R^k} \frac{1}{n} \sum_i \rho_\theta[\ln(w_i) - x_i' \beta_\theta] = \min_{\beta \in R^k} n^{-1} \sum_i \rho_\theta(u_{\theta_i}) \quad (6)$$

Onde $\rho_\theta(\lambda) = (\theta - I(\lambda < 0)) \lambda$ é a função de verificação, e $I(\cdot)$ é a função indicadora usual. De tal modo que $\rho_\theta(u_{\theta_i})$ é uma função indicadora definida como:

$$\rho_\theta(u_{\theta_i}) = \begin{cases} \theta u & \text{para } u \geq 0 \\ (\theta - 1)u & \text{para } u < 0 \end{cases} \quad (7)$$

Esse problema de otimização pode ser resolvido pelo método de programação linear, onde os erros padrões são obtidos pelo método de *Bootstrap* desenvolvido por Efrom (1979)²³.

Agora, o mais importante a ser destacado é que o processo de quantil condicional – ou seja, $Q_\theta(\ln(w)|z)$ como uma função de $\theta \in (0,1)$ – fornece uma caracterização completa da distribuição condicional de salários do mesmo modo como os quantis em amostras comuns caracterizam uma distribuição marginal (BASSETT E KOENKER, 1986).

Mas, é óbvio, que os coeficientes de regressão quantílicas estimados tornam-se interessantes, pois podem ser interpretados como taxas de retorno das variáveis explicativas, nos estudos de mercado de trabalho, em diferentes pontos da distribuição de salários condicional. Uma das mais importantes hipóteses mantidas é a linearidade do modelo de regressão quantílica. Ele se realizará exatamente em um modelo condicional de localização e escala onde ambos, a localização e a escala dependem linearmente das covariáveis (MACHADO; MATA, 2005).

Para Buchinsky (1998b) a técnica semiparamétrica de regressão quantílica vem recebendo muito atenção tanto numa abordagem teórica quanto numa abordagem empírica. Um vasto número de artigos sugerem novos estimadores que tratam com várias extensões do modelo de regressão quantílica original desenvolvido por Koenker e Basset (1978).

²³ Numa distribuição com observações independentes, mas não identicamente distribuídas, pares de $(\ln w_i, x_i)$, $i = 1, \dots, n$, são retirados aleatoriamente de uma amostra original com reposição. Para cada retirada computa-se $\hat{\beta}_n^*(\theta)$. Realizando esse experimento B vezes, é possível produzir uma matriz B, cuja matriz de covariâncias amostral é um estimador consistente da matriz de covariâncias original. Para maiores detalhes ver Koenker e Hallock (2001).

Assim, para realizar a estimação da equação de salários por meio de regressões quantílicas também se faz necessário corrigir o problema do viés de seleção amostral. A solução apresentada por Buchinsky (1998b) é bastante fácil de ser implementada e parte de uma modificação no segundo estágio do procedimento proposto por Heckman (1979), quando o termo de correção do viés a ser incluído na equação de salários é um polinômio de segunda ordem e segundo grau da razão inversa de Mills, $\lambda^2 + \lambda + 1$ ²⁴. Desta forma, a equação estimada do logaritmo de salário hora será dada por:

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_1 + \beta_2 esc_i + \beta_3 idade_i + \beta_4 idade_i^2 + \beta_5 branco_i + \beta_6 regmetrop_i + \beta_7 urb_i + \\ & + \beta_8 no_i + \beta_9 ne_i + \beta_{10} s_i + \beta_{11} co_i + \beta_{11} \lambda_i + \beta_{12} \lambda_i^2 + v_i \end{aligned} \quad (8)$$

no qual foi introduzida uma correção em série para seleção amostral usando a razão inversa de Mill's com dois termos na expansão da série, corrigindo-se, assim, o viés de seleção amostral para modelos de regressão quantílicas.

Assim, se o objetivo é o de conhecer melhor a dinâmica dos retornos do trabalho da educação e dos diferenciais raciais por gênero no mercado de trabalho brasileiro, a alternativa mais plausível é calcular medidas estatísticas separatrizes e buscar estimar as relações observadas na equação de salários com base nessas medidas. Por fim, são comparadas as distribuições quantílicas de salários de homens e mulheres e observadas suas diferenças ao longo de toda a distribuição, tentando-se identificar a possível existência do fenômeno que ficou conhecido como teto de vidro, quando as maiores diferenças entre os coeficientes de dois grupos de uma dada variável ocorrem nos quantis mais elevados da distribuição de salários.

Com isso, um dos diferenciais desse trabalho será o uso da técnica de estimação da distribuição condicional de salários por meio do método da regressão quantílica com correção do viés de seleção amostral para diferentes grupos de trabalhadores por diferentes grupos de idade, realizando-se a comparação dos diferentes retornos da educação e dos diferenciais raciais em dois pontos diferentes no tempo.

Segundo Cameron e Trivedi (2005) a matriz de variância e covariância do estimador quantílico depende da recíproca da função densidade da variável dependente avaliada no quantil de interesse. Esta função, conhecida como a função *sparsity* é difícil de ser estimada. O tipo de matriz de variância e covariância calculada considera a hipótese que a

²⁴ Polinômios de graus superiores podem ser utilizados e observados sua significância.

densidade dos resíduos é contínua e limitada a partir de 0 e infinita no quantil especificado (KOENKER, 2005). Já o método usado pelo estimador da função densidade não paramétrica foi o método de largura de bandas conhecido como *bandwidth*, mais especificamente o método padrão de Hall-Sheather (1988).²⁵

Alternativamente, Gould (1992, 1997) introduziu versões generalizadas do método de estimação de regressão quantílica que obtém estimativas dos erros padrões por usar reamostragem de *bootstrap* o qual será utilizado no presente estudo²⁶.

O número de replicações de *bootstrap* usado no presente estudo para obter a estimativa da matriz de variância e covariância dos estimadores (erros padrões) foi igual a 100. Após as estimações dos coeficientes para cada quantil da distribuição também foi realizado testes F de igualdade de coeficientes para saber se os coeficientes estimados apresentaram retornos iguais ou não em diferentes pontos da distribuição nas variáveis representantes do retorno a escolaridade e de diferenciais raciais de salários para cada ano.

Por fim, foi realizado a estimação de um modelo para identificar possíveis quebras estruturais nos coeficientes da regressão estimada, seguindo o modelo apresentado abaixo:

$$\ln w_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 Desc_i + \beta_4 Dbranco_i + \beta_5 esc_i + \beta_6 idade_i + \beta_7 idade_i^2 + \beta_8 branco_i + \beta_9 regmetrop_i + \beta_{10} urb_i + \beta_{11} no_i + \beta_{12} ne_i + \beta_{13} s_i + \beta_{14} co_i + \beta_{15} \lambda_i + \beta_{16} \lambda_i^2 + \vartheta_i \quad (9)$$

em que D assume o valor 1 para o ano de 2003 e 0 para o ano de 2013, com as demais variáveis igual como descrito anteriormente. O objetivo principal dessa estimação é identificar se ocorreram mudanças nos coeficientes de intercepto e nos coeficientes angulares das variáveis de escolaridade e raça na comparação das amostras dos anos de 2003 e 2013, podendo-se, então, afirmar se ocorreu ou não mudanças estruturais nos salários pagos entre esses anos.

²⁵ Ver também Koenker (2005) para maiores detalhes desta técnica.

²⁶ Para maiores detalhes ver Efron e Tibshirani (1993) ou Wu (1986) que apresenta uma introdução aos erros padrão de *bootstrap*.

4 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

A fonte utilizada para o cálculo das estatísticas descritivas e para a realização das estimativas dos coeficientes de regressão das equações de seleção e de salários foram os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) divulgada para os anos de 2003 e 2013 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Contudo, antes de realizar qualquer análise descritiva dos dados e posteriormente a estimação das equações de regressão foram aplicados os seguintes filtros na base de dados da PNAD para os anos considerados, com vista o alcance dos objetivos propostos no presente estudo.

O primeiro filtro passou pela transformação de todas as categorias consideradas “*sem declaração*” em “*missing*” para construção de variáveis derivadas, a exemplo da variável salário-hora, resultante da divisão do valor do rendimento mensal do trabalho principal recebido na semana de referência pelo total de horas trabalhadas na semana de referência no trabalho principal multiplicado por 4,33, para representar o número aproximado de horas mensais trabalhadas. Depois, optou-se por retirar da amostra total da PNAD de cada ano investigado, todos os indivíduos menores de 18 e acima de 65 anos. A principal razão para isso é excluir o trabalho das crianças e adolescentes e os rendimentos dos indivíduos mais velhos e aposentados.

O terceiro filtro foi retirar da amostra as posições na ocupação de trabalhadores na produção para o próprio consumo; trabalhadores na construção para o próprio uso e de trabalhadores não remunerados, pois todos não apresentaram informações para a variável de rendimento mensal do trabalho principal na semana de referência.

Por fim, o último filtro foi retirar da amostra todas as observações de pessoas ocupadas cuja renda mensal no trabalho principal era *missing*, deixando, assim, na amostra dois grupos principais: o primeiro, formado pelos ocupados recebendo algum tipo de rendimento e o segundo grupo formado pelos desocupados, pessoas fora da força de trabalho e os inativos possibilitando assim o cálculo da probabilidade de um indivíduo estar ou não ocupado no mercado de trabalho brasileiro através da equação de seleção implementada pelo método de estimação Probit cuja variável dependente é binária com o valor 1, representando o primeiro grupo e o valor 0, representando o segundo grupo.

Conforme Martins (2014), a medida de tendência central mais comum para um conjunto de dados amostrais é a média. Além dessa, existem ainda a mediana e a moda que ajudam a compreender melhor o formato da distribuição. No tocante as medidas de dispersão,

que são definidas como medidas estatísticas para avaliar o grau de variabilidade dos valores em torno da média destacam-se, a amplitude total e o desvio padrão amostral.

Martins (2014) apresenta duas regras para interpretação do desvio padrão. A primeira ele chamou de regra empírica, onde para qualquer distribuição amostral com média amostral igual a \bar{x} e desvio padrão igual a s , tem-se: (i) o intervalo $\bar{x} \pm s$ contém entre 60% e 80% de todas as observações amostrais. A porcentagem aproxima-se de 70% para distribuições aproximadamente simétricas, chegando a 90% para distribuições fortemente assimétricas; (ii) o intervalo $\bar{x} \pm 2s$ contém aproximadamente 95% das observações amostrais para distribuições simétricas e aproximadamente 100% para distribuições com assimetria elevada; e (iii) o intervalo $\bar{x} \pm 3s$ contém aproximadamente 100% das observações amostrais, para distribuições simétricas. A segunda regra parte do famoso Teorema de Tchebycheff, que afirma (i) o intervalo $\bar{x} \pm 2s$ contém, no mínimo, 75% de todas as observações amostrais e (ii) o intervalo $\bar{x} \pm 3s$ contém, no mínimo, 89% de todas as observações amostrais.

Já o coeficiente de variação de Pearson trata-se de uma medida de dispersão relativa, dado pela relação entre o desvio padrão amostral e a média amostral. Martins (2014) fornece uma regra de interpretação empírica do coeficiente de variação: (i) se $CV < 15\%$ (baixa dispersão relativa); (ii) se $15\% \leq CV < 30\%$ (média dispersão relativa); e se $CV > 30\%$ (elevada dispersão relativa). Esse indicador é muito utilizado para comparar grupos de indivíduos, para saber qual apresenta maior dispersão quando o valor da média amostral é levado em consideração.

Além disso, ainda pode-se verificar a presença de *outliers* na amostra, que são consideradas observações que fogem das dimensões esperadas. Para detectá-las, pode-se calcular o escore padronizado e considerar *outliers* as observações cujos escores padronizados, em valor absoluto (em módulo), sejam maiores do que 3. Ou seja, considera-se um *outlier*, toda e qualquer observação que esteja distante da média mais de três vezes o valor do desvio padrão amostral.

Além das medidas de tendência central, separatrizes e de dispersão absoluta e relativa, é importante também saber se a distribuição amostral de uma dada variável é simétrica ou não em torno da média. Assim, denomina-se assimetria o grau de afastamento, de uma distribuição, da unidade de simetria. Uma distribuição simétrica caracteriza-se pela igualdade entre as três medidas de posicionamento principais, média, mediana e moda.

Martins (2014), fornece a interpretação da medida de assimetria de uma distribuição amostral, que pode ser calculada tanto pela razão da diferença entre a média e a

moda pelo desvio padrão, quanto pela razão entre a diferença da soma do primeiro e terceiro quartil e duas vezes a mediana em relação a diferença entre o terceiro e primeiro quartil.

Assim, se assimetria calculada for igual a zero, tem-se uma distribuição amostral simétrica. Caso esta medida seja positiva, tem-se uma distribuição amostral positiva ou a direita e caso ela seja negativa, tem-se uma distribuição amostral negativa ou a esquerda. A última medida descritiva analisada é a curtose que mede o grau de afastamento da distribuição amostral, podendo ser de três tipos: leptocúrtica se o valor calculado for negativo, mesocúrtica ou normal se o valor calculado for zero; e platicúrtica se o valor calculado for positivo.

4.1 Análise Descritiva dos Dados

O primeiro passo será realizar uma análise exploratória dos dados a partir das variáveis a serem considerados no presente estudo. Nessa análise são construídas tabelas contendo as participações por categorias das variáveis qualitativas e estatísticas descritivas como média, mediana, desvio-padrão, coeficiente de variação, valores máximos e mínimos, percentis, além das medidas de assimetria e curtose das variáveis quantitativas investigadas tanto na média como por diferentes quantis. Esse tipo de análise torna possível obter uma visão mais detalhada de como as variáveis quantitativas estão posicionadas dentro da amostra além de conhecer informações sobre seu grau de dispersão e segregação (agrupamentos) e por fim, informações sobre a forma de sua distribuição procurando saber se elas se aproximam da distribuição normal²⁷.

O número de observações totais presentes na amostra da PNAD no ano de 2003 era de 384.834 observações (187.578 homens e 197.256 mulheres), dos quais 173.094 (99.834 homens e 71.228 mulheres) achavam-se ocupados em qualquer tipo de posição na ocupação. Desse total, 171.062 indivíduos (99.834 homens e 71.228 mulheres) apresentavam algum tipo de rendimento mensal no trabalho principal, auferindo uma massa real salarial total²⁸ de R\$ 78,8 bilhões, dividida entre os homens (R\$ 54,5 bilhões) e mulheres (R\$ 24,3 bilhões).

²⁷ Para realizar todos os cálculos e estimações foi utilizado o software STATA 12. O comando `qreg` roda modelos de regressão quantílica (incluindo mediana), também conhecidos como modelos de valores de erros mínimos absolutos (*least-absolute-value* – LAV). Os modelos de regressão quantílica se ajustam por `qreg` e expressam os quantis da distribuição condicional de salários como funções lineares das variáveis independentes. Já o comando `sqreg` roda modelos de regressão quantílica simultânea permitindo assim a construção da matriz de variância e covariância conjunta por meio de bootstraps para cada um dos coeficientes estimados possibilitando a realização de testes de igualdade de coeficientes.

²⁸ Os valores dos rendimentos foram corrigidos pelo deflator do INPC disponibilizado na base de dados do IPEADATA.

Já no ano de 2013, a amostra total da PNAD foi formada por 362.555 observações (176.102 homens e 186.453 mulheres), dos quais 172.330 (99.088 homens e 73.242 mulheres) achavam-se ocupados em qualquer tipo de posição na ocupação. Desse total, 166.889 indivíduos (95.683 homens e 71.206 mulheres) apresentavam algum tipo de rendimento mensal no trabalho principal, recebendo uma massa real salarial total de R\$ 138,2 bilhões, dividida entre os homens (R\$ 90,7 bilhões) e mulheres (R\$ 47,5 bilhões).

Iniciando a análise descritiva pela variável de rendimento mensal real pago no trabalho principal na semana de referência no ano de 2003, vemos que a amplitude total amostral era igual à R\$ 84.203,44, sendo observado igual valor para o grupo dos homens, mas valor bastante inferior para o grupo das mulheres igual a R\$ 33.681,38. O rendimento médio recebido pelos homens no mercado de trabalho brasileiro era igual a R\$ 1.131,64, acima da média do mercado que era igual a R\$ 963,61 e das mulheres R\$ 728,82.

Metade das pessoas ocupadas, no mercado de trabalho brasileiro, apresentou renda inferior a R\$ 505,22, sendo esse valor de R\$ 606,26 para o grupo dos homens e R\$ 404,18 para o grupo das mulheres. Com isso, é notório o elevado contingente de trabalhadores presentes nas faixas mais baixas de rendimentos na amostra da PNAD no ano de 2003. Nota-se ainda que apenas cinco por cento dos homens recebiam rendimento superior a R\$ 3.873,36 e que apenas 5% das mulheres recebiam rendimento superior a R\$ 2.526,10 no mercado de trabalho brasileiro.

A dispersão absoluta em torno da média, medida pelo desvio padrão, foi de R\$ 1.748,51, indicando elevado grau de dispersão absoluta em torno da média amostral da variável de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro. O valor observado para o coeficiente de variação acima de 0,30 confirma esta elevada dispersão da amostra também em termos relativos para ambos os sexos, sendo a dos homens maior que a das mulheres.

O valor do grau de assimetria positivo indica que a distribuição de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro também era assimétrica à direita, revelando que a média da distribuição é bem maior que a mediana e maior que a moda, quando a média é quase 1,91 vezes o valor da mediana. Isso é um nítido indicativo da presença de *outliers* apresentando valores bastante elevados de rendimentos recebidos tanto por alguns homens quanto por algumas mulheres bem acima da média de remuneração paga no mercado.

Todavia, o grau de afastamento do eixo de simetria para os homens está bem acima ao apresentado para as mulheres. Por fim, ao se observar os resultados da medida de curtose, quarto momento da distribuição dos rendimentos, têm-se resultados positivos para ambos os sexos indicando que ambas as distribuições de rendimentos são platicúrticas, mas

que o grau de achatamento da distribuição dos rendimentos dos homens é bem maior que o achatamento da distribuição dos rendimentos das mulheres (Tabela 3.1).

Tabela 3.1 - Estatísticas descritivas da variável rendimento mensal do trabalho principal real - Brasil - 2003 e 2013

Estatísticas	2003			2013		
	Homem	Mulher	Total	Homem	Mulher	Total
Obs.	99.834	71.228	171.062	95.683	71.206	166.889
Min.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máx.	84.203,44	33.681,38	84.203,44	180.000,00	70.000,00	180.000,00
Intervalo	84.203,44	33.681,38	84.203,44	180.000,00	70.000,00	180.000,00
Média	1.131,64	728,82	963,91	1.674,65	1.203,96	1.473,82
D.P.	2.018,57	1.239,63	1.748,51	2.902,86	1.808,11	2.506,06
C.V.	1,78	1,70	1,81	1,73	1,50	1,70
Assimetria	9,32	6,79	9,52	15,82	8,57	15,58
Curtose	187,57	85,48	206,17	581,62	171,52	624,13
p1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
p5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
p10	84,20	0,00	0,00	300,00	50,00	160,00
p25	362,07	168,41	269,45	678,00	500,00	678,00
p50	606,26	404,18	505,22	1.000,00	790,00	900,00
p75	1.178,85	757,83	1.010,44	1.800,00	1.200,00	1.500,00
p90	2.526,10	1.684,07	2.020,88	3.000,00	2.500,00	3.000,00
p95	3.873,36	2.526,10	3.368,14	5.000,00	4.000,00	4.700,00
p99	8.420,34	5.894,24	8.420,34	12.000,00	8.200,00	10.000,00

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Já no ano de 2013, a amplitude total da variável de rendimento mensal real pago no trabalho principal quase dobrou passando a ser igual à R\$ 180.000,00 sendo observado igual valor para o grupo dos homens, mas valor ainda bastante inferior para o grupo das mulheres igual a R\$ 70.000,00. O rendimento médio recebido pelos homens no mercado de trabalho brasileiro passou a ser de R\$ 1.674,65, acima da média do mercado que era igual a R\$ 1.473,82 e das mulheres R\$ 1.203,96.

Metade das pessoas ocupadas, no mercado de trabalho brasileiro, apresentou renda inferior a R\$ 900,00, sendo esse valor de R\$ 1.000,00 para o grupo dos homens e R\$ 790,00 para o grupo das mulheres, revelando nítido avanço em relação ao ano de 2003, em termos de aumento do poder de compra. Nota-se que apenas cinco por cento dos homens recebiam rendimento superior a R\$ 5.000,00 e que apenas 5% das mulheres recebiam rendimento superior a R\$ 4.000,00 no mercado de trabalho brasileiro.

Pode-se observar que ocorreu uma leve melhora no padrão dispersão da variável de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro cujo coeficiente de variação geral caiu para 1,70 desvios padrões da média amostral, revelando que a média salarial registrou um aumento levemente maior que o desvio padrão na comparação entre os anos de 2003 e 2013.

A redução da dispersão relativa foi mais perceptível no grupo das mulheres que no grupo dos homens. A distribuição do rendimento médio mensal do trabalho principal registrou um nítido aumento do grau de assimetria à direita nos dois grupos analisados sendo ainda maior para os homens. Ou seja, apesar da leve queda na dispersão ocorreu um alongamento na cauda da distribuição de rendimentos à direita em função de alguns valores percebidos pelo grupo de indivíduos que se coloca acima do percentil 99 da distribuição de rendimentos neste ano, revelando que a média da distribuição continua ainda bem acima da mediana e maior que a moda, mas com certa melhora no padrão da distribuição quando a média passou a representar apenas 1,64 vezes o valor da mediana. Isso novamente é um nítido indicativo da presença de *outliers* na distribuição de rendimentos de ambos os sexos também no ano de 2013. Por fim, esse alongamento da cauda da distribuição provocou um achatamento ainda maior na distribuição de rendimentos de ambos os sexos, mais evidente para os homens. (Tabela 3.1).

A Tabela 3.2 mostra algumas estatísticas descritivas, tais como: o número de observações da amostra selecionada, o valor da média, do desvio padrão, e os valores mínimos e máximos, para as variáveis a serem utilizadas nas estimações após aplicação dos três filtros na base de dados da PNAD, quando se passou a considerar apenas os indivíduos entre 18 e 65 anos de idade, excluindo-se tanto as ocupações de trabalhadores na produção para o próprio consumo, trabalhadores na construção para o próprio uso e trabalhadores não remunerados, pois não apresentaram informações para a variável de rendimento, além de outros tipos de ocupados que também não apresentaram informações para esta variável, deixando-se na amostra apenas dois grupos: os ocupados com algum tipo de rendimento e o grupo dos inativos, fora da força de trabalho, e na força de trabalho desocupados.

Com isso, o número de observações totais na amostra para o ano de 2003 caiu para 218.271 (106.844 homens e 111.427 mulheres), dos quais 143.364 (86.123 homens e 57.241 mulheres) achavam-se ocupados apresentando algum tipo de rendimento, recebendo uma massa salarial real total de R\$ 76,2 bilhões, dividida entre os homens (R\$ 52,5 bilhões) e mulheres (R\$ 23,7 bilhões). Já no ano de 2013, o número de observações totais na amostra passou a ser de 218.767 (105.296 homens e 113.471 mulheres), dos quais 148.060 (85.714 homens e 62.346 mulheres) achavam-se ocupados apresentando algum tipo de rendimento, recebendo uma massa salarial real total de R\$ 133,6 bilhões, dividida entre os homens (R\$ 87,1 bilhões) e mulheres (R\$ 46,5 bilhões).

Tabela 3.2 - Número de observações, média, desvio padrão, mínimo e máximo das variáveis selecionadas na amostra - Brasil - 2003 e 2013

Variáveis	2003					2013				
	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.	Obs.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
RMTPR	143.364	1.114,46	1.823,90	0	84.203,44	148.060	1.606,94	2.530,13	0,00	180.000,00
Horas	143.283	42,41	13,64	1	98	148.060	40,32	12,24	1	98
wr	143.283	6,87	19,43	0	3.111,44	148.060	12,51	62,19	0,00	8.083,14
lwr	142.982	1,35	0,96	-3,65	8,04	147.925	1,88	0,90	-6,05	8,99
Ocupado	218.271	0,66	0,47	0	1	218.767	0,68	0,47	0	1
Escolaridade	216.551	7,22	4,37	0	15	218.058	8,59	4,35	0	15
Idade	218.271	36,41	12,75	18	65	218.767	38,43	13,13	18	65
Idade2	218.271	1.487,89	1.007,72	324,00	4.225,00	218.767	1.649,62	1.064,47	324,00	4.225,00
Branco	216.900	0,49	0,50	0	1	216.985	0,43	0,50	0	1
Pessoa Ref.	218.271	0,42	0,49	0	1	218.767	0,43	0,49	0	1
Tam. Família	217.232	3,75	1,57	1	17	218.154	3,41	1,42	1	15
ORF	214.420	1.358,15	2.572,98	0	94.644,66	211.373	1.849,02	3.242,57	0,00	180.678,00
Reg. Metrop.	218.271	0,41	0,49	0	1	218.767	0,39	0,49	0	1
Urbano	218.271	0,89	0,31	0	1	218.767	0,88	0,32	0	1
Norte	218.271	0,11	0,31	0	1	218.767	0,15	0,36	0	1
Nordeste	218.271	0,31	0,46	0	1	218.767	0,28	0,45	0	1
Sul	218.271	0,16	0,37	0	1	218.767	0,16	0,37	0	1
Centro-Oeste	218.271	0,11	0,32	0	1	218.767	0,11	0,31	0	1
Sudeste	218.271	0,32	0,46	0	1	218.767	0,30	0,46	0	1
Homens										
RMTPR	86.123	1.264,70	2.080,87	0,00	84.203,44	85.714	1.795,66	2.906,24	0,00	180.000,00
Horas	86.061	45,37	12,46	1	98	85.714	42,52	11,39	1	98
wr	86.061	7,32	20,24	0,00	1.944,65	85.714	13,15	59,47	0,00	5.773,67
lwr	85.882	1,39	0,97	-3,21	7,57	85.627	1,92	0,91	-6,05	8,66
Ocupado	106.844	0,81	0,40	0	1	105.296	0,81	0,39	0	1
Escolaridade	106.079	6,93	4,34	0	15	105.023	8,24	4,35	0	15
Idade	106.844	36,29	12,67	18	65	105.296	38,19	13,10	18	65
Idade2	106.844	1.477,60	999,60	324,00	4.225,00	105.296	1.630,01	1.057,40	324,00	4.225,00
Branco	106.225	0,48	0,50	0	1	104.490	0,42	0,49	0	1
Pessoa Ref.	106.844	0,64	0,48	0	1	105.296	0,55	0,50	0	1
Tam. Família	106.564	3,83	1,61	1	17	105.052	3,44	1,45	1	15
ORF	105.390	1.099,58	2.229,35	0,00	75.783,09	102.378	1.576,23	2.860,81	0,00	159.000,00
Reg. Metrop.	106.844	0,39	0,49	0	1	105.296	0,37	0,48	0	1
Urbano	106.844	0,87	0,34	0	1	105.296	0,87	0,34	0	1
Norte	106.844	0,11	0,31	0	1	105.296	0,16	0,36	0	1
Nordeste	106.844	0,31	0,46	0	1	105.296	0,27	0,44	0	1
Sul	106.844	0,16	0,37	0	1	105.296	0,16	0,37	0	1
Centro-Oeste	106.844	0,11	0,32	0	1	105.296	0,11	0,31	0	1
Sudeste	106.844	0,31	0,46	0	1	105.296	0,30	0,46	0	1
Mulheres										
RMTPR	57.241	888,43	1.316,01	0,00	33.681,38	62.346	1.347,48	1.863,94	0,00	70.000,00
Horas	57.222	37,97	14,13	1	98	62.346	37,29	12,71	1	98
wr	57.222	6,18	18,13	0,00	3.111,44	62.346	11,62	65,74	0,00	8.083,14
lwr	57.100	1,29	0,94	-3,65	8,04	62.298	1,82	0,89	-6,05	9,00
Ocupado	111.427	0,51	0,50	0	1	113.471	0,55	0,50	0	1
Escolaridade	110.472	7,49	4,39	0	15	113.035	8,92	4,33	0	15
Idade	111.427	36,52	12,81	18	65	113.471	38,66	13,16	18	65
Idade2	111.427	1.497,75	1.015,35	324,00	4.225,00	113.471	1.667,82	1.070,68	324,00	4.225,00
Branco	110.675	0,50	0,50	0	1	112.495	0,45	0,50	0	1
Pessoa Ref.	111.427	0,20	0,40	0	1	113.471	0,31	0,46	0	1
Tam. Família	110.668	3,67	1,52	1	17	113.102	3,38	1,38	1	15
ORF	109.030	1.608,09	2.844,00	0,00	94.644,66	108.995	2.105,26	3.545,06	0,00	180.678,00
Reg. Metrop.	111.427	0,43	0,49	0	1	113.471	0,40	0,49	0	1

Urbano	111.427	0,92	0,27	0	1	113.471	0,90	0,30	0	1
Norte	111.427	0,11	0,31	0	1	113.471	0,15	0,35	0	1
Nordeste	111.427	0,30	0,46	0	1	113.471	0,28	0,45	0	1
Sul	111.427	0,16	0,36	0	1	113.471	0,16	0,37	0	1
Centro-Oeste	111.427	0,11	0,32	0	1	113.471	0,11	0,31	0	1
Sudeste	111.427	0,32	0,47	0	1	113.471	0,30	0,46	0	1

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Vale ressaltar que para atender aos objetivos do presente estudo considerou-se como variável dependente dos modelos a serem estimados nas equações de salários, o logaritmo do valor do salário hora real pago no trabalho principal da semana de referência por apresentar dispersão bem menor quando comparado com a variável de rendimentos, apesar de apresentar ainda elevada dispersão relativa nos dados, captada pelo cálculo do coeficiente de variação ficando ainda acima de 0,30, reduzindo-se entre os anos de 2003 (0,71) e 2013 (0,48).

Ao se analisar as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 3.2 é possível notar que em 2003, do total dos indivíduos selecionados na amostra, 66% deles estavam ocupados no mercado de trabalho brasileiro percebendo algum tipo de remuneração, sendo que esse percentual era igual a 81% no grupo dos homens e de apenas 51% no grupo das mulheres, revelando menor participação no mercado de trabalho no segundo grupo. Já em 2013, a participação no mercado de trabalho passou a ser de 68%, com o grupo dos homens mantendo a participação de 81% e as mulheres aumentando sua participação para 55%.

O rendimento médio real mensal era igual à R\$ 1.114,46 (R\$ 1.264,70 para homens e R\$ 888,43 para mulheres). Já o logaritmo do salário-hora real era igual R\$ 1,35/h (R\$ 1,39/h para homens e R\$ 1,29/h para mulheres). Esses valores passaram a ser de R\$ 1.606,94 (R\$ 1.795,66 para homens e R\$ 1.347,48 para mulheres) em 2013. Já o logaritmo do salário-hora passou a ser de R\$ 1,88/h (R\$ 1,92/h para homens e R\$ 1,82/h para mulheres), com as mulheres tendo registrado maior ganho salarial na comparação dos dois anos.

A média de anos de estudo amostral de todos os indivíduos na amostra era de 7,22 anos, sendo que os homens apresentavam uma média inferior e igual à 6,93 anos e as mulheres média de 7,49 anos. Em 2013, o tempo médio de estudo dos homens aumentou para 8,24 anos e das mulheres para 8,92 anos. Em termos de características demográficas, pode-se notar que a média de idade global era de 36,41 anos, em 2003, passando para 38,43 anos em 2013. (Tabela 3.2).

Os homens passaram de 36,29 anos para 38,19 anos e as mulheres passaram de 36,52 anos para 38,66 anos. A participação de pessoas da cor branca caiu de 49% para 43% do total da população selecionada entre os dois anos investigados, sendo que no grupo dos

homens esse percentual caiu de 48% para 42% e no grupo das mulheres caiu de 50% para 45%. Um total de 64% dos homens ocupava a posição de chefe da família em 2003. Já em 2013, esse percentual caiu para 55%. Por outro lado, as mulheres registraram um aumento de participação passando de 20% para 31% entre os dois anos, o que explica em parte o aumento da participação na força de trabalho feminina no total de ocupados no mercado de trabalho brasileiro. Nota-se também que ocorreu uma redução no tamanho médio das famílias no Brasil passando de 3,75 membros por família para 3,41 membros, sendo que no grupo dos homens esse número passou de 3,83 pessoas para 3,44 e no grupo das mulheres de 3,67 pessoas para 3,38 pessoas. (Tabela 3.2).

Nota-se, também que o valor médio das outras rendas pertencentes aos demais membros da família que era de R\$ 1.358,15, em 2003, passou a ser de R\$ 1.849,02 em 2013, sendo que no grupo dos homens esse valor passou de R\$ 1.099,58 para R\$ 1.576,23 e no grupo das mulheres passou de R\$ 1.608,09 para R\$ 2.105,26. Esse maior valor presente no grupo das mulheres pode ser um dos fatores que podem ainda explicar a menor participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, dado o aumento no seu salário de reserva. Por outro lado, o maior crescimento do salário de reserva no grupo dos homens entre os dois anos analisados pode, em parte, explicar a redução de participação no mercado de trabalho no grupo dos homens. (Tabela 3.2).

A participação dos indivíduos na região metropolitana caiu de 41% para 39% na comparação dos dois anos, sendo que no grupo dos homens essa participação caiu de 39% para 37% e no grupo das mulheres caiu de 43% para 40%. Já a participação dos indivíduos na zona urbana registrou também uma leve queda de 89% para 88%, sendo o grupo dos homens manteve aproximadamente estável sua participação e o grupo das mulheres registrou queda de 92% para 90%. Nota-se que a região Sudeste apesar de ainda concentrar o maior contingente populacional no país registrou perda de participação passando de 32% para 30% na comparação dos dois anos. Fato semelhante tendo também sido observado na região Nordeste do país. A região que apresentou maior ganho de contingente humano foi a Norte dentro da amostra selecionada. (Tabela 3.2).

Conclui-se, então, que apesar da mulher possuir, em média, mais anos de estudo, com maior participação de indivíduos da cor branca, maior participação na região metropolitana e na zona urbana sua remuneração média ainda é bem inferior à recebida pelos homens. Todavia, é notório os avanços ocorridos entre os anos de 2003 e 2013, quando o salário médio recebido pelas mulheres representava 70,2% do salário médio recebido pelos homens passando esse percentual para 75,0% em 2013. (Tabela 3.2).

As Tabelas 3.3 e 3.4 apresentam as médias e as participações das variáveis por diferentes quantis da distribuição do logaritmo do salário hora real na amostra selecionada para os anos de 2003 e 2013. Nota-se que o valor do logaritmo hora da distribuição é crescente entre o primeiro e o último quantil da distribuição de salários passando de -1,36 para 1,32, em 2003, e de -0,86 para 1,85 em 2013.

O tempo médio de anos de estudo no primeiro quantil da distribuição de salários era de 4,23 anos, passando para 9,06 anos no último em 2013. Sendo assim, é possível afirmar que existe uma relação crescente entre os salários pagos e os anos de estudo, sendo tal relação observada em ambos os sexos. Por sua vez, a idade média dos indivíduos de ambos os sexos registraram uma nítida queda até a mediana da distribuição de salários, revertendo essa tendência de forma mais lenta a partir de então, refletindo parcialmente o comportamento da experiência no mercado de trabalho do indivíduo. É notório também o aumento da participação dos indivíduos da cor branca ao longo dos diferentes quantis da distribuição.

No caso dos homens, a participação dos brancos passou de 21% no 1º quantil, para 42% no 99º quantil e no caso das mulheres, a participação dos brancos passou de 23% no 1º quantil, para 47% no 99º quantil, isso para o ano de 2013. Isso pode ser um indício de discriminação de cor no mercado de trabalho.

No tocante aos chefes das famílias do sexo masculino a participação foi fortemente decrescente até a mediana da distribuição de salários quando alcançou uma participação de 53% revertendo levemente essa tendência de queda até o último quantil da distribuição alcançando a marca de 59% dos indivíduos homens ocupados. Em relação às mulheres nota-se que a participação das que são chefes de família foi também decrescente com a renda, até a metade da distribuição, alcançando a marca de 33%, mantendo-se relativamente estável a partir de então. Também é nítida a relação inversa entre o tamanho médio das famílias e os quantis das distribuições de salários.

Com relação a variável outras rendas da família alcança-se uma relação bastante interessante que é a relação direta entre o valor médio recebido pelos demais membros das famílias e os quantis da distribuição de salários recebidos por cada indivíduo. O que pode explicar tal relação é que a partir do momento em que os demais membros da família apresentam renda mais elevada isso possibilita o indivíduo a dedicar maior tempo para sua qualificação profissional e também a gastar mais tempo na procura de melhores postos de trabalho impactando diretamente na sua remuneração, ou seja, maior rendimento dos outros membros da família afetam positivamente o salário reserva do indivíduo.

Também é possível constatar que a relação entre a participação na região metropolitana e os quantis de distribuição da renda é fortemente ascendente até a mediana da distribuição para ambos os sexos, crescendo de maneira mais suave a partir de então, passando a alcançar o maior nível de participação no último quantil da distribuição de salários. Aproximadamente 36% dos homens e 42% das mulheres encontram-se na região metropolitana fazendo parte do último quantil da renda em 2013. Outra relação ascendente com relação a renda é a participação na zona urbana, reflexo da presença de melhores postos de trabalho nesta região.

Um total de 86% dos homens e 93% das mulheres que ganham mais estão presentes na zona urbana brasileira. Por fim, é notório a elevada participação da região Nordeste nos quantis mais baixos da distribuição de salários em ambos os sexos. Por exemplo, no grupo dos indivíduos ocupados recebendo abaixo do 1º quantil da distribuição de salários, 75% deles eram homens e 65% eram mulheres, ambos pertencentes a região Nordeste do Brasil.

Isso reflete as baixas remunerações pagas nesta região do país, quando ainda 37% dos homens e 31% das mulheres que recebem abaixo da mediana dos salários pagos estão presentes nesta região. Por outro lado, estes percentuais caem bastante no último quantil da distribuição de salários, quando os homens nordestinos passam a participar com 26% e as mulheres 25% dos ocupados nesta faixa de rendimentos.

Na região Sudeste do país é possível observar um comportamento completamente inverso revelando uma relação direta e fortemente ascendente com relação a sua participação e os quantis da distribuição de salários até o 75º quantil para os homens e 50º quantil para as mulheres passando a revelar uma trajetória estável a partir de então, reflexo da estrutura econômica existente nesta região que se traduz em maior número de postos de trabalho que exigem maior qualificação técnica.

Por fim, antes de proceder a análise dos resultados foram realizados alguns testes de normalidade da variável dependente na equação de salários que é o logaritmo do salário hora real. De acordo com Fávero *et al.* (2014), os testes de normalidade são bastante utilizados nos procedimentos estatísticos, muitas vezes para ajudar o pesquisador na escolha do tipo de teste a ser utilizado ou para validar algum pressuposto exigido pela técnica escolhida. Sabe-se que a distribuição normal possui duas características bastante peculiares, ela é simétrica e mesocúrtica.

Tabela 3.3 - Médias e participações das variáveis por diferentes quantis da distribuição do logaritmo do salário hora real na amostra selecionada - Brasil - 2003

Percentis	Total	Q1	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q99
Total										
lwr	1,35	-1,36	-0,60	-0,21	0,27	0,64	0,94	1,14	1,23	1,32
Ocupado	0,66	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Escolaridade	7,22	3,10	3,73	4,01	4,79	5,73	6,48	7,04	7,30	7,53
Idade	36,41	38,23	36,45	36,18	35,16	34,86	35,20	35,65	35,89	36,12
Idade2	1.487,89	1.643,07	1.509,95	1.481,06	1.393,10	1.360,35	1.377,56	1.406,30	1.422,41	1.439,13
Branco	0,49	0,27	0,27	0,29	0,32	0,39	0,44	0,48	0,49	0,50
Pessoa Ref.	0,42	0,49	0,45	0,47	0,47	0,46	0,48	0,50	0,50	0,51
Tam. Família	3,75	4,14	4,14	4,11	4,01	3,89	3,80	3,75	3,73	3,72
ORF	1.358,15	377,27	472,66	493,36	577,52	724,09	880,18	1.026,86	1.110,94	1.204,89
Reg. Metropol.	0,41	0,17	0,21	0,24	0,28	0,33	0,36	0,38	0,39	0,39
Urbano	0,89	0,58	0,66	0,69	0,76	0,83	0,86	0,88	0,88	0,88
Norte	0,11	0,05	0,09	0,11	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11
Nordeste	0,31	0,77	0,67	0,61	0,50	0,39	0,33	0,30	0,30	0,29
Sul	0,16	0,04	0,06	0,07	0,09	0,13	0,16	0,17	0,17	0,17
Centro-Oeste	0,11	0,02	0,04	0,06	0,09	0,11	0,11	0,11	0,11	0,12
Sudeste	0,32	0,12	0,13	0,15	0,21	0,26	0,29	0,31	0,31	0,31
Homens										
lwr	1,39	-1,36	-0,59	-0,18	0,29	0,65	0,96	1,16	1,26	1,36
Ocupado	0,81	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Escolaridade	6,93	2,40	3,04	3,37	4,14	5,05	5,83	6,39	6,65	6,91
Idade	36,29	39,17	37,21	36,60	35,29	34,83	35,24	35,75	36,02	36,30
Idade2	1.477,60	1.726,69	1.577,00	1.522,62	1.413,47	1.368,39	1.387,33	1.419,58	1.437,66	1.457,86
Branco	0,48	0,27	0,27	0,28	0,31	0,37	0,42	0,46	0,47	0,49
Pessoa Ref.	0,64	0,70	0,63	0,64	0,63	0,63	0,66	0,67	0,68	0,69
Tam. Família	3,83	4,19	4,24	4,23	4,14	4,02	3,90	3,85	3,83	3,81
ORF	1.099,58	323,50	393,88	416,33	494,24	602,67	729,16	833,53	892,73	970,70
Reg. Metropol.	0,39	0,13	0,18	0,20	0,24	0,30	0,34	0,36	0,36	0,37
Urbano	0,87	0,48	0,56	0,60	0,68	0,77	0,82	0,84	0,85	0,85
Norte	0,11	0,05	0,09	0,10	0,11	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11
Nordeste	0,31	0,78	0,70	0,64	0,54	0,42	0,34	0,31	0,30	0,30
Sul	0,16	0,04	0,07	0,07	0,09	0,12	0,15	0,17	0,17	0,17
Centro-Oeste	0,11	0,02	0,04	0,05	0,08	0,11	0,11	0,11	0,12	0,12
Sudeste	0,31	0,11	0,11	0,13	0,18	0,24	0,28	0,30	0,30	0,31
Mulheres										
lwr	1,29	-1,36	-0,60	-0,25	0,24	0,63	0,91	1,10	1,19	1,27
Ocupado	0,51	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Escolaridade	7,49	3,86	4,49	4,84	5,70	6,66	7,42	8,02	8,28	8,45
Idade	36,52	37,21	35,62	35,63	34,98	34,88	35,14	35,50	35,70	35,86
Idade2	1.497,75	1.552,17	1.436,17	1.427,66	1.364,45	1.349,39	1.363,43	1.386,72	1.399,85	1.411,11
Branco	0,50	0,26	0,27	0,30	0,35	0,42	0,47	0,50	0,51	0,52
Pessoa Ref.	0,20	0,27	0,25	0,24	0,24	0,23	0,23	0,23	0,24	0,24
Tam. Família	3,67	4,09	4,03	3,95	3,82	3,72	3,64	3,61	3,59	3,57
ORF	1.608,09	436,04	560,71	594,11	697,14	892,52	1.102,01	1.315,89	1.438,07	1.559,83
Reg. Metropol.	0,43	0,22	0,26	0,29	0,34	0,38	0,40	0,42	0,42	0,43
Urbano	0,92	0,69	0,77	0,81	0,87	0,91	0,92	0,93	0,93	0,93
Norte	0,11	0,06	0,10	0,12	0,13	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11
Nordeste	0,30	0,76	0,64	0,57	0,45	0,35	0,31	0,29	0,28	0,28
Sul	0,16	0,03	0,06	0,08	0,10	0,15	0,17	0,18	0,18	0,18
Centro-Oeste	0,11	0,02	0,05	0,06	0,09	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11
Sudeste	0,32	0,13	0,16	0,18	0,24	0,28	0,31	0,32	0,32	0,32

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Tabela 3.4 - Médias e participações das variáveis por diferentes quantis da distribuição do logaritmo do salário-hora na amostra selecionada - Brasil - 2013

Percentis	Total	Q1	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q99
Total										
LWR	1,88	-0,86	0,11	0,46	0,92	1,23	1,49	1,68	1,76	1,85
Ocupado	0,68	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Escolaridade	8,59	4,23	5,05	5,52	6,61	7,54	8,17	8,67	8,88	9,06
Idade	38,43	41,43	39,79	38,98	37,24	36,49	36,94	37,40	37,63	37,87
Idade2	1.649,62	1.889,47	1.755,30	1.689,14	1.547,51	1.483,42	1.510,59	1.541,36	1.557,96	1.575,99
Branco	0,43	0,22	0,24	0,27	0,30	0,35	0,39	0,42	0,43	0,44
Pessoa Ref.	0,43	0,55	0,51	0,50	0,47	0,44	0,46	0,47	0,48	0,48
Tam. Família	3,41	3,59	3,64	3,60	3,56	3,50	3,43	3,40	3,38	3,37
ORF	1.849,02	667,79	770,78	821,62	980,51	1.169,71	1.351,75	1.528,26	1.631,62	1.765,25
Reg. Metropol.	0,39	0,13	0,17	0,21	0,29	0,34	0,36	0,37	0,38	0,38
Urbano	0,88	0,49	0,61	0,66	0,77	0,84	0,87	0,88	0,88	0,89
Norte	0,15	0,14	0,19	0,20	0,19	0,17	0,15	0,15	0,15	0,15
Nordeste	0,28	0,70	0,60	0,54	0,44	0,34	0,28	0,27	0,26	0,26
Sul	0,16	0,04	0,05	0,07	0,09	0,13	0,16	0,17	0,17	0,17
Centro-Oeste	0,11	0,03	0,04	0,05	0,07	0,09	0,10	0,11	0,11	0,11
Sudeste	0,30	0,08	0,11	0,14	0,21	0,26	0,30	0,31	0,31	0,31
Homens										
LWR	1,92	-0,93	0,09	0,47	0,92	1,23	1,52	1,71	1,79	1,89
Ocupado	0,81	1	1	1	1	1	1	1	1	1,00
Escolaridade	8,24	3,44	4,09	4,64	5,79	6,74	7,45	7,96	8,18	8,39
Idade	38,19	41,75	40,24	39,15	37,31	36,47	37,03	37,58	37,82	38,10
Idade2	1.630,01	1.922,30	1.795,55	1.707,48	1.560,86	1.491,48	1.524,21	1.560,56	1.578,19	1.599,83
Branco	0,42	0,21	0,24	0,25	0,28	0,32	0,37	0,40	0,41	0,42
Pessoa Ref.	0,55	0,69	0,63	0,61	0,56	0,53	0,56	0,58	0,58	0,59
Tam. Família	3,44	3,63	3,73	3,68	3,66	3,58	3,49	3,45	3,44	3,42
ORF	1.576,23	585,59	674,05	703,19	830,01	996,66	1.159,25	1.294,87	1.368,00	1.479,29
Reg. Metropol.	0,37	0,08	0,11	0,15	0,24	0,30	0,33	0,35	0,35	0,36
Urbano	0,87	0,36	0,47	0,55	0,69	0,78	0,83	0,85	0,85	0,86
Norte	0,16	0,15	0,22	0,23	0,21	0,19	0,17	0,16	0,16	0,16
Nordeste	0,27	0,75	0,62	0,55	0,47	0,37	0,29	0,27	0,26	0,26
Sul	0,16	0,03	0,05	0,06	0,08	0,11	0,15	0,16	0,17	0,17
Centro-Oeste	0,11	0,02	0,03	0,04	0,06	0,08	0,10	0,11	0,11	0,11
Sudeste	0,30	0,05	0,09	0,11	0,18	0,24	0,28	0,30	0,30	0,30
Mulheres										
LWR	1,82	-0,79	0,12	0,44	0,91	1,23	1,46	1,63	1,71	1,79
Ocupado	0,55	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Escolaridade	8,92	5,13	6,10	6,60	7,61	8,47	9,11	9,64	9,83	9,97
Idade	38,66	41,07	39,30	38,77	37,14	36,50	36,83	37,17	37,38	37,55
Idade2	1.667,82	1.852,42	1.711,23	1.666,77	1.531,27	1.474,10	1.492,67	1.515,37	1.530,47	1.543,28
Branco	0,45	0,23	0,25	0,28	0,33	0,39	0,43	0,45	0,47	0,47
Pessoa Ref.	0,31	0,38	0,38	0,37	0,35	0,33	0,33	0,33	0,33	0,34
Tam. Família	3,38	3,55	3,54	3,50	3,44	3,40	3,35	3,32	3,31	3,30
ORF	2.105,26	761,15	878,31	968,99	1.167,04	1.373,06	1.607,99	1.847,95	1.994,00	2.161,96
Reg. Metropol.	0,40	0,18	0,23	0,27	0,35	0,38	0,40	0,40	0,41	0,42
Urbano	0,90	0,64	0,76	0,81	0,87	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93
Norte	0,15	0,13	0,16	0,17	0,16	0,14	0,13	0,13	0,13	0,13
Nordeste	0,28	0,65	0,59	0,53	0,41	0,31	0,27	0,26	0,25	0,25
Sul	0,16	0,06	0,06	0,08	0,10	0,15	0,18	0,18	0,18	0,18
Centro-Oeste	0,11	0,04	0,05	0,06	0,09	0,10	0,11	0,11	0,11	0,11
Sudeste	0,30	0,12	0,15	0,17	0,24	0,30	0,31	0,32	0,32	0,32

Fonte: PNAD/IBGE (2013). Elaborado pelo autor.

Existem ainda segundo esse autor, duas formas de se testar a normalidade de uma dada variável. A primeira faz uso de métodos gráficos quando é possível visualizar o formato da distribuição de probabilidade de variáveis aleatórias ou sua diferença com relação a uma distribuição teórica a exemplo da normal padrão. Os principais gráficos utilizados para testar a normalidade de uma dada variável são: função densidade de Kernel, histograma, box plot, p-p plot e o q-q plot. Por outro lado, métodos numéricos apresentam testes estatísticos empíricos. Enquanto os métodos gráficos são intuitivos, os métodos numéricos disponibilizam uma maneira mais objetiva para se examinar a normalidade de uma dada variável.

O Gráfico D.3.1 apresenta a função de densidade de probabilidade de Kernel da variável logaritmo natural do salário-hora real para os anos de 2003 e 2013. Através dele é possível se comparar as duas distribuições amostrais para esta variável, notando-se com isso uma forte aproximação da distribuição normal com assimetria a direita. Ademais, é nítida a mudança tanto no deslocamento quanto na escala das distribuições na comparação dos dois anos.

Conforme Gráfico D.3.2, também disposto no apêndice D, o histograma desenhado para a variável *lwr* (logaritmo do salário-hora real) confirma o grau de assimetria a direita com elevada aproximação da distribuição normal. A partir da análise Gráfico D.3.3, verifica-se que o box plot da variável *lwr* demonstra que essa variável possui uma distribuição assimétrica pois possui bastantes valores atípicos (*outliers*), mas aproximando-se bastante da distribuição normal devido o posicionamento da amostra entre o 1º e 3º quartis da distribuição. Pela análise do Gráfico D.3.4, a distribuição da variável dependente pode ser comparada com a função de distribuição teórica normal. Para isso, faz-se uso da construção dos gráficos padronizados P-P plot.

Estes gráficos apresentam a distribuição cumulativa de uma variável empírica no eixo x e a distribuição teórica cumulativa da normal no eixo y. Sendo assim, é possível notar uma menor aproximação da normal no ano de 2013. Observa-se que quase não existem desvios em comparação com a linha estimada da normal acumulada, demonstrando, mais uma vez, que a variável *lwr* estaria mais próxima de possuir uma distribuição normal.

Com função similar, o gráfico Q-Q plot compara os quantis de uma distribuição de dados com os quantis da distribuição teórica da normal. O gráfico Q-Q plot apresenta um padrão similar ao gráfico P-P plot. Como pode ser visto no Gráfico D.3.6, de maneira similar ao que ocorreu nos gráficos P-P plot, a análise dos gráficos Q-Q plot nos permite identificar que a distribuição da variável *lwr* é ajustada à distribuição teórica de uma variável normal.

Após a análise gráfica da variável dependente para ambos os anos, passa-se agora para os testes estatísticos formais para a detecção da normalidade univariada desta variável. Para verificar-se a normalidade de uma só variável (normalidade univariada), faz-se uso de quatro testes diferentes: (i) Shapiro-Wilk (*swilk test*), (ii) Shapiro-Francia (*sfrancia test*); (iii) Teste de assimetria e curtose (*Skewness-Kurtosis test*); e (iv) Kolmogorov-Smirnov²⁹ (*K-S test*). Conforme Maroco (2011) o teste Shapiro-Wilk é o mais indicado para pequenas amostras (aquelas com até 30 observações). Fávero *et al.* (2014) coloca que Shapiro e Francia (1972) realizaram alterações no teste Shapiro-Wilk para que o mesmo pudesse ser utilizado com grandes amostras, dando origem ao teste conhecido como Shapiro-Francia. Enquanto isso, o teste de assimetria e curtose é conceitualmente similar ao teste de Jarque-Bera (FÁVERO *et al.*, 2014).

O último teste para detecção da normalidade univariada é o teste Kolmogorov-Smirnov. Segundo Maroco (2011), o citado teste é também indicado para grandes amostras. A hipótese nula de cada teste é de normalidade. Todos os testes de normalidade estão disponíveis no apêndice E. Os resultados apontam na direção de rejeição da hipótese nula.

Além dos testes de normalidade da variável dependente foi realizado dois testes de igualdade de distribuições da variável dependente para os anos de 2003 e 2013. O primeiro testa para igualdade de distribuições de uma dada variável aleatória para dados não combinados (*unmatched data*) desenvolvido por Wilcoxon (1945) e por Mann-Whitney (1947), sendo um teste não paramétrico. Esse tem por objetivo testar a hipótese que duas amostras independentes sejam de populações com a mesma distribuição. A hipótese nula é de igualdade das distribuições amostrais. Suponha que existam duas variáveis aleatórias independentes, X_1 e X_2 , e nós testamos a hipótese nula que $X_1 \sim X_2$. Tem-se uma amostra de tamanho n_1 de X_1 e outra de tamanho n_2 de X_2 . Os dados são então classificados sem levar em conta a amostra à qual eles pertencem. Se os dados estiverem empatados, classes médias são usadas. A estatística de teste de Wilcoxon (1945) é a soma das posições para as observações na primeira amostra: $T = \sum_{i=1}^{n_1} R_{1i}$. A estatística U de Mann e Whitney (1947) é o número de pares (X_{1i}, X_{2j}) tais que $X_{1i} > X_{2j}$.

Estas estatísticas diferem somente por uma constante: $U = T - \frac{n_1(n_1+1)}{2}$.

Novamente, o princípio da randomização de Fisher fornece um método para calcular a distribuição da estatística de teste, vinculadas ou não. A distribuição de randomização

²⁹ O teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov para uma amostra testa a normalidade contra uma distribuição teórica normal.

consiste nas $\binom{n}{n_1}$ maneiras de escolher n_1 posições a partir do conjunto de todos os $n = n_1 + n_2$ posições e atribui a elas para a primeira amostra. É direto verificar que $E(T) = \frac{n_1(n+1)}{2}$ e $V(T) = \frac{n_1 n_2 s^2}{n}$ onde s é o desvio padrão das posições combinadas, r_i , para ambos os grupos: $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2$. Usando a aproximação normal, calcula-se: $z = \frac{T-E(T)}{\sqrt{V(T)}}$. Já o segundo é o teste de Kolmogorov-Smirnov para duas amostras. Os resultados apresentados nas Tabelas F.1 e F.2 disponível no apêndice F indicam que as distribuições de salários são estatisticamente diferentes entre os anos de 2003 e 2013.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A Tabela 3.5 apresenta as estimativas dos coeficientes e dos respectivos erros padrão para a equação de seleção obtida pela modelagem probit para o mercado de trabalho brasileiro e para os grupos investigados nos anos de 2003 e 2013. Através dos coeficientes estimados podem-se conhecer quais fatores contribuem positivamente ou negativamente com a decisão de cada indivíduo participar do mercado de trabalho.

Tabela 3.5 - Equação de seleção no mercado de trabalho por gênero – Brasil – 2003 e 2013

Variáveis	Total			Homens			Mulheres		
	Coef.	D.P.	dy/dx	Coef.	D.P.	dy/dx	Coef.	D.P.	dy/dx
2003									
Constante	-1,7376***	0,0298	---	-1,1553***	0,0481	---	-2,7663***	0,0413	---
Escolaridade	0,0515***	0,0008	0,0183	0,0280***	0,0013	0,0068	0,0759***	0,0010	0,0302
Idade	0,1147***	0,0014	0,0409	0,1287***	0,0024	0,0312	0,1410***	0,0020	0,0562
Idade2	-0,0016***	0,000018	---	-0,0017***	0,000029	---	-0,0018***	0,000026	---
Branco	-0,0142**	0,0066	-0,0050	0,0335***	0,0107	0,0081	-0,0480***	0,0089	-0,0191
Pessoa Ref.	0,9128***	0,0071	0,3059	0,6950***	0,0124	0,1848	0,4202***	0,0111	0,1644
Tam. Família	0,0109***	0,0019	0,0038	0,0088***	0,0030	0,0021	-0,0300***	0,0028	-0,0119
ORF	-0,000016***	0,000012	-0,000005	-0,000020***	0,000002	-0,000005	-0,000022***	0,0000015	-0,000009
Reg. Metrop.	-0,1554***	0,0063	-0,0557	-0,2006***	0,0101	-0,0497	-0,1153***	0,0084	-0,0459
Urbano	-0,3089***	0,0106	-0,1029	-0,5949***	0,0181	-0,1140	-0,0218	0,0150	-0,0087
Norte	-0,0080	0,0109	-0,0028	0,1246***	0,0175	0,0287	-0,0686***	0,0145	-0,0273
Nordeste	-0,0819***	0,0078	-0,0294	-0,0384***	0,0124	-0,0094	-0,0978***	0,0105	-0,0390
Sul	0,1509***	0,0094	0,0523	0,1735***	0,0152	0,0397	0,1446***	0,0124	0,0574
Centro-Oeste	0,0004	0,0105	0,0001	0,1411***	0,0173	0,0324	-0,0608***	0,0139	-0,0242
2013									
Constante	-2,1597***	0,0303	---	-2,2451***	0,0482	---	-2,8973***	0,0424	---
Escolaridade	0,0483***	0,0007	0,0168	0,0359***	0,0012	0,0085	0,0741***	0,0010	0,0292
Idade	0,1346***	0,0014	0,0468	0,1721***	0,0023	0,0408	0,1429***	0,0020	0,0564
Idade2	-0,0017***	0,000018	---	-0,0022***	0,000028	---	-0,0018***	0,000025	---
Branco	-0,0012	0,0066	-0,0004	-0,0103	0,0109	-0,0024	-0,0053	0,0088	-0,0021
Pessoa Ref.	0,5276***	0,0068	0,1785	0,4384***	0,0115	0,1068	0,2190***	0,0094	0,0857
Tam. Família	-0,0128***	0,0022	-0,0044	0,0129***	0,0035	0,0030	-0,0590***	0,0031	-0,0233
ORF	-0,000011***	0,000001	-0,000004	-0,000016***	0,000001	-0,000003	-0,000008***	0,000001	-0,000003
Reg. Metrop.	-0,0424***	0,0065	-0,0148	-0,0716***	0,0106	-0,0171	-0,0128	0,0086	-0,0050
Urbano	-0,0690***	0,0096	-0,0236	-0,2346***	0,0157	-0,0509	0,1800***	0,0140	0,0715
Norte	-0,1274***	0,0097	-0,0453	-0,0296*	0,0159	-0,0071	-0,2029***	0,0132	-0,0806
Nordeste	-0,1606***	0,0080	-0,0568	-0,1442***	0,0130	-0,0354	-0,1582***	0,0108	-0,0626
Sul	0,1116***	0,0095	0,0380	0,0823***	0,0157	0,0190	0,1451***	0,0127	0,0567
Centro-Oeste	0,0130	0,0108	0,0045	0,0918***	0,0181	0,0210	-0,0238*	0,0144	-0,0094

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Coef.: Coeficiente. D.P.: Desvio padrão. dy/dx: Efeito marginal.

*Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais).

Começando com a análise para o total do mercado de trabalho no ano de 2003 é possível obter a significância geral do modelo através do Pseudo R^2 que é igual a 0,1293. Já no ano de 2013 a significância geral do modelo passou a ser de 0,0980. Vale ressaltar que a

probabilidade de um indivíduo qualquer estar ocupado no ponto médio da amostra era de 68,25%, em 2003 e aumentou para 69,95% em 2013.

A variável escolaridade apresentou o sinal positivo como esperado nos dois anos, revelando que quanto maior o número de anos de estudo maiores as chances de um indivíduo qualquer estar ocupado. Assim, para cada ano adicional de escolaridade esta probabilidade aumentava em 1,83% em 2003 e 1,68% em 2013. Ou seja, o efeito marginal da escolaridade sobre a probabilidade de um indivíduo qualquer estar ocupado caiu entre os dois anos.

O efeito da idade apresentou também como previsto por Becker (1962) uma forma de U invertido, indicando que a participação no mercado de trabalho aumenta com a idade, mas em uma determinada idade começa a cair. Em 2003, para cada ano adicional na idade a probabilidade desse indivíduo estar empregado aumentava em 4,09%. Já em 2013, essa mesma probabilidade aumentava em 4,69%, talvez um reflexo da maior demanda por mão de obra no segundo ano.

Diferente do esperado, os indivíduos da cor branca apresentaram uma probabilidade relativamente menor de estarem ocupados comparados aos indivíduos da cor negra nos dois anos, sendo que essa diferença reduziu-se em 2013. Isso talvez seja reflexo dos indivíduos da cor branca sempre estarem em busca de melhores ocupações.

A pessoa de referência na família também apresentou um sinal positivo esperado com uma probabilidade de estar ocupado maior que 30,59% comparado às demais condições na unidade familiar em 2003. Já em 2013, essa diferença de probabilidade caiu para 17,85% talvez como reflexo da maior participação dos demais membros da família no mercado de trabalho. Em 2003, famílias mais numerosas também aumentavam a probabilidade do indivíduo estar ocupado devido a necessidade do suprimento das necessidades do lar. Todavia, em 2013 ocorreu uma inversão de sinal, o que pode ser explicado pelo efeito negativo no sinal no mercado de trabalho feminino.

Para um indivíduo qualquer da amostra a maior renda por parte dos demais membros da família tem aumentado o salário reserva dos indivíduos e afetado sua decisão de participação no mercado de trabalho em ambos os anos, atendendo o que era previsto na literatura. Os resultados estimados também mostram que os indivíduos que moram na região metropolitana e na zona urbana são menos propensos a estarem ocupados no mercado de trabalho na comparação com o grupo de referência, mas que esta diferença caiu drasticamente em 2013. Em 2003, a região Nordeste apresentou probabilidade 2,94% menor e a região Sul 5,24% maior na comparação com a região Sudeste de um indivíduo qualquer estar ocupado.

Já em 2013, as regiões Norte e Nordeste apresentaram probabilidades menores e a região Sul probabilidade maior na mesma comparação.

Passando a análise para o mercado de trabalho masculino vê-se que a significância geral do modelo passou de 0,1272 para 0,1151 entre os anos de 2003 e 2013. Em 2003, a probabilidade de um homem qualquer estar ocupado no ponto médio da amostra era de 84,04%, aumentando levemente para 84,58% em 2013. Esses valores refletem a maior participação dos homens no mercado de trabalho brasileiro. A variável escolaridade também apresentou o sinal positivo como esperado nos dois anos. Em 2003, um ano a mais de estudo aumentava a chance de um homem estar ocupado em apenas 0,68%. Já em 2013, essa probabilidade aumentou em 0,85%. (Tabela 3.5).

A idade também apresentou um efeito na forma de U invertido, indicando que a participação no mercado de trabalho dos homens aumenta com a idade a taxas decrescentes. Em 2003, para cada ano adicional na idade a probabilidade dos homens estarem empregados aumentava em 3,13%. Já em 2013, essa mesma probabilidade aumentou para 4,09%, talvez um reflexo da maior demanda por mão de obra no segundo ano. No ano de 2003, a cor branca dos homens afetou positivamente a chance do mesmo estar ocupado. Já em 2013, não foram observadas diferenças de impacto da cor na probabilidade de um homem estar ocupado. (Tabela 3.5).

Um homem na condição de pessoa de referência na família apresentou uma probabilidade de 18,48% maior comparado às demais condições na unidade familiar em 2003. Já em 2013, essa diferença de probabilidade caiu para 10,68% talvez como reflexo da maior participação dos demais membros da família no mercado de trabalho. Em ambos os anos, famílias mais numerosas aumentavam a probabilidade dos homens estarem ocupados devido a sua característica de principal provedor das necessidades do lar. Todavia, a maior renda por parte dos demais membros da família afetou positivamente o salário de reserva dos homens reduzindo parcialmente sua decisão de participar do mercado de trabalho em ambos os anos, atendendo a previsão da literatura. (Tabela 3.5).

Os resultados estimados também mostram que os homens que moram na região metropolitana e na zona urbana são menos propensos a estarem ocupados no mercado de trabalho na comparação com o grupo de referência, mas que esta diferença também vem caindo em 2013. Em 2003, a região Nordeste foi única a apresentar menor probabilidade de um homem estar ocupado na comparação com a região Sudeste. Já em 2013, a região Norte também passou a estar nesta condição. (Tabela 3.5).

Por fim, na análise para o mercado de trabalho feminino, a significância geral do modelo passou de 0,0954 para 0,1087 entre os anos de 2003 e 2013. Em 2003, a probabilidade de uma mulher qualquer estar ocupada no ponto médio da amostra era de 51,23%, aumentando levemente para 55,66% em 2013. A variável escolaridade também apresentou o sinal positivo como esperado nos dois anos. Em 2003, um ano a mais de estudo aumentava a chance de uma mulher estar ocupada em apenas 3,03%. Já em 2013, essa probabilidade aumentou em 2,93%, percentuais bem superiores na comparação com os homens.

A idade também tem um efeito na forma de U invertido, indicando que a participação no mercado de trabalho das mulheres segue o mesmo padrão dos homens. No ano de 2003, as mulheres brancas apresentaram menor probabilidade de estar ocupadas que as mulheres negras. Já em 2013, também não foram observadas diferenças de impacto da cor na probabilidade de uma mulher estar ocupada. (Tabela 3.5).

A probabilidade de uma mulher na condição de pessoa de referência na família também apresentou o sinal positivo esperado. Mas, com nítida queda do efeito marginal na comparação dos dois anos. Diferente do ocorrido para os homens, famílias mais numerosas aumentam o salário de reserva das mulheres, devido a sua maior especialização nos trabalhos domésticos e também devido a necessidade de maior cuidado com os filhos, o que afeta negativamente sua probabilidade de estarem ocupadas no mercado de trabalho. A maior renda por parte dos demais membros da família, a exemplo da renda possuída pelo marido ou pelos filhos, também afetou positivamente o salário de reserva das mulheres reduzindo parcialmente sua decisão de participar do mercado de trabalho em ambos os anos, atendendo novamente a previsão da literatura. (Tabela 3.5).

Em 2003, mulheres que moravam na região metropolitana apresentavam menos chances de estarem ocupadas. Já em 2013, as mulheres que moravam na zona urbana apresentavam mais chances de estarem ocupadas. Em ambos os anos, as mulheres residentes na região Sudeste do país apresentavam menor probabilidade de estarem ocupadas apenas na comparação com a região Sul. (Tabela 3.5).

A Tabela 3.6 apresenta os resultados das estimativas da regressão linear na média com correção de viés amostral proposto por Heckman (1979), bem como os retornos educacionais e dos diferenciais raciais de salário para o total do mercado de trabalho brasileiro, com abertura para os mercados de trabalho masculino e feminino para os anos de 2003 e 2013. Todos os modelos estimados mostraram-se significativos a partir do teste de Wald qui-quadrado. Ademais na análise de significância individual dos coeficientes, apenas a

variável Sul para o mercado total e masculino do ano de 2013 revelou-se estatisticamente insignificante. Vale ainda destacar que aplicação da correção do viés de seleção amostral mostrou-se eficaz nos seis modelos estimados, quando o p-valor da razão inversa de Mill's estimada foi aproximadamente igual à zero.

Em 2003, do total de observações da amostra igual a 211.408 (104.033 homens e 107.375 mulheres), um total de 72.756 (20.198 homens e 52.558 mulheres) observações foram censuradas. Já em 2013, do total de 208.988 observações (101.399 homens e 107.649 mulheres), um total de 66.582 (18.452 homens e 48.130 mulheres) observações foram censuradas. As observações censuradas representam às que não apresentam valor para a variável de rendimento ou cujo valor seja igual a zero.

Nota-se que o retorno médio da educação registrou uma queda tanto no mercado de trabalho masculino quanto no mercado de trabalho feminino na comparação dos anos de 2003 e 2013. Em 2003, para cada ano adicional de estudo, o salário dos homens aumentavam em 11,36% e das mulheres aumentavam 14,58%. Já em 2013, os salários dos homens aumentavam 8,95% e o das mulheres 12,97% dado o mesmo incremento marginal na escolaridade. Isso mostra que em média as mulheres apresentaram retornos marginais superiores aos dos homens e que estes são decrescentes ao longo do tempo, em função principalmente do aumento do quantitativo de mão de obra mais qualificada. (Tabela 3.6).

O efeito da idade sobre os salários também apresenta a forma de U invertido como previsto pela vasta literatura do mercado de trabalho para ambos os sexos em ambos os anos. Isso mostra que o retorno dos salários cresce com a idade, refletindo aproximadamente a maior experiência no mercado de trabalho, o que afeta positivamente a produtividade dos indivíduos, logo seus ganhos salariais. Todavia, essa taxa de crescimento é decrescente e o retorno salarial alcançará um ponto de máximo em algum momento. (Tabela 3.6).

Em relação aos diferenciais raciais de salários é possível observar que, em 2003, um homem branco ganha 18,66% a mais que um homem negro e uma mulher branca ganha 15,76% a mais que uma mulher negra. Já em 2013, o diferencial racial de salários entre homens brancos e negros passou a ser de 17,03% e o diferencial racial de salários entre mulheres brancas e negras passou a ser de 15,85%. (Tabela 3.6).

Ainda segundo a Tabela 3.6, percebe-se que os moradores da região metropolitana e da zona urbana ganham mais na comparação com as categorias de referência para ambos os sexos, pois nestas regiões estão presentes os melhores empregos e as ocupações mais bem remuneradas por exigirem maior qualificação técnica e profissional. Em 2003, apenas a região Centro-Oeste apresentou remuneração superior à região Sudeste no mercado de trabalho

masculino. No tocante ao mercado de trabalho feminino as regiões Sul e Centro-Oeste apresentaram esta condição, repetindo-se em 2013. Diante o exposto vê-se que os trabalhadores da região Nordeste ganham, em média, mais de 22% a menos que a região Sudeste do país.

Tabela 3.6 - Equação de salários de Heckman por gênero – Brasil – 2003 e 2013

Variáveis	Total			Homens			Mulheres		
	Coef.	D.P.	dy/dx	Coef.	D.P.	dy/dx	Coef.	D.P.	dy/dx
2003									
Constante	-0,4237***	0,0293	---	-0,6141***	0,0453	---	-2,5548***	0,0792	---
Escolaridade	0,1013***	0,0005	10,66	0,1076***	0,0007	11,36	0,1361***	0,0013	14,58
Idade	0,0349***	0,0014	3,45	0,0413***	0,0022	4,07	0,1059***	0,0030	10,36
Idade2	-0,0001***	0,00001	---	-0,0002***	0,00002	---	-0,0011***	0,00003	---
Branco	0,1789***	0,0046	19,59	0,1711***	0,006	18,66	0,1463***	0,0073	15,76
Reg. Metrop.	0,1471***	0,0045	15,85	0,1334***	0,0061	14,27	0,1312***	0,0068	14,02
Urbano	0,2373***	0,0072	26,79	0,3298***	0,0094	39,07	0,1225***	0,0131	13,03
Norte	-0,0962***	0,0076	-9,17	-0,1310***	0,0098	-12,28	-0,0895***	0,0117	-8,56
Nordeste	-0,2917***	0,0056	-25,30	-0,2956***	0,0072	-25,59	-0,3361***	0,0087	-28,6
Sul	-0,0385***	0,0063	-3,78	-0,0346***	0,0083	-3,41	0,0323***	0,0099	3,28
Centro-Oeste	0,0842***	0,0072	8,78	0,0507***	0,0093	5,20	0,0875***	0,0112	9,15
Mills Lambda	-0,4855***	0,0103	-38,5	-0,5674***	0,0239	-43,3	0,4222***	0,0268	52,54
2013									
Constante	0,2624***	0,0404	---	-0,0856	0,0644	---	-1,8383***	0,1051	---
Escolaridade	0,0821***	0,0006	8,55	0,0857***	0,0007	8,95	0,1220***	0,0018	12,97
Idade	0,0246***	0,0017	2,44	0,0402***	0,0030	3,96	0,0873***	0,0036	8,55
Idade2	-0,0001***	0,00002	---	-0,0003***	0,00003	---	-0,0009***	0,00004	---
Branco	0,1552***	0,0045	16,79	0,1572***	0,0058	17,03	0,1471***	0,0071	15,85
Reg. Metrop.	0,1273***	0,0045	13,58	0,1180***	0,0059	12,52	0,1390***	0,0068	14,92
Urbano	0,2216***	0,0069	24,81	0,2894***	0,0087	33,56	0,2378***	0,0135	26,85
Norte	-0,019***	0,0068	-1,88	-0,0706***	0,0085	-6,81	-0,0573***	0,0117	-5,57
Nordeste	-0,2499***	0,0057	-22,1	-0,2831***	0,0074	-24,66	-0,2844***	0,0093	-24,8
Sul	0,0002	0,0063	0,02	0,0124	0,0082	1,25	0,0606***	0,0101	6,25
Centro-Oeste	0,1260***	0,0072	13,43	0,1353***	0,0093	14,49	0,1000***	0,0113	10,51
Mills Lambda	-0,3011***	0,0166	-26	-0,2010***	0,0338	-18,21	0,4926***	0,0367	63,66

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Coef.: Coeficiente. D.P.: Desvio padrão. dy/dx: Efeito marginal.

*Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação da série (com apenas um termo) usando a razão inversa de Mill's.

As Tabelas 3.7, 3.8 e 3.9 apresentam as estimativas dos coeficientes de regressão quantílica para a equação de salários para o mercado de trabalho brasileiro como um todo com abertura para o grupo dos homens e para o grupo das mulheres com introdução da série de dois termos da razão inversa de Mill's para correção do viés de seleção amostral. O resultado da regressão quantílica pode ser interpretado da mesma maneira como o resultado da regressão linear. Cada coeficiente estimado representa o impacto das variáveis explicativas no quantil condicional estimado da distribuição de salários. Todos os modelos estimados apresentaram significância geral estatística capturada pelo Pseudo R^2 acima de 0,15.

De um modo geral quase todas as variáveis explicativas apresentaram significância estatística individual com os sinais esperados. A significância da razão inversa de Mill's mostra a importância da correção do viés de seleção amostral para o alcance de estimadores mais consistentes. Todavia, vale destacar aquelas que se mostraram insignificantes. No mercado de trabalho total em 2003, apenas a variável Norte no percentil 90, no mercado de trabalho masculino as variáveis Norte no percentil 90, Sul no percentil 95 e Centro-Oeste nos percentis 10, 20 e 30 e no mercado de trabalho feminino as variáveis Urbano nos percentis 90 e 95, Norte no percentil 90, Sul nos percentis 60, 70, 90 e 95 e por fim, nota-se que a correção do viés de seleção amostral foi útil em quase todos os modelos nesse ano a exceção das estimativas nos percentis 10 e 20 no mercado de trabalho feminino. Já em 2013, a variável Norte no percentil 70 e Sul nos percentis 60, 70 e 80 foram insignificantes no mercado total de trabalho.

No mercado de trabalho masculino, as variáveis idade² no percentil 10, Norte no percentil 80, e Sul no percentil 60 em diante não revelaram significância estatística. Por fim, no mercado de trabalho feminino, a variável Norte nos percentis 70 e 80, Sul nos percentis 90 e 95, e a razão inversa de Mill's no percentil 30 e a razão inversa de Mill's ao quadrado no percentil 20 também não foram estatisticamente significantes.

Pela análise dos coeficientes da regressão quantílica pode-se afirmar que os salários dos trabalhadores que ganham mais parecem ser determinados por fatores diferentes daqueles afetando os salários dos trabalhadores que ganham menos, o que pode ser claramente perceptível pela mudança nos valores dos coeficientes estimados.

Conforme pode ser visto na Tabela 3.7, que trata dos resultados da regressão para todo o mercado de trabalho para os anos de 2003 e 2013, as variáveis de escolaridade, idade e cor têm um efeito maior sobre os quantis superiores do que sobre os quantis inferiores da distribuição condicional de salários. Isso significa que um ano adicional de escolaridade para os indivíduos que ganham menos, resultará em um retorno inferior sobre os salários comparado aos indivíduos que ganham mais. No tocante aos diferenciais de salários com base na cor, também é notório que a diferença de salários entre brancos e negros é menor nas faixas de renda mais baixas, comparada as faixas de renda mais altas. Esse fenômeno se evidencia claramente em cada mercado de trabalho particular formado por homens e mulheres como pode ser visto nos resultados alcançados nas Tabelas 3.8 e 3.9.

Após a estimação dos coeficientes determinantes de salários, foram também realizados testes F de igualdade de coeficientes estimados para verificar se os quantis estimados são realmente diferentes um dos outros, de maneira que se possa afirmar que

realmente existam diferenças nos retornos educacionais e nos diferenciais raciais ao longo da distribuição de salários para o mercado geral de trabalho e para os mercados de trabalho masculino e feminino. Os resultados estão apresentados nas Tabelas A.3.1 e A.3.2 no apêndice A.

No tocante aos retornos educacionais para o ano de 2003, é possível afirmar que apenas os retornos apresentados entre o 10º e 30º percentil não são diferentes. No mercado de trabalho masculino igualdade de retorno deu-se entre o 10º e 20º percentil. Por fim, no mercado de trabalho feminino foi constatada igualdade de retornos dois a dois entre o 10º, 40º e 50º percentil, confirmando assim, a trajetória apresentada na forma de U nos retornos educacionais nesse ano. Em 2013, foram registradas igualdade de coeficientes estimados dois a dois entre o 10º e 40º percentis e entre 20º e 30º percentis. Nos mercado de trabalho masculino e feminino, não há diferença entre pares de coeficientes entre o 10º e 30º percentis.

Resultados semelhantes foram também encontrados para os coeficientes associados à cor. Em 2003, não foi rejeitado a hipótese nula de igualdade entre os diferenciais raciais na comparação do percentil 10 com os percentis 20, 30 e 40, revelando claramente certa estabilidade do diferencial racial de salários na parte inferior da distribuição de salários. No mercado de trabalho masculino, esta hipótese foi novamente confirmada entre os percentis 10 e 20; e 20 e 30, revelando também estabilidade de diferenças nesta parte da distribuição. Já no mercado de trabalho feminino a estabilidade do diferencial no início da distribuição de salários foi ainda mais intensa, quando foram confirmadas igualdade entre os percentis 10 até 40. Em 2013, foram observadas igualdade de diferenciais raciais apenas entre os percentis 10 e 20. Já no mercado de trabalho masculino a estabilidade de diferencial passou a ser observada no topo da distribuição. Por fim, no mercado de trabalho feminino a estabilidade nos diferenciais raciais foi atenuada no início da distribuição ocorrendo apenas até o 30º percentil. Todos esses resultados podem ser melhor compreendidos nas Figuras 3.1 e 3.2 a seguir.

Através dos resultados dos coeficientes estimados para a equação de salários com introdução de variáveis *dummies* nos termos de intercepto e nos coeficientes angulares das variáveis escolaridade e branco apresentados na Tabela C.3.1 disponível no apêndice C, é possível afirmar que ocorreu evidente mudança estrutural nos retornos educacionais e nos diferenciais raciais de salários tanto para o total do mercado de trabalho quanto para os mercados de trabalho dos homens e das mulheres na comparação dos anos de 2003 e 2013.

No tocante aos diferenciais de retornos marginais a educação a mudança estrutural ocorreu em toda a distribuição de salários. Todavia, em relação aos diferenciais raciais de

salários, a mudança estrutural ocorreu mais especificamente até o percentil 80 desta distribuição, quando pode-se concluir que existe uma nítida trajetória de convergência dos diferenciais raciais de salários nos pontos mais elevados na distribuição. (ver Tabela C.3.1 no apêndice).

Para se ter uma ideia mais detalhada da dinâmica dos retornos educacionais e dos diferenciais raciais de salários no mercado de trabalho brasileiro foram construídos alguns gráficos que permitem uma melhor visualização a partir da aplicação do cálculo exponencial sobre os coeficientes estimados quando será possível realizar comparações por gêneros e por diferentes períodos.

No ano de 2003, o retorno marginal à educação no mercado de trabalho brasileiro foi de 9,32% para o total de trabalhadores que se situavam abaixo do 5º percentil da distribuição. Esse retorno passou a registrar queda até o 15º percentil, revertendo para uma trajetória ascendente quando a partir do 70º percentil tornaram-se maiores que o retorno educacional médio estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários que também utilizou o método de correção de viés amostral de Heckman (1979), mantendo esta trajetória até alcançar o pico com retorno marginal de 12,62% a partir do 95º percentil da distribuição de salários. Por outro lado, no ano de 2013, o retorno à educação já começou num patamar inferior de 7,10% no 5º percentil, também passando a registrar queda até o 25º percentil, quando registrou retorno de 6,09%, revertendo novamente essa trajetória de queda, quando apenas a partir do 90º percentil conseguiu superar o retorno educacional médio estimado de 8,55%, mantendo essa trajetória ascendente até o 95º percentil quando registrou o retorno marginal máximo no referido ano de 10,43%. (Figura 3.1)

Ao se analisar o mercado de trabalho composto apenas pelos homens, nota-se que o retorno marginal à educação foi de 9,13% até o 5º percentil da distribuição quando registrou baixa até o 10º percentil. A partir de então, os retornos foram permanentemente ascendentes em cada quantil, quando a partir do 70º percentil foi registrado retorno superior ao retorno médio estimado para esse mercado que foi de 11,36%. Foi mantido essa trajetória até alcançar o maior retorno a partir do 95º percentil de 13,78%.

Tabela 3.7 - Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Total - Brasil - 2003 e 2013

Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
2003										
Constante	-0,7496*** (0,0321)	-0,5506*** (0,0353)	-0,4159*** (0,0323)	-0,3523*** (0,027)	-0,2553*** (0,0291)	-0,1649*** (0,0243)	-0,1094*** (0,0323)	-0,0153 (0,0432)	0,1832*** (0,0612)	0,3663*** (0,0842)
Escolaridade	0,0845*** (0,0012)	0,0833*** (0,0011)	0,0850*** (0,0009)	0,0891*** (0,0006)	0,0936*** (0,0005)	0,0984*** (0,0005)	0,1032*** (0,0005)	0,1094*** (0,0006)	0,1159*** (0,0007)	0,1188*** (0,0011)
Idade	0,0263*** (0,0015)	0,0312*** (0,0014)	0,0340*** (0,0012)	0,0372*** (0,001)	0,0382*** (0,0012)	0,0397*** (0,001)	0,0435*** (0,0013)	0,0455*** (0,0019)	0,047*** (0,003)	0,0474*** (0,0039)
Idade2	-0,0002*** (0,000020)	-0,0003*** (0,000017)	-0,0003*** (0,000015)	-0,0003*** (0,000013)	-0,0003*** (0,000016)	-0,0003*** (0,000014)	-0,0003*** (0,000018)	-0,0003*** (0,000025)	-0,0003*** (0,000039)	-0,0002*** (0,000049)
Branco	0,1388*** (0,0069)	0,1383*** (0,0062)	0,1399*** (0,0041)	0,1478*** (0,0035)	0,16*** (0,004)	0,171*** (0,0041)	0,1815*** (0,0047)	0,2059*** (0,0063)	0,2419*** (0,0073)	0,2698*** (0,0094)
Reg. Metrop.	0,1419*** (0,0058)	0,1359*** (0,0045)	0,1362*** (0,0038)	0,1376*** (0,0031)	0,1417*** (0,0038)	0,1457*** (0,0044)	0,1556*** (0,0058)	0,1595*** (0,005)	0,1661*** (0,0075)	0,1585*** (0,0113)
Urbano	0,3536*** (0,0176)	0,2903*** (0,0089)	0,2503*** (0,009)	0,2312*** (0,0062)	0,2173*** (0,0058)	0,1953*** (0,0062)	0,1869*** (0,0067)	0,1708*** (0,0073)	0,1473*** (0,0094)	0,1453*** (0,014)
Norte	-0,1965*** (0,0097)	-0,1619*** (0,0058)	-0,1395*** (0,0076)	-0,1221*** (0,0059)	-0,101*** (0,0063)	-0,0878*** (0,0069)	-0,0666*** (0,0083)	-0,0338*** (0,0076)	0,0072 (0,0122)	0,0721*** (0,0217)
Nordeste	-0,4417*** (0,0115)	-0,36*** (0,0084)	-0,3281*** (0,0067)	-0,3017*** (0,0053)	-0,2741*** (0,0057)	-0,2599*** (0,0054)	-0,2434*** (0,0069)	-0,2131*** (0,0088)	-0,1752*** (0,0108)	-0,132*** (0,0131)
Sul	-0,0197** (0,0096)	-0,0177** (0,0086)	-0,0223*** (0,0055)	-0,0314*** (0,0064)	-0,036*** (0,0061)	-0,0536*** (0,0061)	-0,0611*** (0,006)	-0,0651*** (0,0058)	-0,0735*** (0,0095)	-0,0585*** (0,0137)
Centro-Oeste	0,044*** (0,0094)	0,036*** (0,0075)	0,035*** (0,0076)	0,0442*** (0,0088)	0,057*** (0,0096)	0,067*** (0,0094)	0,0843*** (0,0113)	0,1091*** (0,0119)	0,1375*** (0,0154)	0,1831*** (0,0136)
LambdaMills	-0,7632*** (0,0444)	-0,8536*** (0,0224)	-0,9489*** (0,0288)	-1,0233*** (0,0281)	-1,1508*** (0,0285)	-1,2106*** (0,0246)	-1,2925*** (0,0299)	-1,3542*** (0,0378)	-1,4654*** (0,0429)	-1,4327*** (0,0849)
LambdaMills2	0,2421*** (0,0387)	0,368*** (0,0197)	0,4537*** (0,0246)	0,5175*** (0,0211)	0,6164*** (0,025)	0,6578*** (0,0238)	0,7336*** (0,0275)	0,7906*** (0,0318)	0,8985*** (0,033)	0,8772*** (0,0700)
2013										
Constante	0,0973*** (0,0361)	0,419*** (0,0335)	0,5363*** (0,026)	0,5665*** (0,0297)	0,5443*** (0,0349)	0,5512*** (0,0251)	0,5797*** (0,0475)	0,5984*** (0,0516)	0,5895*** (0,0716)	0,6341*** (0,1373)
Escolaridade	0,0628*** (0,001)	0,0592*** (0,0008)	0,0601*** (0,0006)	0,0636*** (0,0007)	0,0693*** (0,0006)	0,0753*** (0,0006)	0,0808*** (0,0009)	0,0874*** (0,0007)	0,0952*** (0,0009)	0,0991*** (0,0017)
Idade	0,0086***	0,0122***	0,017***	0,0221***	0,0281***	0,0326***	0,0365***	0,0413***	0,0505***	0,056***

	(0,0014)	(0,0013)	(0,0012)	(0,0012)	(0,0013)	(0,001)	(0,002)	(0,0021)	(0,0034)	(0,0058)
Idade2	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0003***
	(0,000018)	(0,000018)	(0,000016)	(0,000016)	(0,000017)	(0,000014)	(0,000026)	(0,000027)	(0,000045)	(0,000074)
Branco	0,0852***	0,087***	0,0995***	0,1099***	0,1269***	0,1487***	0,1719***	0,1949***	0,2426***	0,2757***
	(0,0059)	(0,0045)	(0,0042)	(0,0043)	(0,0048)	(0,0065)	(0,0067)	(0,007)	(0,0084)	(0,016)
Reg. Metrop.	0,1072***	0,0882***	0,0818***	0,0806***	0,083***	0,0912***	0,1039***	0,1301***	0,1612***	0,1929***
	(0,005)	(0,0035)	(0,0036)	(0,0036)	(0,004)	(0,0043)	(0,0049)	(0,006)	(0,0091)	(0,015)
Urbano	0,4096***	0,2632***	0,2004***	0,1699***	0,1507***	0,1297***	0,1223***	0,1271***	0,1344***	0,1838***
	(0,01)	(0,0055)	(0,0046)	(0,0036)	(0,0028)	(0,0041)	(0,0064)	(0,0066)	(0,0085)	(0,0134)
Norte	-0,1384***	-0,1134***	-0,0991***	-0,078***	-0,0512***	-0,0283***	0,0042	0,0509***	0,1067***	0,1678***
	(0,0082)	(0,0066)	(0,0055)	(0,0038)	(0,0051)	(0,0063)	(0,0071)	(0,0083)	(0,012)	(0,0186)
Nordeste	-0,378***	-0,292***	-0,2685***	-0,2518***	-0,2376***	-0,22***	-0,1905***	-0,1607***	-0,1206***	-0,0592***
	(0,0069)	(0,005)	(0,0039)	(0,0053)	(0,0061)	(0,0052)	(0,0056)	(0,0064)	(0,0091)	(0,0157)
Sul	0,0348***	0,0328***	0,0234***	0,0223***	0,0154**	0,0021	-0,0053	-0,0167	-0,0409***	-0,0533***
	(0,0048)	(0,006)	(0,0054)	(0,0063)	(0,0071)	(0,0084)	(0,0084)	(0,0103)	(0,015)	(0,0197)
Centro-Oeste	0,0318***	0,0404***	0,0553***	0,0809***	0,1028***	0,1269***	0,1614***	0,1971***	0,2086***	0,2382***
	(0,0044)	(0,0056)	(0,0052)	(0,007)	(0,0065)	(0,0074)	(0,0105)	(0,0122)	(0,0131)	(0,0216)
LambdaMills	-0,3104***	-0,5616***	-0,7593***	-0,9111***	-1,0601***	-1,1971***	-1,3274***	-1,4667***	-1,5227***	-1,4321***
	(0,0412)	(0,043)	(0,03)	(0,0291)	(0,0367)	(0,039)	(0,0385)	(0,0429)	(0,0694)	(0,1067)
LambdaMills2	0,0052	0,2673***	0,4415***	0,561***	0,6823***	0,7858***	0,886***	1,0204***	1,1205***	1,0821***
	(0,041)	(0,0403)	(0,0281)	(0,0263)	(0,034)	(0,0353)	(0,0337)	(0,0364)	(0,0572)	(0,0849)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q95 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap.
 *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela 3.8 - Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Homens - Brasil - 2003 e 2013

Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
2003										
Constante	-0,7369*** (0,0458)	-0,6167*** (0,0375)	-0,5512*** (0,0341)	-0,5195*** (0,0346)	-0,4339*** (0,0522)	-0,3924*** (0,0444)	-0,3922*** (0,0487)	-0,2947*** (0,0546)	-0,0201 (0,0696)	0,0039 (0,1122)
Escolaridade	0,082*** (0,0012)	0,083*** (0,001)	0,0868*** (0,0008)	0,0923*** (0,0009)	0,0978*** (0,0008)	0,1031*** (0,0008)	0,1103*** (0,0009)	0,1172*** (0,001)	0,1244*** (0,0012)	0,1267*** (0,0013)
Idade	0,025*** (0,0025)	0,032*** (0,0022)	0,0366*** (0,0019)	0,0399*** (0,0017)	0,0401*** (0,0027)	0,0427*** (0,0022)	0,0471*** (0,0023)	0,0482*** (0,0028)	0,0451*** (0,0034)	0,053*** (0,0057)
Idade2	-0,0002*** (0,000034)	-0,0002*** (0,000032)	-0,0002*** (0,000027)	-0,0002*** (0,000024)	-0,0002*** (0,000036)	-0,0002*** (0,000030)	-0,0003*** (0,000031)	-0,0002*** (0,000038)	-0,0002*** (0,000046)	-0,0002*** (0,000073)
Branco	0,1162*** (0,0095)	0,1207*** (0,007)	0,1266*** (0,0067)	0,135*** (0,0062)	0,1454*** (0,0065)	0,1583*** (0,0064)	0,1758*** (0,006)	0,2032*** (0,0067)	0,239*** (0,0086)	0,2712*** (0,0119)
Reg. Metrop.	0,1532*** (0,0069)	0,1399*** (0,0059)	0,1384*** (0,0056)	0,1322*** (0,006)	0,1319*** (0,006)	0,1393*** (0,0066)	0,1442*** (0,0073)	0,1374*** (0,0093)	0,1436*** (0,0122)	0,1293*** (0,0139)
Urbano	0,4737*** (0,0134)	0,4089*** (0,0127)	0,3686*** (0,0091)	0,3472*** (0,009)	0,3291*** (0,0096)	0,3104*** (0,0093)	0,2952*** (0,0128)	0,2827*** (0,0123)	0,2511*** (0,018)	0,2454*** (0,0195)
Norte	-0,2404*** (0,0097)	-0,2034*** (0,0098)	-0,1781*** (0,0078)	-0,1595*** (0,0088)	-0,1427*** (0,0112)	-0,1224*** (0,0088)	-0,0988*** (0,0107)	-0,0619*** (0,0099)	-0,0100 (0,0214)	0,0617*** (0,0232)
Nordeste	-0,446*** (0,0127)	-0,3735*** (0,0088)	-0,34*** (0,0083)	-0,3107*** (0,0076)	-0,2862*** (0,008)	-0,2699*** (0,0087)	-0,2496*** (0,01)	-0,218*** (0,01)	-0,1667*** (0,0143)	-0,1095*** (0,0144)
Sul	-0,0446*** (0,0118)	-0,0382*** (0,008)	-0,0364*** (0,0068)	-0,0273*** (0,005)	-0,037*** (0,0067)	-0,0387*** (0,009)	-0,0404*** (0,0086)	-0,0511*** (0,0115)	-0,0461*** (0,013)	-0,0140 (0,0165)
Centro-Oeste	0,0012 (0,0129)	-0,0032 (0,008)	0,0009 (0,0088)	0,0144* (0,0078)	0,0205** (0,0094)	0,0342*** (0,0118)	0,0523*** (0,0121)	0,0789*** (0,0145)	0,0883*** (0,0187)	0,1481*** (0,0247)
LambdaMills	-0,979*** (0,075)	-0,9921*** (0,0587)	-1,0603*** (0,0533)	-1,08*** (0,0494)	-1,1205*** (0,0704)	-1,1042*** (0,0612)	-1,0666*** (0,0721)	-1,1206*** (0,0782)	-1,2318*** (0,1228)	-1,0638*** (0,1787)
LambdaMills2	0,4048*** (0,0873)	0,5029*** (0,0691)	0,6205*** (0,0637)	0,6539*** (0,0561)	0,6858*** (0,0764)	0,6622*** (0,0686)	0,6377*** (0,0739)	0,7019*** (0,0748)	0,8425*** (0,1236)	0,7075*** (0,1879)
2013										
Constante	0,0741 (0,0933)	0,3387*** (0,0648)	0,3916*** (0,0659)	0,3489*** (0,0546)	0,355*** (0,0569)	0,3256*** (0,0788)	0,3234*** (0,0704)	0,302*** (0,107)	0,1959* (0,1201)	0,3171 (0,2061)
Escolaridade	0,0597*** (0,001)	0,0574*** (0,0009)	0,0596*** (0,0007)	0,0657*** (0,0007)	0,0715*** (0,0007)	0,0776*** (0,0008)	0,085*** (0,0008)	0,0926*** (0,0011)	0,1019*** (0,0012)	0,1059*** (0,0026)
Idade	0,0108***	0,0157***	0,0215***	0,0276***	0,0317***	0,0367***	0,04***	0,0453***	0,0577***	0,0613***

	(0,0043)	(0,0028)	(0,003)	(0,0025)	(0,0028)	(0,0036)	(0,0036)	(0,0052)	(0,0057)	(0,0091)
Idade2	-0,0001	-0,0001***	-0,0001***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
	(0,000055)	(0,000035)	(0,000039)	(0,000031)	(0,000036)	(0,000047)	(0,000047)	(0,000067)	(0,000073)	(0,000011)
Branco	0,0824***	0,0934***	0,1017***	0,1119***	0,13***	0,1527***	0,1717***	0,2015***	0,2538***	0,2781***
	(0,0093)	(0,0061)	(0,0044)	(0,0061)	(0,0053)	(0,0048)	(0,0045)	(0,0062)	(0,0117)	(0,0237)
Reg. Metrop.	0,1061***	0,0942***	0,0846***	0,0811***	0,0779***	0,0932***	0,0944***	0,117***	0,151***	0,1839***
	(0,0044)	(0,0041)	(0,0041)	(0,0037)	(0,0033)	(0,0044)	(0,0061)	(0,0071)	(0,0127)	(0,0204)
Urbano	0,5163***	0,359***	0,2948***	0,2624***	0,2313***	0,201***	0,1934***	0,1961***	0,1951***	0,2142***
	(0,0155)	(0,0103)	(0,0085)	(0,007)	(0,0083)	(0,0081)	(0,0085)	(0,0127)	(0,0181)	(0,0293)
Norte	-0,1832***	-0,1625***	-0,1412***	-0,1281***	-0,113***	-0,0818***	-0,0449***	0,0008	0,0687***	0,1045***
	(0,0127)	(0,0102)	(0,008)	(0,0081)	(0,0066)	(0,0068)	(0,0101)	(0,0119)	(0,0231)	(0,0384)
Nordeste	-0,38***	-0,3249***	-0,3001***	-0,2858***	-0,2726***	-0,2518***	-0,2213***	-0,1929***	-0,1469***	-0,0864***
	(0,0078)	(0,0068)	(0,0047)	(0,0051)	(0,0057)	(0,0062)	(0,0084)	(0,0096)	(0,0137)	(0,0247)
Sul	0,0325***	0,0332***	0,0335***	0,0283***	0,0191**	0,0146	0,0104	-0,0009	-0,0098	-0,0161
	(0,0103)	(0,007)	(0,0062)	(0,0084)	(0,0098)	(0,0098)	(0,0103)	(0,0132)	(0,0168)	(0,0289)
Centro-Oeste	0,0374***	0,0583***	0,0762***	0,0941***	0,107***	0,1379***	0,1611***	0,1829***	0,195***	0,208***
	(0,0114)	(0,011)	(0,0091)	(0,0076)	(0,0086)	(0,0081)	(0,01)	(0,0094)	(0,0164)	(0,0213)
LambdaMills	-0,5393***	-0,7207***	-0,7972***	-0,8389***	-0,9288***	-0,9646***	-1,0214***	-1,1104***	-1,0247***	-0,9814***
	(0,0798)	(0,0687)	(0,0696)	(0,0689)	(0,0569)	(0,0747)	(0,0895)	(0,1101)	(0,1401)	(0,1896)
LambdaMills2	0,2256**	0,4912***	0,6049***	0,6823***	0,7793***	0,8218***	0,8794***	1,0591***	1,1088***	1,0795***
	(0,0938)	(0,0688)	(0,0633)	(0,0776)	(0,0692)	(0,0682)	(0,1074)	(0,1237)	(0,1518)	(0,1443)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q95 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap.
 *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela 3.9 - Regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral - Mulheres - Brasil - 2003 e 2013

Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
2003										
Constante	-2,5921*** (0,1545)	-2,2039*** (0,0988)	-2,1676*** (0,0904)	-2,2038*** (0,0936)	-2,0642*** (0,0782)	-2,0169*** (0,0682)	-1,986*** (0,107)	-1,958*** (0,1314)	-1,9594*** (0,1408)	-1,9433*** (0,2051)
Escolaridade	0,1227*** (0,0027)	0,1161*** (0,0019)	0,1179*** (0,0015)	0,1226*** (0,0018)	0,1247*** (0,0016)	0,1285*** (0,0013)	0,1334*** (0,0018)	0,138*** (0,0018)	0,1461*** (0,0022)	0,1501*** (0,0031)
Idade	0,0845*** (0,0056)	0,0848*** (0,0034)	0,0935*** (0,0035)	0,1017*** (0,0034)	0,105*** (0,0027)	0,11*** (0,0024)	0,1158*** (0,0038)	0,123*** (0,0045)	0,1349*** (0,0051)	0,1423*** (0,0076)
Idade2	-0,0009*** (0,000074)	-0,0009*** (0,000044)	-0,0010*** (0,000046)	-0,0010*** (0,000045)	-0,0011*** (0,000033)	-0,0011*** (0,000031)	-0,0012*** (0,000048)	-0,0012*** (0,000057)	-0,0014*** (0,000068)	-0,0014*** (0,000097)
Branco	0,1317*** (0,0112)	0,1299*** (0,0094)	0,1333*** (0,0066)	0,1316*** (0,007)	0,1455*** (0,007)	0,1539*** (0,0085)	0,1567*** (0,0091)	0,1654*** (0,0087)	0,1739*** (0,0119)	0,1999*** (0,0208)
Reg. Metrop.	0,1067*** (0,0144)	0,117*** (0,0094)	0,1163*** (0,0063)	0,1183*** (0,0061)	0,1282*** (0,0069)	0,1304*** (0,0061)	0,1446*** (0,007)	0,1717*** (0,0067)	0,1842*** (0,0127)	0,1859*** (0,0208)
Urbano	0,268*** (0,0222)	0,194*** (0,0215)	0,1442*** (0,0138)	0,1271*** (0,0102)	0,1008*** (0,0123)	0,0691*** (0,0135)	0,0604*** (0,0115)	0,0465*** (0,0144)	0,0177 (0,0144)	0,0034 (0,0267)
Norte	-0,1543*** (0,0191)	-0,1374*** (0,0129)	-0,1298*** (0,0121)	-0,1205*** (0,0126)	-0,0969*** (0,0091)	-0,0746*** (0,0117)	-0,0611*** (0,0135)	-0,0495*** (0,0141)	-0,0028 (0,0253)	0,069*** (0,0281)
Nordeste	-0,4636*** (0,0155)	-0,3948*** (0,0128)	-0,3552*** (0,0098)	-0,3428*** (0,0075)	-0,319*** (0,0092)	-0,2945*** (0,0094)	-0,2789*** (0,0107)	-0,2648*** (0,0103)	-0,2279*** (0,0134)	-0,2085*** (0,0227)
Sul	0,0692*** (0,0132)	0,0612*** (0,0104)	0,0523*** (0,0097)	0,0376*** (0,0107)	0,0193*** (0,0093)	0,0073 (0,0097)	-0,0087 (0,0106)	-0,0221* (0,0115)	-0,0217 (0,0152)	-0,0168 (0,0243)
Centro-Oeste	0,0426** (0,0178)	0,0405*** (0,0142)	0,0366*** (0,0139)	0,0402*** (0,0114)	0,0451*** (0,0127)	0,0555*** (0,0123)	0,0875*** (0,0153)	0,1131*** (0,0148)	0,1395*** (0,019)	0,2339*** (0,0221)
LambdaMills	0,0484 (0,1059)	-0,0954 (0,0654)	-0,1949*** (0,0706)	-0,2917*** (0,0773)	-0,5178*** (0,0628)	-0,6328*** (0,0714)	-0,7429*** (0,0671)	-0,8193*** (0,0797)	-0,8922*** (0,1003)	-0,8028*** (0,1425)
LambdaMills2	0,1105 (0,0605)	0,2176*** (0,045)	0,3248*** (0,0545)	0,4343*** (0,0506)	0,5725*** (0,0414)	0,6679*** (0,0501)	0,756*** (0,0434)	0,8224*** (0,0404)	0,9237*** (0,0627)	0,906*** (0,0878)
2013										
Constante	-0,9854*** (0,1315)	-0,6584*** (0,1041)	-0,6772*** (0,1143)	-0,8057*** (0,091)	-0,938*** (0,0765)	-1,2865*** (0,088)	-1,2659*** (0,1108)	-1,3914*** (0,1089)	-1,71*** (0,1325)	-2,3108*** (0,2482)
Escolaridade	0,0916*** (0,0022)	0,0867*** (0,0016)	0,0893*** (0,0016)	0,0952*** (0,0015)	0,1017*** (0,0012)	0,1119*** (0,0011)	0,1166*** (0,0016)	0,1247*** (0,0016)	0,1363*** (0,0022)	0,1491*** (0,0033)
Idade	0,0354***	0,0382***	0,0491***	0,06***	0,0711***	0,0877***	0,0936***	0,105***	0,1254***	0,1493***

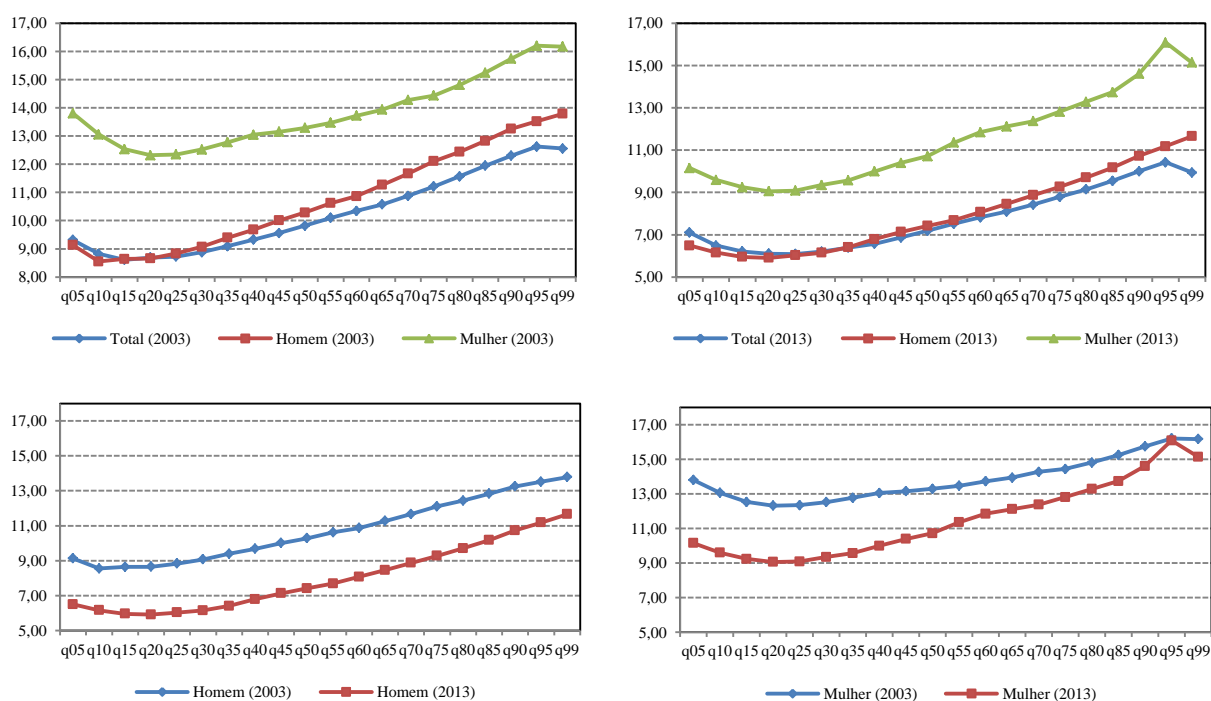
	(0,0049)	(0,0036)	(0,0042)	(0,0032)	(0,0029)	(0,0031)	(0,0036)	(0,0036)	(0,0045)	(0,0089)
Idade2	-0,0003***	-0,0004***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0007***	-0,0009***	-0,0009***	-0,001***	-0,0013***	-0,0016***
	(0,000064)	(0,000046)	(0,000054)	(0,000042)	(0,000038)	(0,000040)	(0,000046)	(0,000045)	(0,000056)	(0,000108)
Branco	0,0878***	0,0858***	0,0945***	0,106***	0,1204***	0,1388***	0,1613***	0,1744***	0,214***	0,2559***
	(0,0072)	(0,0035)	(0,0038)	(0,0048)	(0,0052)	(0,007)	(0,0074)	(0,0093)	(0,0142)	(0,0259)
Reg. Metrop.	0,1215***	0,0907***	0,0811***	0,0785***	0,0839***	0,0955***	0,1191***	0,1485***	0,1918***	0,2135***
	(0,0057)	(0,0051)	(0,0042)	(0,0041)	(0,0057)	(0,0049)	(0,0046)	(0,008)	(0,0129)	(0,0231)
Urbano	0,3717***	0,2131***	0,1717***	0,1555***	0,1376***	0,1477***	0,1511***	0,1574***	0,1622***	0,3039***
	(0,0322)	(0,0139)	(0,0137)	(0,0145)	(0,0122)	(0,0108)	(0,0111)	(0,015)	(0,0251)	(0,0243)
Norte	-0,144***	-0,1312***	-0,1225***	-0,1074***	-0,0762***	-0,0529***	-0,0177	0,0107	0,0627***	0,1428***
	(0,0142)	(0,0079)	(0,0101)	(0,009)	(0,0116)	(0,009)	(0,0135)	(0,0135)	(0,0223)	(0,0429)
Nordeste	-0,4167***	-0,3004***	-0,2784***	-0,2643***	-0,2558***	-0,2333***	-0,2104***	-0,187***	-0,1377***	-0,1102***
	(0,0123)	(0,0098)	(0,0097)	(0,0076)	(0,0067)	(0,0078)	(0,0089)	(0,0117)	(0,0124)	(0,0227)
Sul	0,0747***	0,0711***	0,0631***	0,0602***	0,0527***	0,0675***	0,057***	0,0452***	0,0200	0,0230
	(0,0102)	(0,0072)	(0,0084)	(0,0075)	(0,0083)	(0,0113)	(0,0124)	(0,0165)	(0,0217)	(0,036)
Centro-Oeste	0,0346***	0,0225**	0,037***	0,0434***	0,0653***	0,0872***	0,1127***	0,1474***	0,197***	0,2252***
	(0,0102)	(0,0112)	(0,0122)	(0,0115)	(0,0114)	(0,0115)	(0,0147)	(0,0193)	(0,0232)	(0,031)
LambdaMills	0,2817***	0,1955***	-0,0623	-0,2117***	-0,3696***	-0,4239***	-0,6542***	-0,7683***	-0,6682***	-0,3842**
	(0,0811)	(0,0682)	(0,0731)	(0,0614)	(0,0574)	(0,0633)	(0,0886)	(0,0796)	(0,0959)	(0,1963)
LambdaMills2	-0,1799***	-0,0673	0,1743***	0,32***	0,4566***	0,5667***	0,7188***	0,8376***	0,8856***	0,9167***
	(0,0534)	(0,0421)	(0,0429)	(0,0361)	(0,0377)	(0,0327)	(0,045)	(0,0483)	(0,0635)	(0,1141)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q95 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap.
 *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Já no ano de 2013, o retorno à escolaridade no mercado de trabalho masculino até o 5º percentil foi de 6,49%, revelando novamente queda comparada ao registrado em igual ponto da distribuição de salários no ano de 2003. O retorno educacional apresenta trajetória de queda até o 20º percentil, quando a partir de então, passa a apresentar sucessivas altas, alcançando retorno superior a média do retorno estimada a partir 75º percentil, passando a registrar retorno máximo de 11,66% no 99º percentil. (Figura 1)

Figura 3.1 - Comparativo da evolução das diferenças de retornos à escolaridade por quantis para o total do mercado de trabalho por gênero com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total, Homem e Mulher - Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a escolaridade é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável escolaridade (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

O retorno da escolaridade no mercado de trabalho feminino foi de 13,80% até o 5º percentil da distribuição de salários para o ano de 2003, passando-se a observar uma trajetória de queda até o 20º percentil. A partir desta marca o retorno marginal à educação feminina passa a ser crescente e supera o retorno médio a partir do 80º percentil, passando a registrar valor recorde de 16,20% no percentil 95. Já em 2013, o retorno a educação no 5º percentil foi igual a 10,15%, portanto inferior a marca registrada em igual quantil de 2003. Novamente tem-se uma trajetória descendente até o 20º percentil que registrou variação de 9,06%, quando se reverteu a trajetória de queda. O retorno médio da distribuição salarial foi superado a partir do 80º percentil

e o valor máximo de retorno feminino no referido ano foi de 16,08% observado apenas no 95º percentil da distribuição de salários (Figura 3.1).

Coelho *et al.* (2010) ao realizar estimativas para os retornos educacionais e diferenciais raciais no mercado de trabalho feminino no Brasil fazendo uso da PNAD de 2007, alcançou resultados bastante semelhantes ao afirmar que após o quantil 0,30, os coeficientes associados à variável educação começavam a aumentar, e no quantil 0,60 tornaram-se maiores que o retorno educacional médio também estimado pelo método dos mínimos quadrados com correção de viés de seleção amostral.

Diante o exposto é possível constatar que o retorno à educação no mercado de trabalho brasileiro (também para homens e mulheres) apresentou resultados diferenciados para cada um dos quantis da distribuição de salários. Em 2003, é possível constatar que o retorno à escolaridade no mercado de trabalho masculino ficou abaixo do geral do mercado apenas para os percentis 5, 10 e 20 e que, além disso ocorreu um nítido descolamento nos quantis mais elevados em relação a este último.

No tocante ao mercado de trabalho feminino observou-se que este registrou para todos os quantis da distribuição os maiores retornos a escolaridade com a diferença de que o maior distanciamento do retorno geral de mercado deu-se nos quantis mais baixos da distribuição. Por fim, ao se comparar os retornos nos mercados de trabalho masculino e feminino para este ano, nota-se que existe uma grande diferença de retorno em favor do último principalmente nas faixas de remuneração mais baixas. Assim, é visível a redução desse diferencial ao longo da distribuição de salários em torno de 50% na comparação do 5º e 99º percentis. (Figura 3.1)

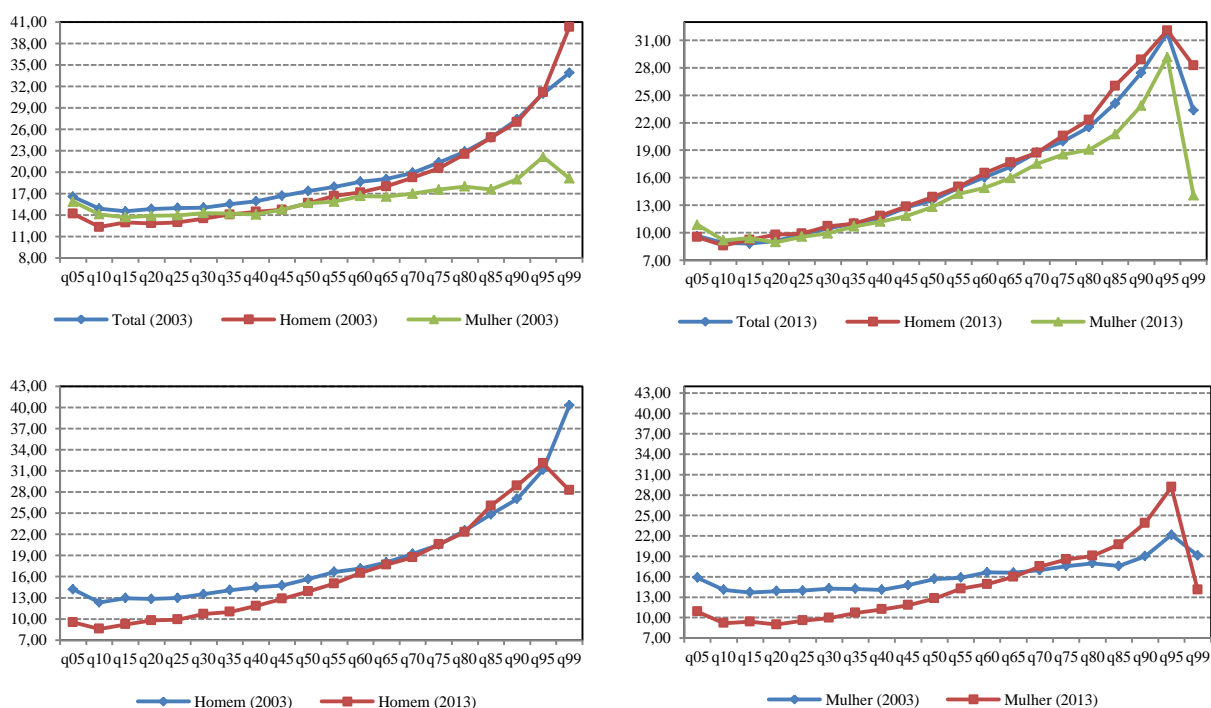
Já no ano de 2013, o retorno à escolaridade no mercado de trabalho masculino ficou abaixo do total do mercado até o percentil 30. Contudo, a partir do percentil 60 registrou-se novamente um deslocamento em relação ao retorno observado no mercado de trabalho geral. Semelhantemente ao ocorrido em 2003, o mercado de trabalho feminino continuou registrando os maiores percentuais de retorno a escolaridade. Todavia, foi registrado maior discrepância frente ao retorno geral do mercado nos quantis mais elevados da distribuição. Já na comparação com o mercado de trabalho masculino foram registrados maiores discrepâncias no início, no meio e fim da distribuição de salários, donde é possível afirmar que ocorreu de certa forma uma acentuação do diferencial de retornos diferentemente do ocorrido em 2003. (Figura 3.1)

Ao se comparar os anos de 2003 e 2013 é possível constatar a nítida redução ocorrida nos retornos à educação no mercado de trabalho brasileiro tanto para homens quanto para mulheres. No mercado de trabalho masculino o maior diferencial ocorreu no percentil 35, cuja

diferença foi de 2,99 pontos percentuais. Outro ponto a ser destacado é que a diferença de retornos se reduz nos quantis mais elevados da distribuição. Já no mercado de trabalho feminino o maior diferencial de retornos ocorreu no 5º percentil, passando a apresentar uma forte convergência nos quantis mais elevados da distribuição de salários. (Figura 3.1).

Agora a dinâmica dos diferenciais de salários relacionados a cor pode ser melhor compreendida através da Figura 3.2 que também possui quatro gráficos diferentes. Seguindo comportamento semelhante ao retorno da educação, os diferenciais raciais no mercado de trabalho brasileiro são menores nos quantis inferiores da distribuição e maiores nos quantis superiores. Eles também apresentam queda até o percentil 15 quando registrou diferencial de 14,51% entre brancos e negros, passando a apresentar diferencial cada vez mais crescente a partir de então. O diferencial médio estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correção de viés amostral de 19,59% só foi superado a partir do 70º percentil. O maior diferencial registrado no mercado de trabalho brasileiro ocorreu no percentil 99 quando os brancos ganharam 33,87% a mais que os negros.

Figura 3.2 - Comparativo da evolução dos diferenciais raciais por quantis para o total do mercado de trabalho por gênero com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total, Homem e Mulher - Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Os diferenciais de retorno a raça/cor é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável branco (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

No mercado de trabalho masculino trajetória semelhante foi observada, com queda até o 10º percentil que registrou diferencial de 12,33%. Depois foram apresentados diferenciais salariais crescentes quando a média dos diferenciais salariais nesse mercado de 18,66% foi superada também no percentil 70. O diferencial de salários entre brancos e negros no mercado de trabalho masculino superou o diferencial no mercado de trabalho total apenas a partir do quantil 95, passando a registrar a marca recorde de 40,27% no percentil 99. (Figura 3.2).

No mercado de trabalho feminino o diferencial racial de salários também foi crescente ao longo da distribuição, chegando a registrar queda até percentil 40, aumentando a partir desse ponto, quando a média salarial de 15,76% foi superada no percentil 55. Novamente Coelho *et al.* (2010) aponta resultado semelhante ao afirmar que os diferenciais raciais de salários femininos caem até o percentil 30 e então passam a crescer à medida que se sobe na distribuição de salários, sendo maior que a estimativa de MQO a partir do percentil 60. (Figura 3.2).

Todavia, vale ressaltar que o diferencial racial de salários entre as mulheres apresentou trajetória de alta menos significativa comparado ao dos homens no ano de 2003, apresentando menor discrepância entre o ponto mais alto e mais baixo da distribuição. Nota-se que até o percentil 35 o diferencial racial no mercado de trabalho feminino chegou até superar o registrado no mercado de trabalho masculino, perdendo força a partir de então quando os homens passaram a registrar maiores diferenciais raciais. É possível afirmar que está presente o fenômeno conhecido como teto de vidro quando os maiores diferenciais raciais ocorrem nos quantis mais elevados da distribuição em favor dos indivíduos da cor branca. (Figura 3.2).

Em 2013, comportamento semelhante foi registrado quando os diferenciais raciais são novamente crescentes ao longo da distribuição. Além disso, os diferenciais raciais registrados no mercado de trabalho masculino superaram a marca registrada para todo o mercado de trabalho brasileiro em quase todos os quantis da distribuição, a exceção tendo ficado por conta do 5º, 10º e 35º percentis. Vale ressaltar que o diferencial caiu até o 10º percentil, passando a registrar trajetória crescente quando superou o diferencial médio de 17,03% no percentil 65, passando a registrar o maior diferencial racial de 32,06% no percentil 95. (Figura 3.2).

No mercado de trabalho feminino, apenas nos 5º, 10º e 15º percentis o diferencial racial ficou acima do diferencial total de mercado. Nota-se que este diferencial racial cai até o percentil 20, quando ocorre uma reversão da trajetória até superar o diferencial racial médio do mercado de trabalho feminino de 15,85%, passando a registrar diferencial recorde de 29,16% no percentil 95.

A trajetória da discrepância dos diferenciais raciais de salários entre homens e mulheres foi crescente em 2003 e 2013, sendo maior no primeiro ano.

Vale ainda ressaltar que no mercado de trabalho masculino, os diferenciais raciais de salários registrados, em 2003, superam os registrados em 2013 até o percentil 80. Ou seja, ocorre nítida trajetória de convergência dos diferenciais raciais de salários até este ponto da distribuição. O mesmo também ocorre no mercado de trabalho feminino só que o ponto de convergência dá-se no percentil 70. Neste último mercado os diferenciais raciais de salários se exacerbam nos últimos quantis da distribuição de salários no ano de 2013, ou seja, ocorre uma piora do padrão de discriminação neste pedaço da curva de salários quando os diferenciais raciais passam a superar o observado em 2003. Apesar disso, a discriminação existente no mercado de trabalho masculino se torna cada vez mais intensa que no mercado de trabalho feminino nos pontos mais elevados da distribuição de salários.

Após estimado os principais determinantes dos salários e analisada a dinâmica dos retornos salariais da educação e dos diferenciais raciais na média e por diferentes quantis da distribuição de salários no mercado de trabalho brasileiro, momento esse em que foi possível conhecer os efeitos dos diferenciais de trajetória e magnitude da escolaridade e da raça sobre os salários, busca-se identificar quais fatores podem ter mais contribuído com a dispersão dos salários tanto no mercado de trabalho total quanto nos mercados de trabalho masculino e feminino, haja vista que pelo fato das distribuições serem bastante dispersas e heterocedásticas isso afeta diretamente os diferenciais de retornos da educação e da raça ao longo de toda distribuição de salários.

A Tabela 3.10 traz os resultados das regressões interquantílicas de salários dada pelo diferencial estimado dos quantis 10 e 90 para os anos de 2003 e 2013 nos mercados de trabalho em análise. A interpretação dos resultados é muito fácil. Quando os sinais dos coeficientes são positivos, aquele regressor contribui com o aumento da dispersão do valor dos salários no mercado de trabalho, caso contrário ocorre uma redução da dispersão salarial.

Sendo assim, nos anos de 2003 e 2013, as variáveis escolaridade, idade, branco, região metropolitana, norte, nordeste e centro-oeste contribuíram com o aumento da dispersão salarial no mercado de trabalho total brasileiro. Já no mercado de trabalho masculino as variáveis que ajudaram a explicar o aumento da dispersão salarial foram escolaridade, idade, branco, norte, nordeste e centro-oeste e, em 2013, escolaridade, idade, branco, região metropolitana, norte, nordeste e centro-oeste. Em relação ao mercado de trabalho feminino têm-se as mesmas variáveis para os dois anos.

Tabela 3.10 - Regressões interquantílicas de salários por gênero – Brasil – 2003 e 2013

Variáveis	2003			2013		
	Total	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres
	q90-q10	q90-q10	q90-q10	q90-q10	q90-q10	q90-q10
Constante	0,9329*** (0,0626)	0,7168*** (0,091)	0,6326*** (0,1577)	0,4922*** (0,0778)	0,1216 (0,1315)	-0,7246*** (0,1759)
Escolaridade	0,0314*** (0,0011)	0,0424*** (0,0013)	0,0234*** (0,0039)	0,0324*** (0,001)	0,0421*** (0,0015)	0,0446*** (0,0034)
Idade	0,0206*** (0,0028)	0,0200*** (0,0046)	0,0504*** (0,0053)	0,0419*** (0,0031)	0,0468*** (0,0062)	0,0899*** (0,0059)
Idade2	-0,000031 (0,000037)	-0,000009 (0,0000612)	-0,0004*** (0,0000702)	-0,000278*** (0,000041)	-0,000339*** (0,000077)	-0,000926*** (0,000075)
Branco	0,1031*** (0,0076)	0,1227*** (0,0139)	0,0422** (0,0194)	0,1574*** (0,0104)	0,1713*** (0,0117)	0,1262*** (0,0219)
Reg. Metrop.	0,0242*** (0,0087)	-0,0095 (0,0132)	0,0775*** (0,0173)	0,0540*** (0,0097)	0,0448*** (0,0086)	0,0703*** (0,0159)
Urbano	-0,2062*** (0,0135)	-0,2225*** (0,0228)	-0,2503*** (0,0423)	-0,2752*** (0,0255)	-0,3211*** (0,0187)	-0,2094*** (0,0348)
Norte	0,2037*** (0,013)	0,2303*** (0,0228)	0,1514*** (0,0298)	0,2452*** (0,0124)	0,2519*** (0,0188)	0,2067*** (0,0261)
Nordeste	0,2665*** (0,0099)	0,2793*** (0,0162)	0,2357*** (0,0184)	0,2573*** (0,0174)	0,2330*** (0,0203)	0,2790*** (0,0243)
Sul	-0,0537*** (0,0154)	-0,0014 (0,019)	-0,0909*** (0,018)	-0,0758*** (0,0134)	-0,0423*** (0,0157)	-0,0547*** (0,0166)
Centro-Oeste	0,0934*** (0,0137)	0,0872*** (0,0219)	0,0969*** (0,0228)	0,1768*** (0,0134)	0,1576*** (0,0228)	0,1623*** (0,0265)
LambdaMills	-0,7021*** (0,061)	-0,2527* (0,153)	-0,9407*** (0,1283)	-1,2123*** (0,1108)	-0,4853*** (0,1239)	-0,95*** (0,1581)
LambdaMills2	0,6564*** (0,0601)	0,4376*** (0,172)	0,8132*** (0,0734)	1,1153*** (0,0911)	0,8832*** (0,1602)	1,0655*** (0,0995)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q90-q10 equivale ao valor do coeficiente estimado do intervalo interquantil. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

No apêndice B são apresentadas as Tabelas B.3.1 a B.3.6 que contém os resultados das regressões quantílicas de salários ajustadas semiparametricamente para seleção amostral para o mercado total de trabalho brasileiro e também para os mercados de trabalho masculino e feminino por grupos de idade selecionados para os anos de 2003 e 2013 com seus respectivos desvios padrões entre parênteses estimados por *bootstrap*. Os grupos de idade escolhidos para análise foram de 18 a 24 anos, refletindo assim o grupo mais jovem da amostra - 25 a 39 anos - e 40 a 59 anos - para representar a população adulta dentro da amostra. E por fim, a faixa de 60 a 65 anos de idade, para capturar a população mais velha, representantes da terceira idade.

A escolha de diferentes grupos de idade busca identificar a existência de diferentes padrões de retornos da escolaridade e diferenciais raciais sobre os salários quando é levado em questão cortes na idade. Surgem, então, as seguintes questões: (i) um ano a mais de escolaridade de um jovem tem o mesmo efeito sobre salários que um ano a mais de escolaridade de um adulto ou de um idoso? (ii) os diferenciais raciais sobre salários dos jovens apresentam a mesma

magnitude dos diferenciais raciais na população adulta ou idosa? e, (iii) como se dá a dinâmica salarial por diferentes quantis da distribuição de salários em cada grupo etário considerado?

Para responder a estas perguntas foram estimadas diversas regressões quantílicas para cada faixa etária considerada. Após isso foi aplicado o cálculo exponencial sobre os coeficientes estimados das variáveis de escolaridade e branco para captar os efeitos marginais destas variáveis sobre os salários como pode ser visualizado nas Tabelas 3.11 e 3.12 a seguir.

A Tabela 3.11 apresenta os retornos marginais à escolaridade do 5º até 99º percentis para o mercado de trabalho geral, para homens e para mulheres nos anos de 2003 e 2013, evidenciando os diferentes impactos da educação sobre os salários para diferentes quantis da distribuição, tornando possível algumas análises comparativas intra e entre grupos por diferentes faixas de idade. Vale ressaltar que todos os quantis estimados se revelaram estatisticamente significativos.

Já a Tabela 3.12 faz o mesmo só que com os diferenciais raciais de salários. Vale ressaltar que muitos dos resultados encontrados para o mercado de trabalho feminino na faixa etária de 60 a 65 anos foram estatisticamente não significantes para vários quantis estimados.

Para facilitar a visualização do comportamento dos diferentes coeficientes estimados nas várias regressões quantílicas de salários foram construídos diversos gráficos que estão dispostos nas Figuras 3 a 8 a seguir.

Iniciando a análise pela Figura 3.3 que apresenta a evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idades selecionados e para o total do mercado de trabalho brasileiro nos anos de 2003 e 2013 é possível observar que em todas as regressões estimadas os retornos marginais da educação foram diferentes dependendo do quantil condicional estimado, sendo maiores nos quantis mais elevados da distribuição.

A faixa de idade de 18 a 24 anos é a que apresenta os menores retornos marginais à escolaridade em todos os quantis estimados. Em 2003, ocorreu certa estabilidade entre os percentis 30 e 50. Além disso, foi também observado que a maior diferença de retorno em relação a média do mercado ocorreu no percentil 70 quando passou a registrar nítida convergência³⁰ para a média do mercado nos quantis mais elevados. Em 2013, tal convergência não foi observada, intensificando ainda mais a discrepância em relação ao total do mercado. Na faixa etária de 25 a 39 anos foram observados retornos bem alinhados com o retorno geral do mercado em ambos os anos, mas se colocando bem acima dos retornos observados na faixa anterior. Na faixa de 40 a 59 anos, observa-se retornos acima da média geral do mercado para o ano de 2003.

³⁰ A noção de convergência aqui se refere à aproximação dos retornos da educação ou dos diferenciais raciais de salários na comparação dos mesmos quantis na distribuição para duas ou mais equações salariais estimadas.

Contudo, no ano de 2013, os primeiros quantis da distribuição apresentam retornos abaixo do mercado total de trabalho, ocorrendo uma sobre estimação a partir do 30º percentil. Por fim, a faixa de 60 a 65 anos é a que apresenta os maiores retornos marginais da educação em ambos os anos com nítido deslocamento em relação ao total do mercado nos quantis mais elevados, resultado da maior experiência no mercado de trabalho e de prêmios de promoções na carreira, em especial no setor público. Por fim, ao se comparar os anos de 2003 e 2013 é possível constatar redução dos retornos marginais de salários em todas as faixas de idade do mercado total de trabalho.

Agora, com a Figura 3.4 realiza-se a mesma análise só que para o mercado de trabalho masculino. Novamente todas as faixas etárias apresentam diferentes retornos à educação dependendo do quantil estimado. A faixa de 18 a 24 anos novamente é a que apresenta os menores retornos marginais da escolaridade em ambos os anos. Sendo que em 2003, têm-se um comportamento de convergência nos quantis mais elevados da distribuição na direção dos retornos totais desse mercado. Já em 2013, a discrepância dos jovens que ganham mais em relação a este mesmo grupo em outras faixas etárias aumenta ainda mais. Na faixa de 25 a 39 anos observa-se retornos levemente abaixo dos retornos gerais do mercado também em ambos os anos. Contudo, na faixa de 40 a 59 anos, os retornos da escolaridade além de serem maiores que os retornos gerais desse mercado, exibem um comportamento de forte deslocamento nos quantis mais elevados da distribuição. Novamente a faixa de 60 a 65 anos apresenta os maiores retornos da educação também apresentando nítido deslocamento nos quantis mais elevados da distribuição em relação ao total do mercado de trabalho masculino. De novo percebe-se que em todas as faixas etárias foram registradas quedas nos retornos da educação na comparação entre 2003 e 2013.

A Figura 3.5 a seguir apresenta também os resultados dos retornos marginais da educação agora para o mercado de trabalho feminino. Novamente observa-se a presença de diferentes retornos da escolaridade para diferentes quantis estimados independente da faixa etária. A faixa de 18 a 24 anos, novamente apresenta os retornos mais baixos da escolaridade comparado com os demais grupos. Todavia, no mercado de trabalho feminino ocorre algo diferente do mercado de trabalho masculino. Em 2003, é possível notar que foi registrado um nítido comportamento de distanciamento dos retornos da educação na comparação com o retorno geral desse mercado nos quantis mais elevados. Enquanto isso, em 2013, ocorreu justamente o contrário. Já a faixa de 25 a 39 anos, também difere do ocorrido no mercado de trabalho masculino, nesta os retornos marginais da educação se colocaram acima do retorno geral do mercado feminino em ambos os anos. A faixa de 40 a 59 anos, em 2003, apesar de se colocar

acima do retorno geral desse mercado não registrou um deslocamento significativo do mesmo nos quantis mais elevados da distribuição como observado no mercado de trabalho masculino.

Todavia, em 2013, esse deslocamento ocorreu só que de forma bastante tênue comparado ao ocorrido no mercado de trabalho masculino. Também é possível notar que em 2003 o retorno da educação na faixa de 25 a 39 anos chega a ser superior ao retorno da faixa de 40 a 59 anos, com deslocamentos marcantes nos quantis mais elevados, novamente diferindo do ocorrido no mercado de trabalho masculino. Já em 2013, a faixa de 40 a 59 anos gera retornos inferiores a faixa de 25 a 39 anos até o 40º percentil. Estas duas faixas estão mais próximas do retorno geral no mercado de trabalho feminino no ano de 2013. Novamente e diferente do ocorrido no mercado de trabalho masculino, a faixa de idade de 60 a 65 anos não é mais a que registra os maiores retornos à educação. Em 2003, foi superada pela faixa de 25 a 39 anos e nos quantis mais elevados foi também superada pela faixa de 40 a 59 anos. Contudo, em 2013, o perfil retorno-etário visto no mercado de trabalho masculino repetiu-se também no mercado de trabalho feminino, com aumento do diferencial entre os percentis 35 e 85. Para finalizar cabe destacar que em todos os grupos etários os retornos da educação observados no mercado de trabalho feminino, foram sempre superiores ao registrado no mercado masculino em todos os quantis estimado.

Após analisar a dinâmica dos retornos da escolaridade no mercado de trabalho brasileiro, é feito o mesmo para os diferenciais raciais nas Figuras 3.6 a 3.8, a seguir. Realizando-se novamente uma abertura para os mercados de trabalho masculino e feminino.

A Figura 3.6 apresenta a evolução dos diferenciais de retornos salariais com base na cor do trabalhador para cada quantil estimado para diferentes grupos de idade selecionados nos anos de 2003 e 2013. Sendo assim, é possível identificar a existência de diferenciais nas remunerações pagas entre brancos e negros e também saber como se comportam estes diferenciais ao longo da distribuição para cada grupo etário, conhecendo-se também o perfil retorno-racial para o mercado de trabalho brasileiro.

A primeira coisa a se observar é que os diferenciais raciais mudam ao longo dos diferentes quantis estimados da distribuição de salários para os diferentes mercados e para os diferentes grupos etários quando é possível afirmar que está presente o fenômeno da discriminação em todos os mercados de trabalho e para todas as faixas etárias. Ademais, os maiores diferenciais raciais são observados nos quantis mais elevados da distribuição de salários quando é possível dizer que está presente o que se convencionou chamar de efeito teto de vidro. Contudo, entre os anos de 2003 e 2013, ocorreu uma notável redução nos diferenciais de salários com base na cor em todas as faixas de idade e para todos os mercados quando é possível se dizer

que a discriminação no mercado de trabalho apesar de ainda bastante elevada ela vem se reduzindo na última década. Ademais, este fenômeno tem sido mais intenso no mercado de trabalho masculino.

A faixa de 18 a 24 anos é que apresenta os menores diferenciais raciais de salários em ambos os anos, com convergência para o retorno geral do mercado de trabalho brasileiro no ano de 2003 e divergência no ano de 2013. Assim, é possível afirmar que o grau de discriminação no mercado de trabalho é menor entre os jovens. A faixa de 25 a 39 anos apresentou diferenciais raciais muito próximo ao retorno geral de mercado em 2003 e um leve deslocamento positivo no ano de 2013. Já a faixa de 40 a 59 anos se colocou acima da faixa de 25 a 39 anos a partir do percentil 35 no ano de 2003. Em 2013, os diferenciais raciais foram maiores na primeira faixa. Em 2003, a faixa de 60 a 65 foi a que apresentou os maiores diferenciais raciais de salários com nítido deslocamento do retorno geral do mercado nos quantis mais elevados da distribuição, chegando a apresentar diferença salarial de 65,19% entre brancos e negros no último percentil da distribuição. Contudo, em 2013, ocorreu uma reversão em direção ao diferencial racial geral do mercado de trabalho brasileiro, mantendo ainda um diferencial nos quantis mais elevados. Em suma, a discriminação geralmente se dá com maior intensidade entre os que ganham mais em todas as faixas de idade. Isso mostra que os brancos independente da faixa etária estão sempre recebendo mais em função de sua maior qualificação, cujo diferencial se acentua nos pontos mais elevados da distribuição talvez pelos brancos ocuparem cargos que exigem uma maior qualificação técnica nas regiões mais desenvolvidas do país.

Através da Figura 3.7 é possível realizar a mesma análise só que para o mercado de trabalho masculino. A faixa de 18 a 24 anos novamente apresenta os menores diferenciais raciais de salários em ambos os anos. Nota-se que nos quantis mais elevados ocorre um comportamento de convergência em direção ao retorno geral desse mercado. A discriminação na faixa de 25 a 39 anos que estava abaixo do geral desse mercado em 2003, passou a ficar acima em 2013. No ano de 2003, a faixa de 40 a 59 anos apresentou maior discriminação salarial em relação a faixa de 25 a 39 anos, contudo foi observado uma reversão nos quantis mais elevados da distribuição em 2013. Por fim, na faixa de 60 a 65 anos é que a discriminação ocorre de forma mais intensa principalmente nos quantis mais elevados da distribuição de salários. Em 2013, a discrepância de diferenciais próximo ao retorno geral do mercado foram atenuados na comparação com 2003.

Por fim, a Figura 3.8 permite a realização da mesma análise só que para o mercado de trabalho feminino. Nota-se que neste mercado também são apresentados diferenças raciais de salário para os diferentes grupos etários e para os diferentes quantis da distribuição. Chama à

atenção a elevada discriminação existente no chão da distribuição na faixa de 18 a 24 anos no ano de 2003. Contudo, nos quantis mais elevados os diferenciais raciais passam a figurar abaixo do geral do mercado feminino. Já em 2013, o padrão já observado para os homens, repetiu-se para as mulheres cujos diferenciais raciais permaneceram sempre abaixo do geral desse mercado. Diferente do padrão dos homens, a faixa de 25 a 49 anos apresentou os maiores diferenciais raciais em 2003. Contudo, em 2013, os diferenciais observados nesta faixa ficaram levemente abaixo do geral do mercado.

Diferentemente do ocorrido no mercado de trabalho masculino, os diferenciais raciais na faixa de 40 a 59 anos começaram bem abaixo do diferencial geral do mercado, convergindo para o mesmo nos quantis mais elevados no ano de 2003. Já em 2013, ocorre uma nítida mudança desse comportamento, quando os diferenciais raciais nessa faixa se colocam sempre acima do diferencial geral de mercado. Diferindo novamente do ocorrido no mercado de trabalho masculino, a faixa de 60 a 65 anos registrou diferenciais de salários quase sempre abaixo do registrado no diferencial geral desse mercado no ano de 2003. Já em 2013, esta faixa oscila em torno do diferencial geral do mercado de trabalho feminino. Por fim, vale destacar que os diferenciais raciais de salários são maiores para os homens que para as mulheres em todas as faixas etárias.

Tabela 3.11 - Diferenças de retornos à escolaridade ajustado semiparametricamente para seleção amostral por quantis e grupos de idade – homens, mulheres e total – Brasil - 2003 e 2013 (%)

Anos		HOMENS					MULHERES					TOTAL				
		18-24	25-39	40-59	60-65	Total	18-24	25-39	40-59	60-65	Total	18-24	25-39	40-59	60-65	Total
Q5	2003	7,3509*** (0,0043)	9,0362*** (0,0026)	9,3547*** (0,003)	8,3896*** (0,0149)	9,1316*** (0,0012)	13,5434*** (0,0084)	14,2625*** (0,0048)	14,4046*** (0,0049)	9,8978*** (0,0217)	13,8029*** (0,0037)	8,2928*** (0,0044)	9,1735*** (0,0026)	10,044*** (0,0019)	8,3607*** (0,0077)	9,3158*** (0,0015)
	2013	5,2346*** (0,0043)	7,2666*** (0,003)	5,9552*** (0,0032)	7,7601*** (0,0115)	6,4933*** (0,0019)	8,3391*** (0,0078)	10,8394*** (0,0033)	10,4361*** (0,006)	17,5858*** (0,0305)	10,154*** (0,002)	5,0881*** (0,0038)	7,7474*** (0,0017)	6,6796*** (0,0023)	10,3353*** (0,0082)	7,1038*** (0,0015)
Q10	2003	7,0196*** (0,0027)	8,3182*** (0,0017)	9,063*** (0,0028)	9,7624*** (0,0106)	8,5496*** (0,0009)	13,0573*** (0,0084)	13,3516*** (0,0033)	13,1305*** (0,0054)	11,7038*** (0,0241)	13,0555*** (0,0031)	7,6771*** (0,0027)	8,7415*** (0,0014)	9,4671*** (0,0016)	8,6478*** (0,006)	8,8210*** (0,0012)
	2013	4,6566*** (0,0042)	6,5412*** (0,0016)	5,7406*** (0,0018)	8,1166*** (0,0054)	6,1595*** (0,0011)	6,9828*** (0,0066)	9,9992*** (0,0024)	9,8636*** (0,0048)	13,2021*** (0,0183)	9,5944*** (0,0022)	4,8059*** (0,0026)	7,1419*** (0,0016)	6,035*** (0,0016)	9,0841*** (0,005)	6,4878*** (0,001)
Q15	2003	6,4335*** (0,0022)	8,2588*** (0,0015)	9,5689*** (0,0019)	10,0298*** (0,0095)	8,6404*** (0,0009)	12,0593*** (0,0066)	12,9636*** (0,0031)	12,856*** (0,0044)	12,6475*** (0,016)	12,5333*** (0,0023)	7,3581*** (0,0025)	8,5374*** (0,0012)	9,3551*** (0,0012)	9,9369*** (0,0063)	8,6113*** (0,001)
	2013	4,4317*** (0,0028)	6,2314*** (0,0016)	5,7745*** (0,0017)	8,0974*** (0,005)	5,9549*** (0,0013)	6,4211*** (0,0058)	9,7954*** (0,0025)	9,3055*** (0,0038)	12,2714*** (0,0169)	9,2404*** (0,002)	4,5109*** (0,0024)	6,851*** (0,0013)	5,947*** (0,0011)	8,655*** (0,0046)	6,2074*** (0,0009)
Q20	2003	5,8921*** (0,0021)	8,2194*** (0,0015)	10,0041*** (0,0019)	11,0598*** (0,0072)	8,6552*** (0,0008)	11,8402*** (0,0055)	13,1982*** (0,0029)	12,5074*** (0,0035)	13,5503*** (0,0146)	12,3174*** (0,0016)	7,0493*** (0,002)	8,4877*** (0,0011)	9,6348*** (0,0009)	9,2399*** (0,006)	8,6909*** (0,0007)
	2013	4,1192*** (0,003)	6,0631*** (0,0013)	5,952*** (0,0014)	7,8584*** (0,0055)	5,9081*** (0,001)	6,1309*** (0,0061)	9,7474*** (0,0021)	9,297*** (0,0041)	13,3346*** (0,0147)	9,0572*** (0,0012)	4,5147*** (0,0017)	6,8064*** (0,001)	5,9351*** (0,0009)	8,4416*** (0,0038)	6,1074*** (0,0007)
Q25	2003	5,6785*** (0,0019)	8,3183*** (0,0015)	10,453*** (0,0018)	11,1879*** (0,0069)	8,8332*** (0,0009)	11,4774*** (0,0042)	13,27*** (0,0028)	12,8937*** (0,0037)	12,9753*** (0,0122)	12,345*** (0,0015)	6,7366*** (0,0019)	8,6444*** (0,0011)	9,8336*** (0,0014)	9,9155*** (0,0063)	8,7246*** (0,0008)
	2013	3,8289*** (0,0031)	6,0167*** (0,0015)	6,1987*** (0,0013)	7,9794*** (0,0041)	6,0295*** (0,0011)	5,8506*** (0,0046)	9,7136*** (0,0025)	9,3949*** (0,0044)	12,4844*** (0,0149)	9,0863*** (0,0016)	4,254*** (0,0019)	6,7448*** (0,0008)	6,0456*** (0,0009)	8,1758*** (0,0031)	6,0922*** (0,0008)
Q30	2003	5,5611*** (0,0023)	8,5175*** (0,0013)	10,9274*** (0,0017)	12,0206*** (0,0059)	9,0695*** (0,0009)	11,086*** (0,0038)	13,4121*** (0,0017)	12,773*** (0,0029)	13,1242*** (0,0111)	12,5206*** (0,0014)	6,4271*** (0,0015)	8,7158*** (0,001)	10,0322*** (0,0012)	10,3194*** (0,0067)	8,8806*** (0,0007)
	2013	3,6542*** (0,0022)	6,0527*** (0,0011)	6,5157*** (0,0013)	8,4316*** (0,0048)	6,151*** (0,0009)	5,6985*** (0,0044)	10,1422*** (0,002)	9,746*** (0,0042)	11,0445*** (0,0112)	9,3512*** (0,0013)	4,148*** (0,0018)	6,8512*** (0,0011)	6,2368*** (0,0007)	8,3024*** (0,0034)	6,1997*** (0,0007)
Q35	2003	5,4353*** (0,0017)	8,8102*** (0,0013)	11,3771*** (0,0017)	12,2486*** (0,0056)	9,3972*** (0,0009)	11,0983*** (0,0042)	13,6359*** (0,0018)	13,028*** (0,0027)	13,3314*** (0,0095)	12,7753*** (0,0015)	6,3807*** (0,0014)	8,9448*** (0,0011)	10,3849*** (0,0011)	10,7417*** (0,006)	9,095*** (0,0008)
	2013	3,4769*** (0,0024)	6,2499*** (0,0012)	6,9941*** (0,0018)	8,4144*** (0,0047)	6,404*** (0,0009)	5,7062*** (0,0036)	10,3989*** (0,0024)	10,0253*** (0,0036)	10,8846*** (0,0113)	9,568*** (0,0017)	4,1728*** (0,0016)	6,9315*** (0,0008)	6,4758*** (0,0006)	8,3219*** (0,003)	6,3926*** (0,0007)
Q40	2003	5,3637*** (0,0019)	9,1572*** (0,0013)	11,8624*** (0,0015)	12,824*** (0,005)	9,68*** (0,0007)	11,1537*** (0,0046)	14,072*** (0,0017)	13,4396*** (0,0023)	12,9967*** (0,0107)	13,0446*** (0,0015)	6,2933*** (0,0014)	9,135*** (0,001)	10,7191*** (0,001)	11,2782*** (0,0058)	9,3278*** (0,0008)
	2013	3,5509*** (0,0022)	6,5531*** (0,0011)	7,502*** (0,0017)	8,9363*** (0,0036)	6,795*** (0,0009)	5,8263*** (0,0043)	10,687*** (0,0026)	10,7809*** (0,0039)	11,4131*** (0,0129)	9,9919*** (0,0019)	4,2725*** (0,0024)	7,0385*** (0,0009)	6,8787*** (0,0009)	8,626*** (0,0039)	6,5729*** (0,0006)
Q45	2003	5,4841*** (0,0014)	9,3738*** (0,0011)	12,1656*** (0,0013)	13,4426*** (0,0053)	10,007*** (0,0007)	11,4687*** (0,0049)	14,3431*** (0,0016)	13,3393*** (0,0022)	12,657*** (0,0104)	13,1495*** (0,0013)	6,2576*** (0,001)	9,4279*** (0,001)	10,9976*** (0,0011)	11,5883*** (0,005)	9,56*** (0,0007)
	2013	3,6411*** (0,0022)	6,8693*** (0,001)	7,8417*** (0,0014)	9,5334*** (0,0045)	7,1315*** (0,0008)	5,8107*** (0,0033)	11,0701*** (0,0032)	11,0514*** (0,0041)	12,33*** (0,0137)	10,3919*** (0,0014)	4,3165*** (0,0019)	7,2971*** (0,0019)	7,2856*** (0,0007)	9,2642*** (0,0031)	6,8686*** (0,0006)
Q50	2003	5,3801*** (0,0018)	9,7245*** (0,0014)	12,5943*** (0,0012)	14,0012*** (0,0065)	10,2836*** (0,0007)	11,3153*** (0,0044)	14,4686*** (0,002)	13,5642*** (0,0027)	13,4643*** (0,01)	13,2872*** (0,0013)	6,4435*** (0,001)	9,732*** (0,0009)	11,2851*** (0,0012)	11,8044*** (0,0054)	9,82*** (0,0007)
	2013	3,7881*** (0,002)	7,0344*** (0,0009)	8,1335*** (0,0015)	9,9612*** (0,0036)	7,4166*** (0,0008)	5,9904*** (0,0031)	11,1156*** (0,0031)	11,7449*** (0,0041)	13,196*** (0,014)	10,7135*** (0,0018)	4,4278*** (0,0021)	7,4364*** (0,001)	7,6574*** (0,0007)	9,4437*** (0,0031)	7,1862*** (0,0006)
Q55	2003	5,5341*** (0,0018)	9,9691*** (0,0012)	12,9827*** (0,0014)	14,6579*** (0,0065)	10,6231*** (0,0007)	11,3952*** (0,0045)	14,6642*** (0,0023)	13,7183*** (0,0027)	14,2914*** (0,0094)	13,4667*** (0,0017)	6,5748*** (0,0011)	9,9958*** (0,0009)	11,566*** (0,001)	12,4545*** (0,0056)	10,1003*** (0,0008)

	2013	4,0073*** (0,0022)	7,3779*** (0,0008)	8,6569*** (0,0014)	10,5467*** (0,0047)	7,6841*** (0,0007)	6,1909*** (0,0034)	11,4519*** (0,0028)	12,5224*** (0,0039)	14,4497*** (0,0167)	11,3567*** (0,0017)	4,6596*** (0,0019)	7,6771*** (0,0009)	7,9926*** (0,0007)	9,9943*** (0,0034)	7,5198*** (0,0005)
Q60	2003	5,7733*** (0,0014)	10,3225*** (0,001)	13,4698*** (0,0016)	15,7845*** (0,0067)	10,866*** (0,0008)	11,2358*** (0,0049)	14,9955*** (0,002)	13,8917*** (0,0026)	14,6497*** (0,0105)	13,721*** (0,0015)	6,7447*** (0,0011)	10,3007*** (0,0007)	11,8483*** (0,001)	12,7264*** (0,0056)	10,3448*** (0,0007)
	2013	4,2315*** (0,0023)	7,6091*** (0,0008)	9,1403*** (0,0016)	10,9691*** (0,0055)	8,0691*** (0,0009)	6,4743*** (0,0032)	11,9541*** (0,0027)	12,8205*** (0,0034)	14,769*** (0,0167)	11,8495*** (0,0017)	4,7705*** (0,0019)	7,9418*** (0,0009)	8,3772*** (0,0007)	10,6614*** (0,0028)	7,8221*** (0,0006)
Q65	2003	5,9724*** (0,0016)	10,6703*** (0,0013)	13,8485*** (0,0016)	15,7578*** (0,0066)	11,2681*** (0,0009)	11,2794*** (0,0049)	15,1488*** (0,0023)	14,1556*** (0,0023)	14,4435*** (0,0087)	13,9372*** (0,0016)	6,9714*** (0,0014)	10,6062*** (0,0008)	12,1184*** (0,0009)	13,5197*** (0,005)	10,5743*** (0,0007)
	2013	4,4529*** (0,0025)	7,9951*** (0,0009)	9,6341*** (0,0017)	11,9329*** (0,0058)	8,4545*** (0,0009)	7,1818*** (0,0034)	12,5013*** (0,003)	12,8402*** (0,0033)	15,8169*** (0,0133)	12,1175*** (0,0019)	5,1069*** (0,0016)	8,2451*** (0,001)	8,741*** (0,0009)	11,0185*** (0,0032)	8,0919*** (0,0005)
Q70	2003	6,2627*** (0,0015)	11,2133*** (0,0012)	14,2942*** (0,0017)	16,3466*** (0,0067)	11,6633*** (0,0008)	11,6258*** (0,0044)	15,4492*** (0,0029)	14,5368*** (0,0025)	14,2104*** (0,009)	14,2731*** (0,0016)	7,2126*** (0,0016)	10,9285*** (0,0008)	12,4162*** (0,0009)	13,5782*** (0,0055)	10,8745*** (0,0007)
	2013	4,6793*** (0,0026)	8,2641*** (0,0012)	10,1704*** (0,0018)	12,7037*** (0,007)	8,8721*** (0,0011)	7,47*** (0,0036)	12,7151*** (0,0037)	13,331*** (0,004)	16,3789*** (0,0147)	12,3694*** (0,0018)	5,3565*** (0,002)	8,5051*** (0,0009)	9,0569*** (0,001)	11,5291*** (0,0035)	8,4247*** (0,0007)
Q75	2003	6,6431*** (0,0017)	11,6999*** (0,0013)	14,6892*** (0,0019)	16,4041*** (0,0085)	12,1065*** (0,0009)	12,0501*** (0,0056)	15,7543*** (0,0022)	14,8273*** (0,0027)	14,3369*** (0,0092)	14,4364*** (0,0016)	7,5898*** (0,0018)	11,2879*** (0,0008)	12,7711*** (0,0011)	14,0904*** (0,0048)	11,2126*** (0,0007)
	2013	4,896*** (0,003)	8,6183*** (0,0016)	10,7334*** (0,0017)	13,2722*** (0,0083)	9,27*** (0,001)	8,1856*** (0,0037)	13,0677*** (0,0035)	13,7973*** (0,005)	16,9847*** (0,0136)	12,8125*** (0,0025)	5,657*** (0,003)	8,845*** (0,0012)	9,3998*** (0,0008)	12,0812*** (0,0038)	8,79*** (0,0006)
Q80	2003	6,9995*** (0,0021)	12,114*** (0,0014)	15,0228*** (0,002)	16,91*** (0,0087)	12,4348*** (0,001)	12,1735*** (0,0047)	16,1602*** (0,0023)	15,2939*** (0,003)	14,9186*** (0,0099)	14,8063*** (0,0016)	8,0715*** (0,0018)	11,6446*** (0,001)	13,0897*** (0,001)	14,4149*** (0,0067)	11,5674*** (0,0007)
	2013	5,1715*** (0,0033)	9,0589*** (0,0012)	11,1265*** (0,0018)	13,6206*** (0,0064)	9,704*** (0,001)	8,7234*** (0,0045)	13,7203*** (0,0028)	14,1954*** (0,0054)	16,5235*** (0,0158)	13,2843*** (0,0025)	5,8379*** (0,0033)	9,1549*** (0,0013)	9,8845*** (0,0013)	12,8707*** (0,0047)	9,1439*** (0,0008)
Q85	2003	7,3205*** (0,002)	12,6001*** (0,0017)	15,2672*** (0,0021)	16,9204*** (0,0103)	12,8308*** (0,001)	12,4634*** (0,0051)	16,4037*** (0,0025)	15,6745*** (0,0037)	15,0118*** (0,0103)	15,2429*** (0,0018)	8,4841*** (0,002)	12,0621*** (0,001)	13,4991*** (0,0017)	14,2723*** (0,0061)	11,9488*** (0,0007)
	2013	5,6855*** (0,0032)	9,4299*** (0,0015)	11,7885*** (0,0022)	14,58*** (0,0084)	10,1761*** (0,0013)	9,3264*** (0,0078)	14,2545*** (0,0034)	14,8801*** (0,0052)	17,7845*** (0,0153)	13,7378*** (0,0027)	6,1239*** (0,0026)	9,4025*** (0,0012)	10,3688*** (0,0013)	12,646*** (0,006)	9,5428*** (0,0008)
Q90	2003	7,8486*** (0,0027)	13,1067*** (0,0019)	15,6153*** (0,0022)	16,8947*** (0,0118)	13,2517*** (0,0009)	12,6087*** (0,0082)	17,3004*** (0,0036)	16,3926*** (0,0039)	15,1139*** (0,0136)	15,7372*** (0,0023)	8,9476*** (0,0024)	12,5453*** (0,0013)	13,6634*** (0,0015)	14,3699*** (0,0086)	12,2991*** (0,0007)
	2013	6,047*** (0,0044)	9,9642*** (0,0018)	12,2161*** (0,0032)	13,7379*** (0,0083)	10,7291*** (0,0015)	10,1354*** (0,008)	15,2323*** (0,0054)	15,5829*** (0,005)	16,6992*** (0,024)	14,6042*** (0,0033)	6,7211*** (0,0029)	9,7638*** (0,0018)	11,015*** (0,0016)	12,9952*** (0,0066)	9,9965*** (0,0012)
Q95	2003	9,0732*** (0,0038)	13,3976*** (0,0028)	15,6373*** (0,0029)	16,4563*** (0,0145)	13,5188*** (0,0013)	11,4902*** (0,0092)	17,5373*** (0,0055)	17,39*** (0,0052)	13,2342*** (0,0209)	16,2017*** (0,0034)	9,7692*** (0,0031)	12,9855*** (0,0012)	13,9073*** (0,0028)	14,2029*** (0,0071)	12,6214*** (0,0009)
	2013	6,5769*** (0,0069)	10,4879*** (0,0035)	12,5642*** (0,0036)	14,2344*** (0,0118)	11,1771*** (0,0027)	11,4216*** (0,0105)	15,5275*** (0,0119)	17,2038*** (0,0065)	15,2331*** (0,0302)	16,084*** (0,0052)	7,024*** (0,0041)	10,2066*** (0,0023)	11,3895*** (0,0021)	12,6809*** (0,0086)	10,4268*** (0,0017)
Q99	2003	10,2031*** (0,0059)	13,4498*** (0,0066)	15,7669*** (0,0095)	18,4977*** (0,0215)	13,7858*** (0,0044)	12,2236*** (0,0178)	18,8799*** (0,0104)	15,4999*** (0,0071)	18,7907*** (0,0404)	16,1683*** (0,0063)	11,3347*** (0,0114)	12,7998*** (0,0046)	13,1201*** (0,0039)	14,4821*** (0,0229)	12,5569*** (0,0033)
	2013	5,9024*** (0,0295)	12,2218*** (0,0118)	12,8172*** (0,0213)	16,067*** (0,0461)	11,6586*** (0,0131)	16,0092*** (0,0754)	12,9283*** (0,0378)	16,1903*** (0,0261)	32,4382*** (0,1099)	15,1358*** (0,0251)	3,8746*** (0,0159)	11,7039*** (0,009)	10,7563*** (0,0124)	15,8921*** (0,0359)	9,9433*** (0,0083)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a escolaridade é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável escolaridade (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade). q05 a q99 são valores dos exponenciais dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição subtraído de 1 multiplicado por 100. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de *bootstrap*. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Os retornos partem das regressões de salários que corrigem para seleção amostral usando as séries de expansão de dois termos da razão inversa de Mill's.

Tabela 3.12 - Diferenças de retornos com base na cor ajustado semiparametricamente para seleção amostral por quantis e grupos de idade – homens, mulheres e total - Brasil - 2003 e 2013 (%)

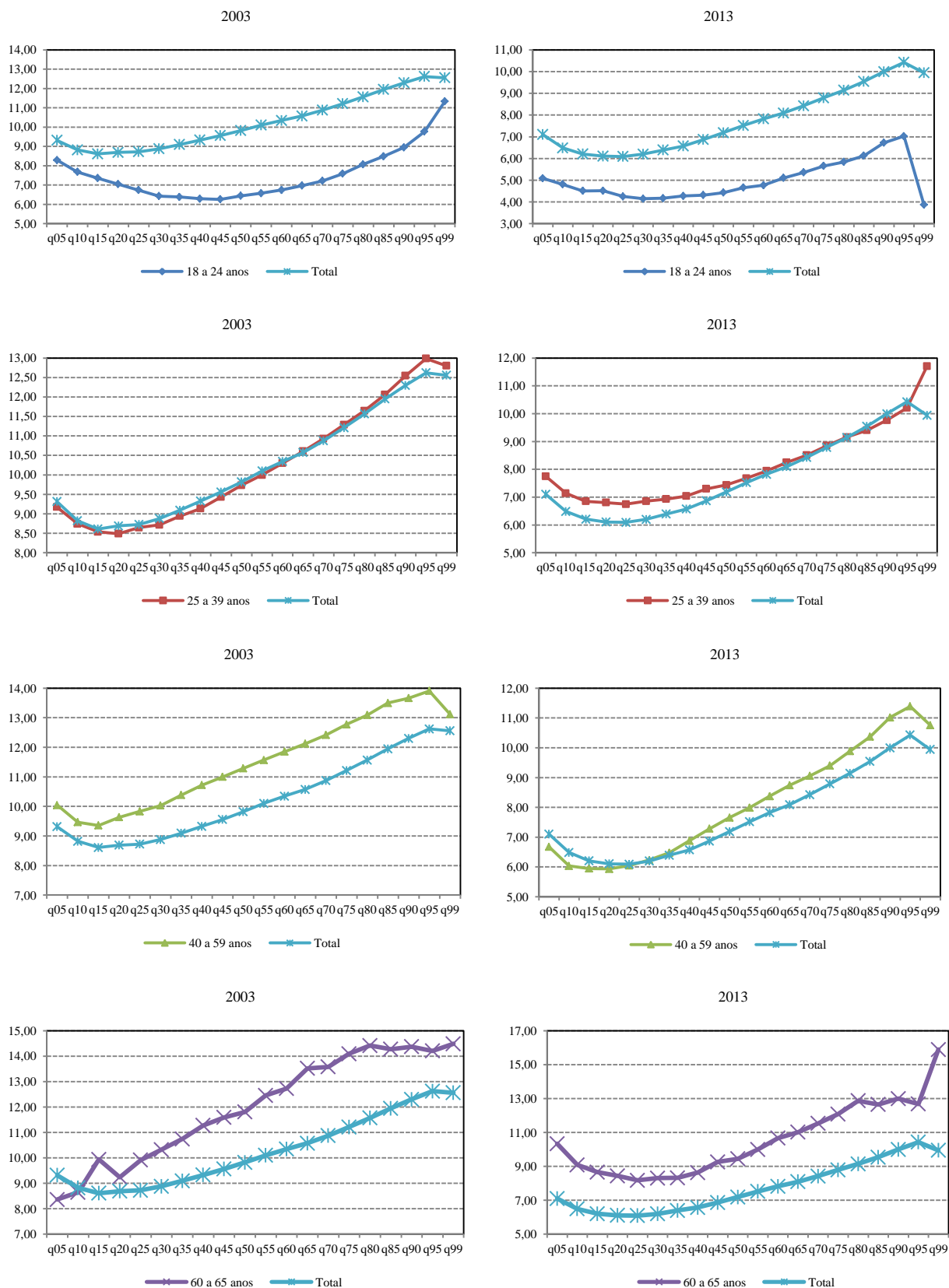
Anos		HOMENS					MULHERES					TOTAL				
		18-24	25-39	40-59	60-65	Total	18-24	25-39	40-59	60-65	Total	18-24	25-39	40-59	60-65	Total
Q5	2003	17,7842*** (0,0264)	10,4178*** (0,0151)	15,8979*** (0,0302)	27,794*** (0,0849)	14,1817*** (0,0142)	32,8328*** (0,0325)	12,0492*** (0,0204)	10,2424*** (0,0188)	12,9377 (0,1561)	15,8699*** (0,0148)	23,2256*** (0,0233)	13,3551*** (0,0144)	16,609*** (0,0184)	26,737*** (0,0888)	16,5495*** (0,0086)
	2013	6,1468*** (0,0165)	8,71*** (0,0137)	11,6104*** (0,0195)	17,3405** (0,0734)	9,5146*** (0,0086)	10,4006*** (0,0194)	9,9572*** (0,0163)	11,2352*** (0,0126)	3,1426 (0,0899)	10,8628*** (0,0095)	7,469*** (0,0185)	8,3919*** (0,0092)	11,8142*** (0,0114)	15,9244*** (0,045)	9,6464*** (0,0069)
Q10	2003	13,7623*** (0,0142)	10,3203*** (0,0134)	13,719*** (0,0183)	25,8678*** (0,0634)	12,3326*** (0,0077)	20,7469*** (0,0268)	14,6479*** (0,0147)	9,7933*** (0,0186)	8,6420 (0,1194)	14,0825*** (0,0097)	17,3872*** (0,0121)	13,9584*** (0,0096)	14,732*** (0,0127)	23,9867*** (0,0473)	14,8923*** (0,0056)
	2013	5,4897*** (0,0086)	8,2017*** (0,0114)	10,568*** (0,0111)	14,9745*** (0,0333)	8,596*** (0,0077)	8,0812*** (0,0134)	8,4396*** (0,0112)	10,3247*** (0,0118)	10,8634 (0,0694)	9,1803*** (0,0068)	6,3044*** (0,0107)	8,7204*** (0,0058)	10,041*** (0,0096)	14,5082*** (0,0327)	8,9004*** (0,0049)
Q15	2003	12,4016*** (0,0132)	11,1723*** (0,0109)	14,885*** (0,0139)	27,4654*** (0,0513)	12,9432*** (0,0056)	17,1362*** (0,016)	14,3078*** (0,0141)	11,8389*** (0,0155)	13,3694 (0,0845)	13,6947*** (0,0098)	14,939*** (0,0114)	14,1996*** (0,0074)	15,1268*** (0,0113)	23,0059*** (0,0571)	14,5154*** (0,0046)
	2013	5,3922*** (0,0075)	10,103*** (0,01)	10,577*** (0,0112)	11,2216** (0,0462)	9,2216*** (0,0064)	6,2735*** (0,013)	9,1829*** (0,0097)	10,1018*** (0,0094)	13,4521*** (0,0474)	9,4*** (0,0057)	5,9603*** (0,0078)	9,2639*** (0,0048)	10,1014*** (0,008)	13,2797*** (0,0382)	8,8001*** (0,004)
Q20	2003	11,9115*** (0,0141)	12,0366*** (0,0091)	15,3089*** (0,0118)	23,2772*** (0,0497)	12,8341*** (0,0046)	16,071*** (0,0167)	15,0635*** (0,011)	11,6175*** (0,0151)	8,3115 (0,063)	13,8805*** (0,0088)	14,166*** (0,0082)	15,207*** (0,0086)	14,7136*** (0,011)	22,0922*** (0,0497)	14,8433*** (0,0043)
	2013	4,554*** (0,0072)	9,9466*** (0,0084)	12,3148*** (0,01)	8,9279** (0,0383)	9,7919*** (0,0048)	6,5032*** (0,0094)	9,2802*** (0,0107)	10,0527*** (0,012)	10,8033*** (0,0362)	8,9693*** (0,006)	5,7242*** (0,0067)	9,3975*** (0,0045)	10,3256*** (0,0086)	10,9983*** (0,0337)	9,0918*** (0,0039)
Q25	2003	11,2442*** (0,0115)	12,1172*** (0,0078)	14,7781*** (0,0124)	23,5137*** (0,0434)	12,9628*** (0,0035)	16,6148*** (0,0118)	14,8694*** (0,0105)	11,052*** (0,0171)	6,8464 (0,052)	13,9493*** (0,0076)	13,9626*** (0,0071)	15,1246*** (0,0078)	14,8429*** (0,0107)	19,3813*** (0,0411)	14,9974*** (0,004)
	2013	4,5404*** (0,0088)	10,6916*** (0,009)	12,3232*** (0,0091)	9,2515*** (0,0341)	9,9111*** (0,0039)	6,8882*** (0,0103)	9,7931*** (0,0118)	10,9983*** (0,0102)	13,1297*** (0,0379)	9,555*** (0,0055)	5,5617*** (0,0054)	9,8789*** (0,0048)	11,7362*** (0,0088)	9,9925*** (0,0292)	9,8386*** (0,0031)
Q30	2003	10,9893*** (0,0102)	12,8103*** (0,0059)	15,351*** (0,0141)	27,559*** (0,0511)	13,5048*** (0,0034)	15,5081*** (0,0117)	14,6993*** (0,011)	12,1238*** (0,0133)	10,7975 (0,0636)	14,2613*** (0,0085)	12,9874*** (0,0071)	15,9409*** (0,0083)	15,4474*** (0,0096)	23,3864*** (0,037)	15,0243*** (0,0044)
	2013	5,3656*** (0,0081)	11,3623*** (0,0082)	12,6844*** (0,0074)	11,194*** (0,033)	10,7054*** (0,003)	7,3549*** (0,0091)	10*** (0,0097)	11,4075*** (0,01)	8,8758** (0,0367)	9,9216*** (0,005)	5,8994*** (0,0055)	10,4891*** (0,0045)	12,7095*** (0,0103)	9,9148*** (0,0221)	10,4678*** (0,0024)
Q35	2003	9,6934*** (0,0091)	13,5475*** (0,0072)	16,0468*** (0,0125)	26,8825*** (0,0484)	14,072*** (0,0036)	14,4808*** (0,0122)	14,9804*** (0,0104)	12,2518*** (0,0135)	9,9417 (0,0699)	14,2019*** (0,0078)	12,3206*** (0,0084)	15,9991*** (0,0088)	16,2134*** (0,0097)	23,785*** (0,0446)	15,5284*** (0,0039)
	2013	5,5019*** (0,008)	12,3339*** (0,0094)	13,4695*** (0,0094)	11,3471*** (0,0339)	10,9908*** (0,0033)	6,4431*** (0,0093)	10,3965*** (0,0078)	12,3748*** (0,0102)	10,8165** (0,0412)	10,6767*** (0,0054)	5,9559*** (0,0055)	11,4737*** (0,0057)	13,9457*** (0,01)	11,4397*** (0,025)	11,0035*** (0,0024)
Q40	2003	10,9584*** (0,0102)	14,278*** (0,0075)	16,4361*** (0,0115)	25,1942*** (0,0412)	14,4605*** (0,0055)	14,7462*** (0,0119)	14,8374*** (0,0101)	12,2599*** (0,0148)	11,0827 (0,0671)	14,0701*** (0,0071)	12,0148*** (0,0074)	16,3116*** (0,0085)	17,0231*** (0,0096)	23,2114*** (0,0402)	15,9344*** (0,0036)
	2013	4,7772*** (0,008)	12,8116*** (0,009)	13,9455*** (0,0101)	14,1459*** (0,0366)	11,8433*** (0,0045)	6,9351*** (0,0091)	11,1394*** (0,0074)	12,9239*** (0,0094)	12,0594** (0,0476)	11,1924*** (0,0055)	5,8197*** (0,0052)	12,0805*** (0,0056)	14,6004*** (0,0105)	12,7953*** (0,0284)	11,622*** (0,0025)
Q45	2003	10,9051*** (0,0079)	14,8712*** (0,0088)	16,9345*** (0,0112)	26,7579*** (0,0399)	14,7355*** (0,0046)	13,1734*** (0,0121)	15,5127*** (0,0105)	12,4161*** (0,0131)	14,7895* (0,0712)	14,7602*** (0,0074)	13,0076*** (0,0086)	17,2105*** (0,0068)	17,6826*** (0,0089)	23,4978*** (0,0322)	16,6916*** (0,0038)
	2013	5,392*** (0,0086)	13,8927*** (0,0072)	14,8606*** (0,0083)	16,0614*** (0,0351)	12,8515*** (0,0044)	7,8376*** (0,0086)	11,6377*** (0,0078)	13,2818*** (0,0107)	17,4877*** (0,0433)	11,8205*** (0,0055)	5,9682*** (0,0048)	13,0954*** (0,0061)	15,2857*** (0,0103)	12,7851*** (0,019)	12,7529*** (0,003)
Q50	2003	11,77*** (0,0086)	14,9802*** (0,0087)	17,9527*** (0,0104)	25,2332*** (0,0513)	15,6524*** (0,0044)	15,4664*** (0,0115)	15,5608*** (0,0114)	14,3654*** (0,0149)	11,3016 (0,0727)	15,6632*** (0,0075)	13,2019*** (0,0078)	17,689*** (0,0077)	18,5181*** (0,0085)	25,1444*** (0,0357)	17,3626*** (0,0046)
	2013	5,2477*** (0,0095)	15,647*** (0,0077)	16,687*** (0,0055)	18,9464*** (0,0335)	13,8874*** (0,0042)	8,0136*** (0,0105)	12,2523*** (0,0071)	14,4237*** (0,0109)	15,4136*** (0,048)	12,8043*** (0,006)	6,3177*** (0,0051)	14,5804*** (0,0049)	16,806*** (0,0101)	15,4137*** (0,0194)	13,5345*** (0,0032)
Q55	2003	12,3658***	15,5928***	19,1342***	28,1952***	16,6736***	15,9989***	16,5697***	14,7553***	9,4127	15,8655***	14,2915***	17,7407***	19,6039***	25,2651***	17,9445***

	2013	(0,0078) 5,0985*** (0,0118)	(0,0109) 16,5196*** (0,0079)	(0,0098) 18,6905*** (0,0083)	(0,0454) 20,8563*** (0,0407)	(0,0041) 15,0101*** (0,0048)	(0,0123) 8,1833*** (0,0136)	(0,0091) 13,2895*** (0,01)	(0,0149) 16,1627*** (0,0109)	(0,0604) 15,5374*** (0,0419)	(0,0072) 14,2362*** (0,007)	(0,0098) 6,6341*** (0,0054)	(0,0079) 15,9756*** (0,0052)	(0,0087) 17,6805*** (0,0089)	(0,0402) 18,1342*** (0,0207)	(0,005) 14,8769*** (0,0027)
Q60	2003	13,2034*** (0,0088)	16,6502*** (0,0105)	20,3616*** (0,0096)	29,3119*** (0,0438)	17,1528*** (0,0061)	16,1224*** (0,0149)	16,2475*** (0,0122)	14,8641*** (0,0151)	11,4383* (0,0626)	16,6461*** (0,0065)	14,717*** (0,0099)	18,7093*** (0,009)	20,1534*** (0,0089)	25,1767*** (0,0407)	18,6526*** (0,0051)
	2013	5,098*** (0,0127)	18,5894*** (0,0087)	19,3717*** (0,0084)	20,2739*** (0,0431)	16,5016*** (0,0057)	8,6981*** (0,0137)	14,4486*** (0,0108)	17,1057*** (0,0106)	16,2001*** (0,0404)	14,8928*** (0,0074)	7,2864*** (0,007)	17,3698*** (0,0057)	19,2238*** (0,0087)	19,6742*** (0,0219)	16,0368*** (0,0035)
Q65	2003	14,2823*** (0,0102)	17,1299*** (0,0131)	21,3452*** (0,0095)	29,6622*** (0,036)	18,0063*** (0,007)	16,6773*** (0,0146)	17,8154*** (0,0121)	16,3156*** (0,0149)	17,0096*** (0,0593)	16,5806*** (0,0069)	14,4439*** (0,0097)	19,3189*** (0,009)	21,1027*** (0,0091)	24,9742*** (0,0314)	19,0452*** (0,0062)
	2013	5,7982*** (0,0124)	19,3914*** (0,0119)	20,6605*** (0,0103)	23,946*** (0,0363)	17,679*** (0,0057)	9,1356*** (0,0145)	14,6206*** (0,0111)	18,7015*** (0,0108)	15,613*** (0,042)	15,9678*** (0,0076)	6,9806*** (0,0067)	18,3399*** (0,007)	20,8363*** (0,0077)	17,5458*** (0,0263)	17,2142*** (0,0041)
Q70	2003	14,4855*** (0,0112)	17,5489*** (0,0125)	23,0798*** (0,0106)	33,0642*** (0,0488)	19,2316*** (0,0071)	15,1287*** (0,0179)	18,5678*** (0,0124)	17,0627*** (0,014)	18,1328*** (0,0541)	16,9732*** (0,0071)	15,3203*** (0,0105)	19,9173*** (0,0088)	23,0844*** (0,0114)	27,9587*** (0,0309)	19,9042*** (0,006)
	2013	6,8277*** (0,0141)	20,7061*** (0,0119)	21,3375*** (0,012)	24,9469*** (0,0369)	18,7328*** (0,0058)	9,8693*** (0,0178)	16,7059*** (0,011)	20,033*** (0,013)	12,3341*** (0,0377)	17,5148*** (0,0082)	7,3001*** (0,0088)	19,6495*** (0,0071)	22,4985*** (0,0092)	21,134*** (0,032)	18,757*** (0,0048)
Q75	2003	15,3289*** (0,0117)	19,2014*** (0,0127)	23,4606*** (0,0166)	39,1795*** (0,0652)	20,5366*** (0,0079)	14,4613*** (0,0184)	18,7447*** (0,0133)	17,4993*** (0,0123)	17,092*** (0,0502)	17,5573*** (0,0087)	15,0162*** (0,0116)	21,5032*** (0,0082)	23,9708*** (0,0103)	33,9446*** (0,0432)	21,3391*** (0,0065)
	2013	7,9206*** (0,0127)	22,4854*** (0,0099)	22,8143*** (0,0119)	28,4758*** (0,0431)	20,5807*** (0,0084)	10,9678*** (0,0209)	17,7016*** (0,0114)	21,1031*** (0,0109)	8,7647* (0,0448)	18,5368*** (0,0068)	8,6407*** (0,0097)	21,1874*** (0,0075)	23,4131*** (0,0079)	25,2378*** (0,04)	19,9589*** (0,0045)
Q80	2003	16,0115*** (0,0142)	20,9031*** (0,0141)	25,0391*** (0,0167)	50,1197*** (0,0737)	22,5395*** (0,0086)	14,7054*** (0,022)	19,7627*** (0,0133)	17,1491*** (0,0156)	14,1427* (0,0798)	17,9878*** (0,0098)	14,8737*** (0,0105)	23,5818*** (0,0105)	25,3889*** (0,012)	41,0501*** (0,0537)	22,8722*** (0,006)
	2013	8,5969*** (0,015)	25,5513*** (0,0128)	25,5504*** (0,0143)	28,8825*** (0,0494)	22,3272*** (0,009)	12,3883*** (0,0217)	17,9893*** (0,0138)	22,379*** (0,0111)	12,5618* (0,0628)	19,0614*** (0,0076)	9,6609*** (0,0106)	23,6003*** (0,0064)	24,7489*** (0,0115)	29,4106*** (0,0354)	21,5295*** (0,0052)
Q85	2003	18,5072*** (0,0159)	22,2266*** (0,0143)	27,0062*** (0,0213)	61,3095*** (0,0761)	24,8261*** (0,009)	12,7841*** (0,0201)	20,3244*** (0,0178)	17,9182*** (0,0177)	10,6348 (0,0945)	17,5794*** (0,0107)	15,7425*** (0,0116)	25,1886*** (0,013)	26,7771*** (0,0135)	47,4464*** (0,0548)	24,8378*** (0,0063)
	2013	8,4044*** (0,021)	29,6247*** (0,0124)	24,9674*** (0,0168)	31,758*** (0,0604)	26,0317*** (0,0108)	11,3394*** (0,0271)	19,296*** (0,0148)	26,4839*** (0,0135)	17,3441*** (0,0581)	20,7392*** (0,0093)	9,6854*** (0,0098)	26,6471*** (0,0109)	27,8377*** (0,013)	27,5007*** (0,0451)	24,1008*** (0,0055)
Q90	2003	19,3737*** (0,0212)	25,6308*** (0,0112)	30,191*** (0,0226)	67,9599*** (0,0727)	27,0069*** (0,0101)	13,9731*** (0,0252)	20,7809*** (0,0198)	19,8719*** (0,0192)	20,0466 (0,1174)	19,0041*** (0,0162)	18,3907*** (0,0141)	27,345*** (0,015)	28,3957*** (0,0127)	57,0167*** (0,0634)	27,3777*** (0,0076)
	2013	11,9264*** (0,0247)	32,4893*** (0,0209)	28,4646*** (0,0242)	34,2572*** (0,0515)	28,8995*** (0,012)	11,0487*** (0,0312)	21,4029*** (0,0182)	28,7315*** (0,0203)	21,5442** (0,0915)	23,87*** (0,0105)	11,3788*** (0,0136)	28,9684*** (0,013)	30,7714*** (0,0183)	30,1105*** (0,0649)	27,4656*** (0,0065)
Q95	2003	24,9613*** (0,0283)	30,2285*** (0,0208)	32,9693*** (0,0341)	61,0376*** (0,1124)	31,1554*** (0,0154)	23,7999*** (0,0244)	22,0427*** (0,0261)	17,423*** (0,037)	16,8794 (0,1472)	22,1385*** (0,0188)	23,4291*** (0,0225)	29,2175*** (0,0194)	31,0149*** (0,0245)	53,0098*** (0,0636)	30,9754*** (0,0104)
	2013	18,9556*** (0,0361)	33,7371*** (0,0332)	31,3315*** (0,0347)	35,1475*** (0,1133)	32,0654*** (0,019)	12,3966*** (0,0398)	26,0909*** (0,0308)	41,5021*** (0,026)	27,2531* (0,1337)	29,1678*** (0,0222)	14,395*** (0,0231)	31,6548*** (0,0198)	36,0529*** (0,029)	36,9283*** (0,0809)	31,7566*** (0,0146)
Q99	2003	43,5549*** (0,0854)	36,043*** (0,072)	37,8472*** (0,0687)	41,3639*** (0,2197)	40,2784*** (0,0376)	17,5709*** (0,1247)	14,5133*** (0,0661)	21,5964*** (0,0819)	-10,6805 (0,3008)	19,1245*** (0,0535)	25,6556*** (0,0582)	29,9734*** (0,0314)	37,5306*** (0,0553)	65,1851*** (0,1851)	33,8763*** (0,0276)
	2013	16,6990 (0,1452)	45,9937*** (0,0989)	19,4185 (0,1456)	-4,1560 (0,2808)	28,2454*** (0,0739)	-28,8406 (0,2366)	11,9909 (0,1189)	30,0707 (0,1661)	52,4903 (0,487)	14,0642 (0,0958)	-7,3044 (0,1352)	25,0829*** (0,0724)	25,1282* (0,1251)	32,7392 (0,2561)	23,362*** (0,0484)

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a raça/cor é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável branco (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade). q05 a q99 são valores dos exponenciais dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição subtraído de 1 multiplicado por 100. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de *bootstrap*. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Os retornos partem das regressões de salários que corrigem para seleção amostral usando as séries de expansão de dois termos da razão inversa de Mill's.

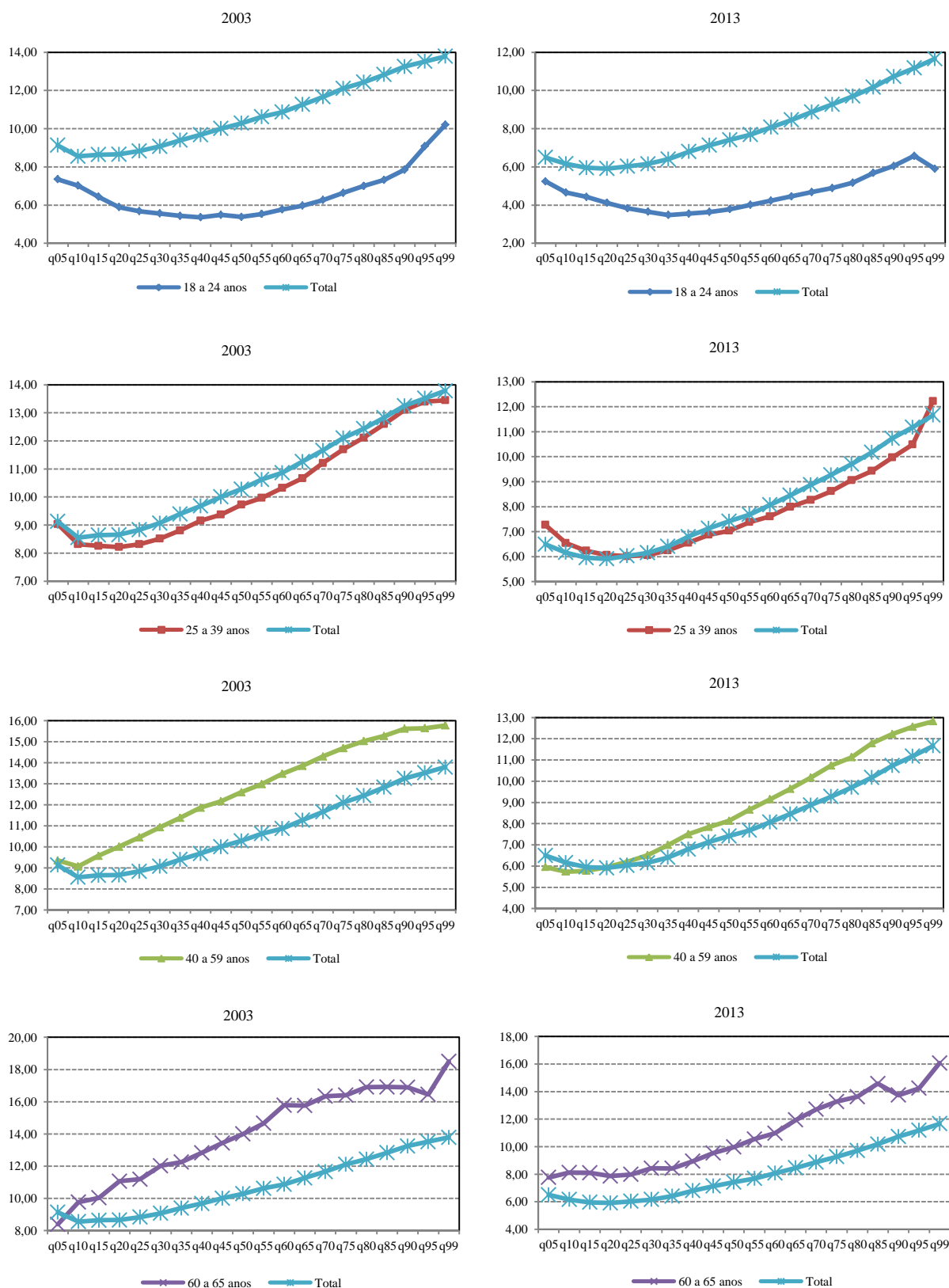
Figura 3.3 - Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Total – Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a escolaridade é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável escolaridade (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

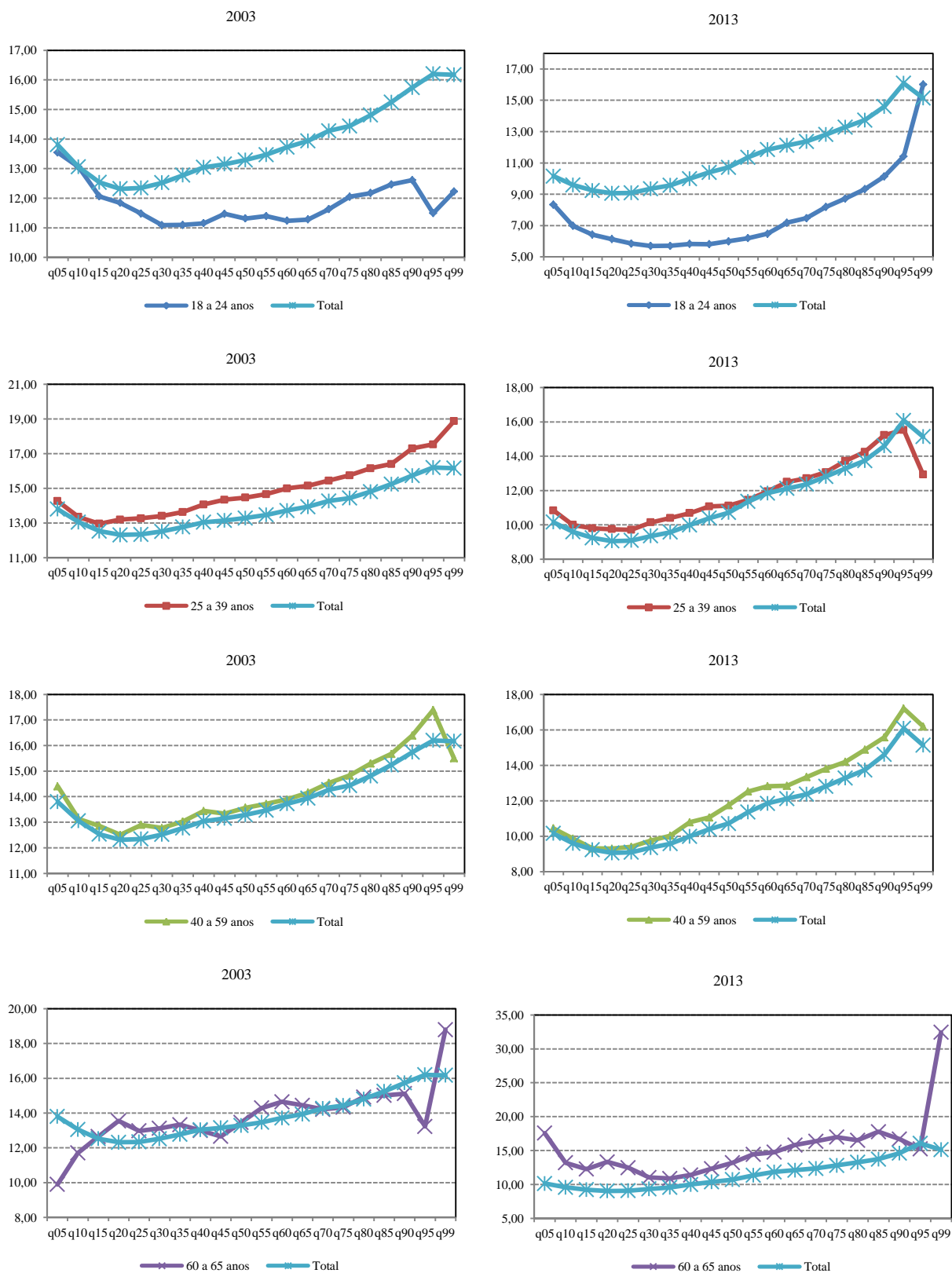
Figura 3.4 - Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Homens – Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a escolaridade é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável escolaridade (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

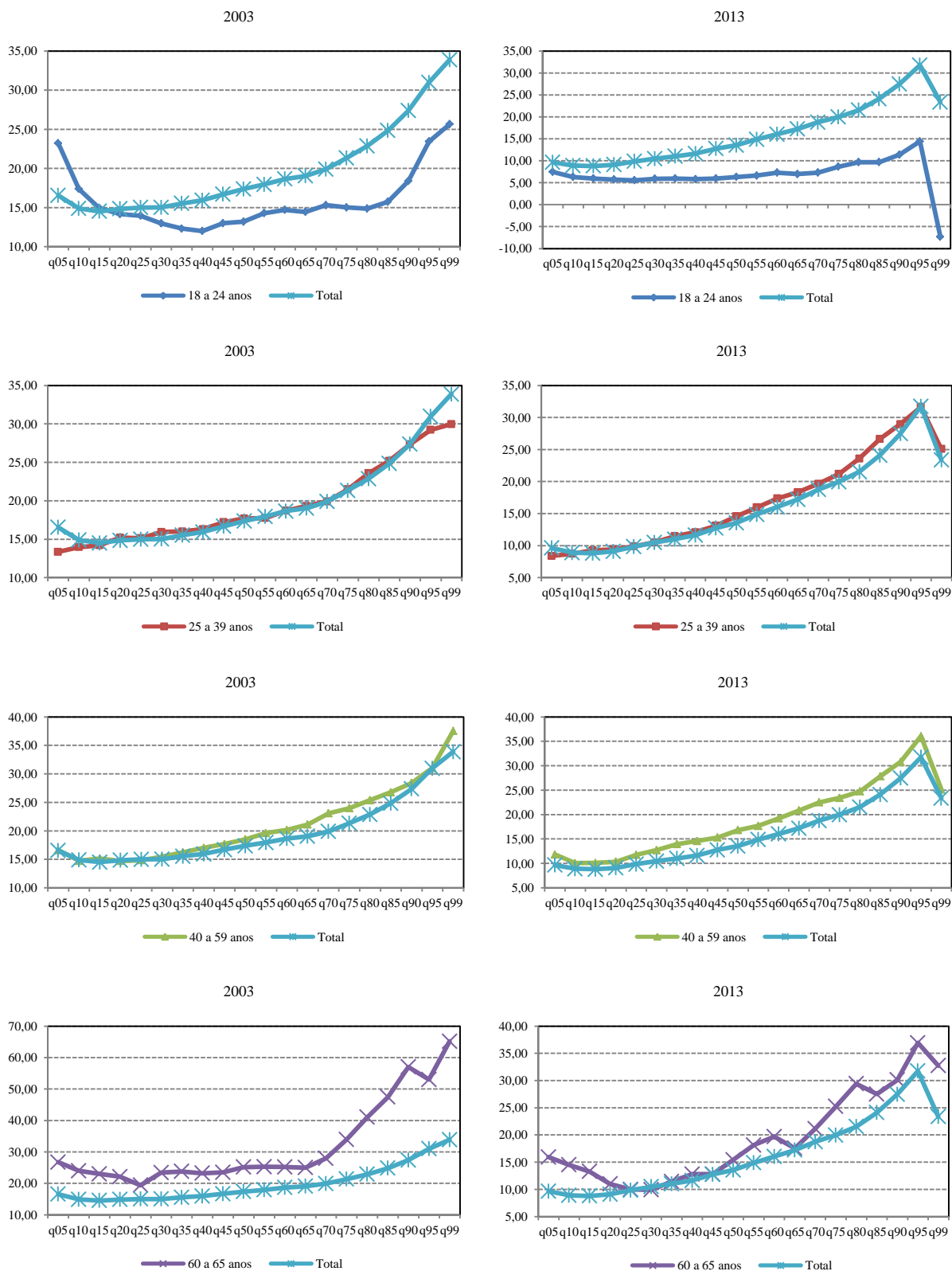
Figura 3.5 - Evolução dos diferenciais de retornos à escolaridade por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's – Mulheres – Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: O retorno a escolaridade é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável escolaridade (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

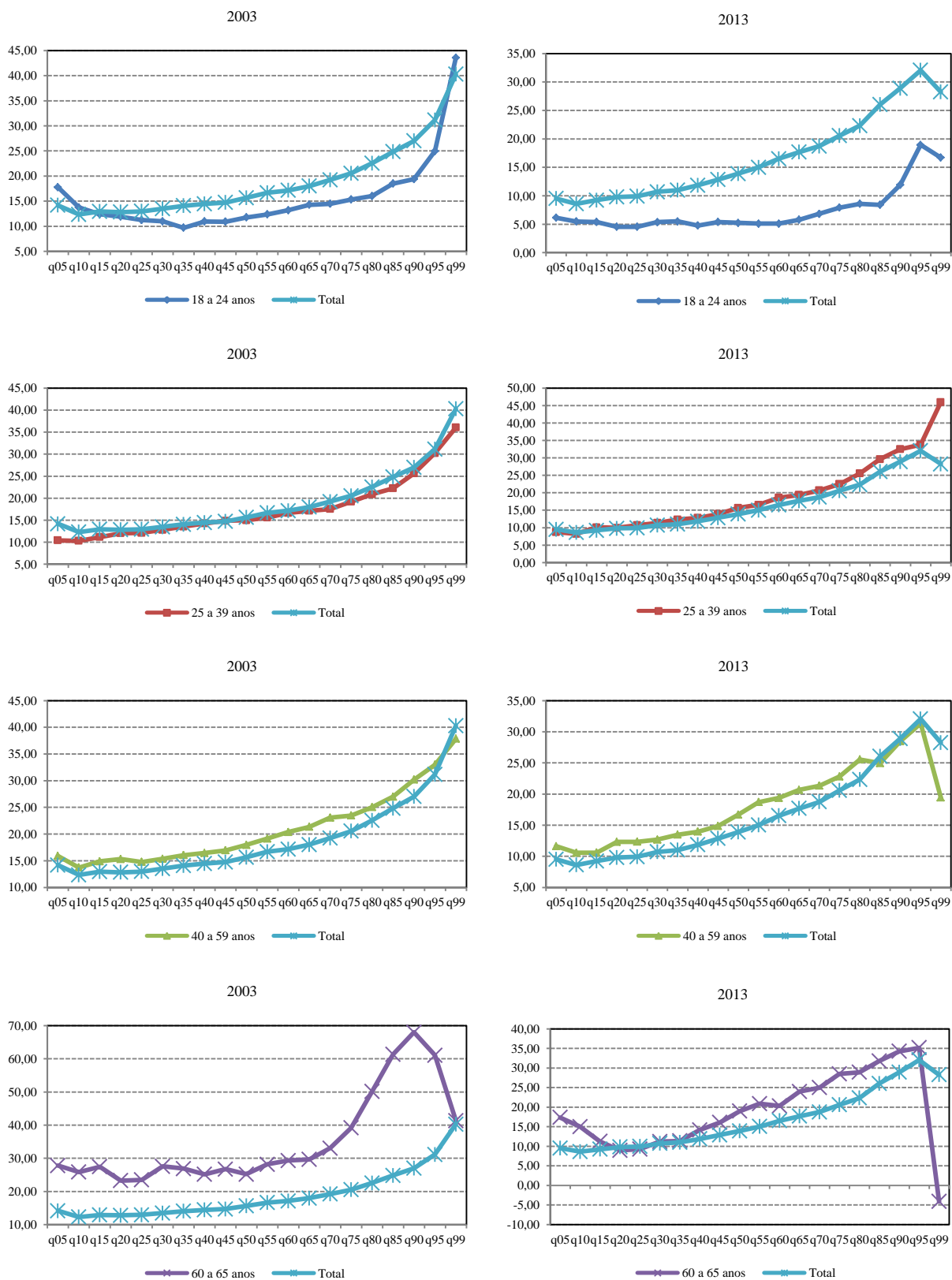
Figura 3.6 - Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's - Total - Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Os diferenciais de retorno a raça/cor é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável branco (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

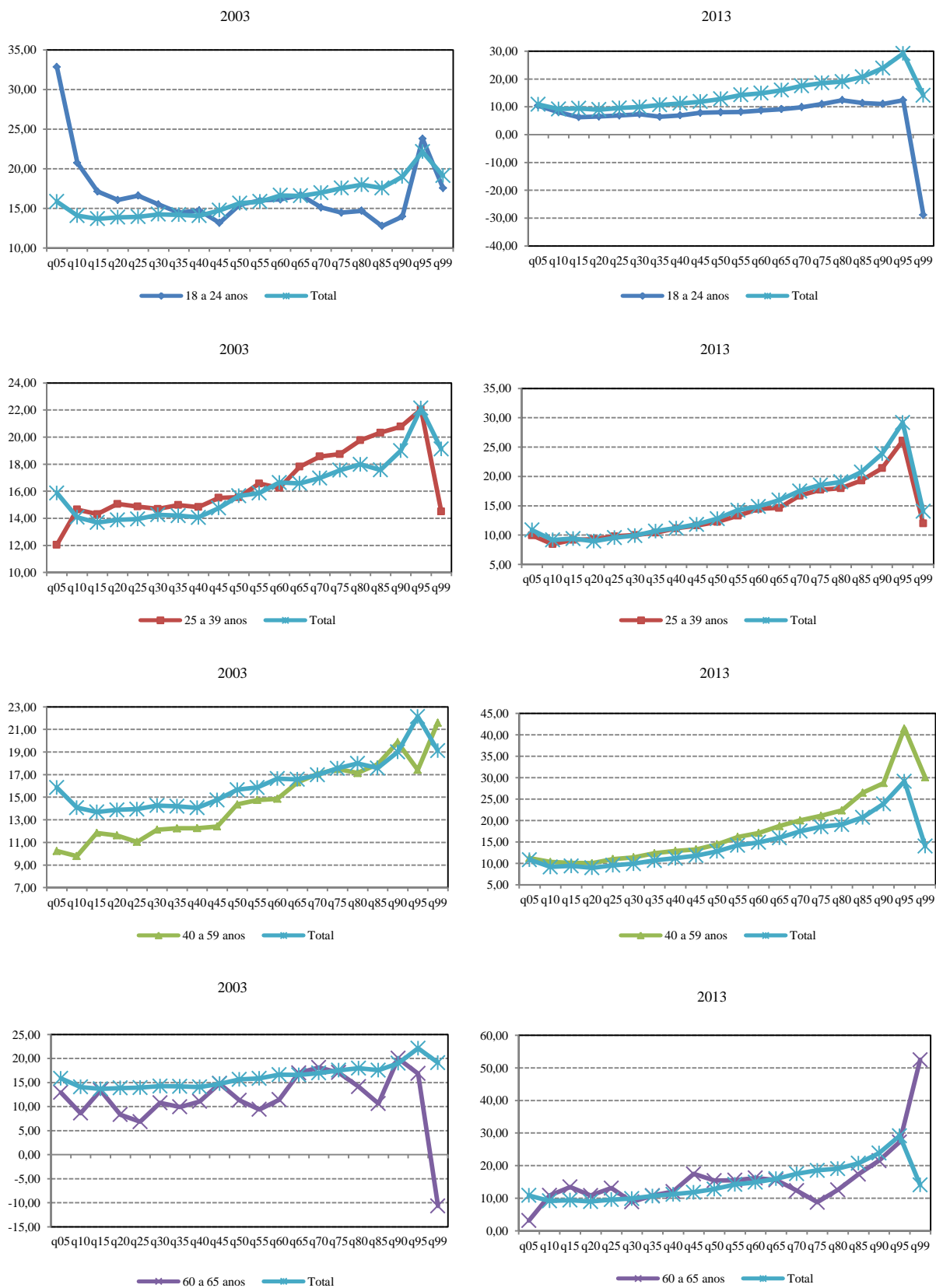
Figura 3.7 - Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's - Homens - Brasil - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Os diferenciais de retorno a raça/cor é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável branco (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

Figura 3.8 - Evolução dos diferenciais de retornos com base na cor por quantis para grupos de idade selecionados com correção para seleção amostral a partir da aproximação das séries de dois termos da razão inversa de Mill's - Mulheres - 2003 e 2013 (%)



Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: Os diferenciais de retorno a raça/cor é dado pela derivada do quantil condicional com respeito a variável branco (avaliado no nível de experiência mediano do grupo de idade).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados encontrados nesse estudo revelaram que os retornos da escolaridade no mercado de trabalho brasileiro variaram ao longo da distribuição de salários, apresentando valores superiores nos quantis mais elevados da distribuição de salários para os trabalhadores compreendidos na faixa etária entre 18 e 65 anos. Isso mostra que aqueles que ganham mais apresentam também maiores retornos marginais da educação comparado aos que ganham menos.

Nota-se, contudo, que apesar do ganho médio real salarial pago para ambos os sexos entre os anos de 2003 e 2013, os retornos marginais da educação apresentaram queda na comparação desses mesmos anos em todos os quantis estimados, mas manteve o padrão crescente ao longo da distribuição, confirmado pela significância estatística dos coeficientes angulares estimados das variáveis *dummies* de escolaridade que refletiram nítida mudança estrutural desses coeficientes. Isso pode ser resultado do aumento da quantidade de trabalhadores possuindo um número de anos de estudo mais elevado, o que tem se refletido sobre retornos salariais pagos no mercado de trabalho.

As estimativas encontradas são um tanto diferentes dos resultados encontrados no trabalho de Coelho *et al.* (2010), que ao estudar o mercado de trabalho feminino concluiu que os retornos educacionais têm uma forma de U assimétrico para a esquerda, revelando que para os quantis mais baixos os retornos educacionais diminuem antes de aumentarem nos quantis mais elevados. No presente estudo, temos uma assimetria mais evidente à direita não só para o mercado de trabalho feminino, mas também para o mercado de trabalho masculino, quando os retornos apresentaram desaceleração logo no início da distribuição para depois apresentar nítida escalada de crescimento.

Esse fenômeno tem sido observado tanto no mercado de trabalho masculino quanto no mercado de trabalho feminino com alguns pontos que merecem ser destacados. O primeiro é que as mulheres continuaram apresentando retornos à educação superiores aos dos homens em cada um dos anos investigados o que pode em parte ser explicado pela maior média de anos de estudo como observado na Tabela 3.2. O segundo é que o maior retorno marginal pago a educação foi observado no 95º percentil no mercado de trabalho feminino para o ano de 2003, igual a 16,20% e o menor no 20º percentil no mercado de trabalho masculino para o ano de 2013, igual a 5,91%.

O terceiro ponto é que em 2003, o diferencial de retorno à educação entre o 5º e 99º percentil para os homens era de 4,65 pontos percentuais e para as mulheres esta diferença era menor e igual a 2,37 p.p. Já em 2013, ocorreu um aumento na amplitude da distribuição quando

o diferencial de retorno interquartilico passou a ser de 5,17 p.p. para os homens e de 4,98 p.p. para as mulheres. O último ponto de destaque é que apesar dos retornos à educação feminino terem diminuído em 2013, ocorre uma nítida convergência para o retorno encontrado no percentil 95 do ano de 2003. Ou seja, os retornos da educação pago as mulheres que ganham nesta parte da distribuição de salários não registrou quase nenhuma mudança entre os anos de 2003 e 2013.

No modelo com correção de viés amostral para o mercado de trabalho masculino, o retorno educacional se mostrou bastante estável entre os percentis 5 e 30, em torno de 9% de variação no ano de 2003. Contudo, cresceu de forma constante até atingir o valor máximo de 13,78% no 99º percentil. Já nos anos de 2013, certa estabilidade de retorno também é observada entre os percentis 5 e 35, por volta de 6,0%. A partir daí, os retornos crescem continuamente até atingir o ponto máximo de 11,66% no 99º percentil.

Agora, para o mercado de trabalho feminino também ocorreu uma nítida queda nos retornos educacionais logo nas camadas mais baixas da distribuição até o 25º percentil quando passou a registrar crescimento contínuo até o retorno máximo ser atingido no 95º percentil de 16,20% no ano de 2003. Todavia, em 2013, o ponto de partida é bem inferior e igual a 10,15%, novamente caindo até o 25º percentil quando novamente passou a apresentar trajetória ascendente até o máximo de 16,08% no 95º percentil da distribuição de salários. Este resultado está em consonância com a literatura, que apresenta retornos mais elevados no topo da distribuição (MACIEL *et al.* 2001; MARTINS e PEREIRA, 2004; BARTALOTTI e LEME, 2007; e COELHO *et al.*, 2010). Isso mostra que em todos os quantis da distribuição de salários masculino e feminino foram apresentados retornos marginais positivos à educação, revelando que um ano a mais de educação, não importando em que faixa de renda o indivíduo esteja, impactará positivamente nos seus salários. Ademais, apesar da forma em U assimétrico apresentada em todas as regressões para os anos de 2003 e 2013, é possível afirmar que não existem grandes diferenças de retornos marginais da educação nas camadas inferiores de renda.

Em outras palavras, as pessoas que se encontram neste grupo apresentam inicialmente baixo número de anos de escolaridade, fazendo com que um ano a mais de estudo não gere impactos tão diferentes entre os quantis. Todavia, as pessoas que se encontram nas camadas mais elevadas de renda também são detentoras de maior escolaridade. Logo, decisões de qualificação em nível de pós-graduação resultará em retornos cada vez maiores sobre os salários, devido principalmente a escassez desse tipo de mão de obra mais qualificada tecnicamente.

Um diferencial deste trabalho está na análise dos diferenciais de retorno à educação por diferentes grupos etários para os anos de 2003 e 2013 fazendo uso de estimativas semiparamétricas para a correção do viés de seleção amostral. Sendo assim, também foi possível observar que os retornos educacionais também apresentam forma de U para as diferentes faixas etárias. Com isso, foi possível conhecer o padrão retorno-etário da educação sobre o salário. Nos mercados de trabalho masculino e feminino foram encontradas similitudes e diferenças marcantes neste padrão. É notório que os retornos educacionais parecem ser maiores nos quantis mais elevados da renda em cada faixa de idade e a faixa que apresentou os menores retornos à educação é compreendida entre 18 e 24 anos em ambos os anos.

Uma das diferenças encontradas recai sobre a faixa etária que registra os maiores retornos à educação. No caso dos homens foi a faixa de 60 a 65 anos em 2003 e 2013. Todavia, em 2003, a faixa de 25 a 39 anos é a que apresenta os maiores retornos à educação, já em 2013, a principal faixa voltou a ser novamente 60 a 65 anos.

Com relação aos coeficientes associados à cor, foi também possível observar que existem diferenças nos diferenciais de salários pagos quando se leva em conta diferentes quantis da distribuição e diferentes grupos como é o caso do mercado de trabalho de homens e mulheres nos diferentes anos analisados.

No geral, os diferenciais raciais de salários se mostraram mais significativos no topo das distribuições de salários estimadas. Isto corrobora o achado de Coelho *et al.* (2010) de que é possível que exista um teto de vidro (*glass ceiling*) para homens e mulheres negras nas ocupações melhor remuneradas. Para se ter uma idéia, em 2003, os trabalhadores que estavam no 25º percentil apresentaram um diferencial racial de salários de 14,52%, já os trabalhadores no 99º percentil apresentaram um diferencial salarial de 33,88%, o que já é mais que o dobro.

Outro fator a ser observado é que no ano de 2013, os diferenciais de salários com base na cor ainda se mostraram muito expressivos, mas inferiores aos registrados, em 2003, até o percentil 85, confirmado pela significância estatística dos coeficientes angulares das variáveis dummies aplicado a variável de raça na equação de salários, donde pode-se concluir que nas camadas de renda mais baixas ocorreu uma redução da discriminação de cor e que nas camadas de renda mais elevada esta discriminação se exacerbou ainda mais tanto no mercado de trabalho masculino e mais ainda no mercado de trabalho feminino. Isso em parte pode ser explicado pela piora na distribuição de renda entre os dois anos, capturada pelo desvio padrão, quando os brancos e pretos mais pobres passaram a ter salários mais parecidos e os brancos e pretos mais bem remunerados passaram a apresentar maior distorção nos seus rendimentos, principalmente porque os brancos passaram a registrar maior número de anos de estudo devido o maior acesso a

educação superior e de qualidade, apesar da redução de participação dos brancos no mercado de trabalho brasileiro em todos os quantis da distribuição de renda entre os anos de 2003 e 2013.

Todavia, a discriminação no mercado de trabalho masculino é mais marcante que no mercado de trabalho feminino. Diferentemente dos retornos educacionais quando as mulheres apresentaram maiores taxas de variação em cada quantil estimado, os valores dos diferenciais raciais no mercado de trabalho masculino superaram os resultados encontrados no mercado de trabalho feminino. Contudo, chama novamente a atenção para o fato de que, em 2013, ocorreu uma nítida piora no quadro da discriminação nas faixas mais elevadas de renda comparado ao ano de 2003, a partir do 70º percentil para este último mercado. Ademais, chama à atenção a persistência da desigualdade salarial entre raças.

Este resultado está também alinhado com os resultados encontrados por Arcand e D'Hombres (2004) e Bartalotti e Leme (2007) e Coelho *et al.* (2010), que encontraram que a discriminação racial – aproximada pelo diferencial racial – seria mais forte nos quantis mais elevados. Além disso, Bartalotti e Leme (2007) mostraram que a diferença salarial entre mulheres brancas e negras é maior no topo da distribuição salarial. Apesar de os autores não corrigirem para o viés de seleção amostral. Coelho *et al.* (2010) alcançou resultado semelhante tendo realizado a correção do viés amostral paramétrica e semiparamétricas.

Buchinsky (2001) encontrou algumas conclusões importantes para o estudo da dinâmica do mercado de trabalho feminino americano, muitos deles diferentes dos alcançados no presente estudo. Esse autor afirma que os retornos da educação aumentaram enormemente para os grupos etários mais jovens, mas muito pouco para os grupos dos mais velhos. Outra diferença encontrada é que para o estudo aplicado aos EUA os retornos a educação se mostraram maiores nos quantis inferiores no início do período amostral e maiores nos quantis mais elevados para o fim do período amostral. Todavia, um resultado também observado no presente estudo é que perto do fim do período da amostragem existe uma convergência significativa dos retornos nos vários quantis, especialmente para os grupos mais jovens.

Outro diferencial desse estudo recai sobre a análise dos diferenciais raciais de salários também por grupos de idade. Nota-se, também que as faixas de idade que registraram os maiores diferenciais raciais de salários também estava compreendida entre 60 e 65 anos de forma bem evidente no ano de 2003. Contudo, em 2013, esta faixa etária continuou apresentando elevado diferencial racial, mas bem mais próximo dos diferenciais apresentados nas outras faixas. Ou seja, ocorreu um tipo de convergência para o resultado geral no mercado de trabalho ao longo da distribuição.

Na análise por gênero, a discriminação salarial na faixa de 60 a 65 anos é bem mais evidente que nas outras faixas no mercado de trabalho masculino. Já no mercado de trabalho feminino o diferencial racial de salários ocorre com mais intensidade na faixa de 25 a 39 anos em 2003 e na faixa de 40 a 59 em 2013, principalmente nos quantis mais elevados da distribuição.

Vários são os fatores que podem ajudar a explicar o diferencial educacional de salários ao longo da distribuição de salários e entre os diferentes sexos, alguns deles de difícil mensuração como apontado por Becker (1975). A qualidade da educação, o acesso a bibliotecas e a maior habilidade inata dos indivíduos podem fazer alguma diferença, ajudando a explicar o aumento do retorno da educação ao longo da distribuição de salários haja vista que diferentes ocupações exigem diferentes habilidades e acabam pagando diferentes remunerações. Outro fator que pode ajudar a explicar as diferenças de retorno à educação recai sobre a escassez de mão de obra qualificada, que são as melhor remuneradas no país. Um outro fator que pode ajudar a compreender tal fenômeno é a assimetria na distribuição de participação de pessoas de menor poder aquisitivo residindo nas regiões mais pobres do Brasil.

Apesar de nem todos os fatores serem perfeitamente observáveis, isso demanda um cuidado especial das políticas públicas no sentido de melhorar a qualidade do ensino com vistas a diminuir sua heterogeneidade entre diferentes escolas e entre diferentes regiões. Tais políticas incluem não somente treinamento e aquisição de habilidades gerais e específicas, mas também uma melhor oferta de equipamentos públicos como creches e escolas primárias, que permitam às mães retornar ao mercado de trabalho com menores privações em termos de tempo e custos domésticos. Também é possível se pensar em políticas de cotas em cursos técnicos para melhor qualificar os trabalhadores de cor negra com o objetivo de reduzir o diferencial racial de trabalho, fenômeno esse que tem se demonstrado persistente nos últimos anos.

A mensagem central do presente estudo é que o uso de regressões quantílicas com correção do viés de seleção amostral para se estimar os diferenciais de retorno à educação e os diferenciais raciais de salários no mercado de trabalho brasileiro torna possível uma visão mais compreensiva da distribuição salarial, possibilitando a compreensão dos diferentes impactos dos retornos educacionais e dos diferenciais raciais para os diferentes quantis estimados. Com isso, obtém-se resultados, do ponto de vista analítico, muito superiores àqueles obtidos apenas na estimação com base na média condicional dos salários.

Outra contribuição significativa foi a capturada da heterogeneidade dos retornos à educação e os diferenciais raciais de salários por grupos de idade quando se constatou que no grupo dos mais jovens os retornos são menores mas também a discriminação racial é menor.

APÊNDICE A - TESTE F DE IGUALDADE DE COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE PARA SELEÇÃO AMOSTRAL

Tabela A.3.1 - Estatísticas do Teste F para igualdade de coeficientes entre os quantis estimados do modelo semiparamétrico para a variável Escolaridade - Total, Homens e Mulheres - Brasil - 2003 e 2013

Percentis	Total (2003)									Totais (2013)								
	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	.95	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	.95
.10	2,76*	0,50	27,94***	87,13***	164,87***	256,34***	451,39***	452,92***	463,41***	19,30***	7,09***	0,61	39,27***	131,95***	228,03***	459,98***	758,72***	424,15***
.20		11,4***	56,36***	150,93***	264,93***	384,05***	690,02***	593,48***	509,54***		1,49	36,72***	166,08***	342,16***	467,01***	865,59***	1135,32***	542,97***
.30			65,59***	222,97***	354,15***	466,12***	773,74***	717,07***	566,88***			139,88***	571,08***	1181,5***	1075,46***	1922,37***	1851,11***	531,69***
.40				243,04***	345,68***	543,12***	724,64***	649,16***	532,42***				251,33***	484,89***	759,71***	1332,2***	1291,01***	374,96***
.50					130,04***	297,52***	559,25***	523,15***	382,85***					202,01***	536,68***	1186,57***	892,81***	282,85***
.60						154,86***	439,16***	401,83***	395,24***						121,77***	516,12***	548,39***	194,35***
.70							189,61***	262,64***	207,67***						190,61***	280,97***	110,65***	
.80								105,46***	78,98***							110,88***	48,41***	
.90									8,70***									8,42***
	Homens (2003)									Homens (2013)								
.10	0,86	17,15***	79,13***	169,91***	286,75***	474,5***	568,92***	725,45***	658,55***	9,35***	0,01	32,93***	111,11***	234,75***	375,43***	412,88***	592,91***	243,22***
.20		38,35***	148,68***	311,58***	454,59***	530,8***	629,79***	683,42***	703,86***		17,22***	151,59***	290,67***	557,84***	619,85***	702,89***	796,71***	322,79***
.30			137,97***	498,02***	829,96***	707,63***	914,89***	831,25***	701,97***			186,51***	391,09***	853,01***	889,6***	771,77***	836,59***	300,03***
.40				124,18***	356,09***	362,19***	618,1***	733,27***	702,83***				226,84***	516,85***	758,56***	702,14***	644,36***	241,11***
.50					271,95***	318,67***	711,19***	526,41***	444,09***					318,22***	624,83***	480,77***	549,04***	176,72***
.60						133,29***	309,13***	315,87***	273,65***						157,95***	253,22***	331,09***	124,55***
.70							102,53***	188,2***	167,54***							74,24***	166,18***	63,93***
.80								62,61***	45,84***								78,22***	35,73***
.90									3,95**									4,35**
	Mulheres (2003)									Mulheres (2013)								
.10	14,11***	3,80*	0,00	0,71	4,89***	14,95***	24,41***	39,14***	36,94***	14,36***	1,56	2,76*	21,79***	67,78***	65,56***	120,70***	231,00***	209,68***
.20		1,98**	15,06***	35,14***	64,21***	118,95***	108,83***	99,33***	76,06***		6,08**	33,79***	89,15***	199,00***	138,95***	224,26***	419,69***	278,99***
.30			21,51***	52,66***	88,12***	143,72***	106,99***	109,44***	95,53***			26,37***	94,60***	263,05***	177,64***	275,76***	515,13***	279,68***
.40				5,28***	15,41***	41,58***	49,23***	56,04***	62,68***				48,10***	185,21***	130,83***	163,92***	347,79***	295,74***
.50					11,5***	56,29***	49,25***	60,17***	62,89***					114,82***	85,22***	138,45***	295,35***	269,80***
.60						37,91***	60,87***	73,42***	58,67***						12,82***	49,72***	116,36***	147,06***
.70							14,4***	31,4***	30,65***							26,43***	80,59***	126,01***
.80								20,96***	17,48***								43,96***	54,45***
.90									3,02*									12,96***

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Notas: .10 a .95 são os valores das estatísticas dos testes F estimados para cada quantil da distribuição. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais).

Tabela A.3.2 - Estatísticas do Teste F para igualdade de coeficientes entre os quantis estimados do modelo semiparamétrico para a variável Branco - Total, Homens e Mulheres - Brasil - 2003 e 2013

Percentis	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	.95	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	.95
	Total (2003)									Totais (2013)								
.10	0,01	0,04	1,81	10,1***	17,76***	32,15***	61,54***	102,41***	97,06***	0,16	7,57***	13,45***	32,84***	63,9***	128,88***	164,92***	177,89***	104,43***
.20		0,14	2,99*	12,44***	19,03***	36,78***	65,49***	123,83***	100,73***		20,34***	31,01***	57,37***	85,75***	190,53***	279,55***	291,76***	121,24***
.30			8,29***	25,92***	38,39***	61,84***	83,72***	180***	123,14***			9,87***	39,5***	68,61***	187,52***	288,11***	322,41***	115,25***
.40				19,59***	29,65***	41,81***	72,71***	170,52***	130,77***				44,91***	70,37***	189,43***	264,81***	277,04***	107,06***
.50					9,85***	24,21***	61***	120,28***	96,07***					57,52***	138,69***	210,33***	178,43***	86,18***
.60						11,08***	60,53***	116,95***	104,01***						57,3***	104,42***	93,49***	59,52***
.70							38,09***	76,07***	85,84***							29,72***	52,93***	39,48***
.80								43,06***	45,19***								32,95***	25,6***
.90									9,39***									8,17***
	Homens (2003)									Homens (2013)								
.10	0,83	3,37*	7,2***	13,38***	19,79***	31,93***	72,95***	98,55***	80,18***	3,09*	5,38***	13,92***	35,65***	52,86***	94,12***	96,23***	129,67***	53,88***
.20		2,18	6,72***	13,53***	24,79***	45,02***	106,8***	132,61***	102,34***		4,11***	16,82***	62,28***	106,26***	165,48***	131,11***	174,99***	61,22***
.30			3,63*	12,36***	20,71***	42,24***	89,39***	112,1***	92,76***			10,89***	59,43***	121,81***	219,03***	191,09***	182,74***	59,06***
.40				9,69***	20,39***	44,81***	79,58***	82,94***	82,19***				39,21***	81,17***	125,20***	139,33***	133,83***	47,52***
.50					7,85***	24,51***	49,93***	70***	71,13***					62,08***	156,93***	136,81***	129,87***	39,67***
.60						15,91***	35,77***	56,98***	57,55***						32,81***	82,23***	91,79***	30,25***
.70							20,13***	46,09***	46,9***							41,77***	62,97***	20,74***
.80								13,9***	20,37***								23,11***	10,73***
.90									8,29***									2,26
	Mulheres (2003)									Mulheres (2013)								
.10	0,08	0,03	0,00	1,82	3,57*	3,87**	10,21***	5,03***	7,06***	0,08	0,69	4,38**	13,63***	21,66***	44,32***	47,19***	75,64***	41,75***
.20		0,32	0,08	4,72***	6,18***	6,74***	16,06***	6,76***	8,44***		8,85***	18,62***	44,58***	73,18***	141,47***	92,01***	97,14***	44,44***
.30			0,16	5,52***	6,28***	5,73***	18,96***	9,06***	9,64***			15,51***	45,41***	61,34***	141,74***	100,39***	91,49***	41,34***
.40				12,02***	9,72***	9,39***	21,85***	7,93***	8,99***				28,62***	39,30***	113,57***	80,54***	71,21***	35,88***
.50					2,06	2,06	7,04***	3,51*	5,57					16,64***	64,54***	42,53***	54,40***	29,20***
.60						0,27	2,54	1,78	4,52						87,78***	24,56***	42,00***	23,55***
.70							2,18	1,56	4,68***							4,02***	23,88***	16,32***
.80								0,42	2,92*								15,62***	14,87***
.90									3,82**									7,06***

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Notas: .10 a .95 são os valores das estatísticas dos testes F estimados para cada quantil da distribuição. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais).

APÊNDICE B - RESULTADOS DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE PARA SELEÇÃO AMOSTRAL POR GRUPOS DE IDADE

Tabela B.3.1 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral – total e por grupos de idade - Total - Brasil - 2003

Variáveis	Total								
	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Constante	-0,7496*** (0,0482)	-0,5506*** (0,036)	-0,4159*** (0,0274)	-0,3523*** (0,0331)	-0,2553*** (0,0376)	-0,1649*** (0,0335)	-0,1094*** (0,0401)	-0,0153 (0,0448)	0,1832*** (0,0521)
Escolaridade	0,0845*** (0,0012)	0,0833*** (0,0007)	0,085*** (0,0007)	0,0891*** (0,0008)	0,0936*** (0,0007)	0,0984*** (0,0007)	0,1032*** (0,0007)	0,1094*** (0,0007)	0,1159*** (0,0007)
Idade	0,0263*** (0,002)	0,0312*** (0,0017)	0,034*** (0,0014)	0,0372*** (0,0015)	0,0382*** (0,0017)	0,0397*** (0,0016)	0,0435*** (0,0017)	0,0455*** (0,0022)	0,047*** (0,0024)
Idade2	-0,0002*** (0,0005608)	-0,0002*** (0,000022)	-0,0002*** (0,0000189)	-0,0002*** (0,000020)	-0,0002*** (0,000022)	-0,0002*** (0,000023)	-0,0002*** (0,000023)	-0,0002*** (0,000029)	-0,0002*** (0,00003)
Branco	0,1388*** (0,0056)	0,1383*** (0,0043)	0,1399*** (0,0044)	0,1478*** (0,0036)	0,1601*** (0,0046)	0,171*** (0,0051)	0,1815*** (0,006)	0,2059*** (0,006)	0,2419*** (0,0076)
Reg. Metrop.	0,1419*** (0,0078)	0,1359*** (0,0046)	0,1362*** (0,0045)	0,1376*** (0,0042)	0,1417*** (0,0037)	0,1457*** (0,0033)	0,1556*** (0,0045)	0,1595*** (0,0064)	0,1661*** (0,0068)
Urbano	0,3536*** (0,0158)	0,2903*** (0,0098)	0,2503*** (0,0088)	0,2312*** (0,0081)	0,2173*** (0,0081)	0,1953*** (0,008)	0,1869*** (0,0083)	0,1708*** (0,0093)	0,1473*** (0,0131)
Norte	-0,1965*** (0,0104)	-0,1619*** (0,0066)	-0,1395*** (0,0073)	-0,1221*** (0,0094)	-0,1011*** (0,0081)	-0,0878*** (0,0084)	-0,0666*** (0,0083)	-0,0338*** (0,0098)	0,0072 (0,0149)
Nordeste	-0,4417*** (0,0104)	-0,36*** (0,0057)	-0,3281*** (0,0044)	-0,3017*** (0,0054)	-0,2741*** (0,0049)	-0,2599*** (0,0051)	-0,2434*** (0,0053)	-0,2131*** (0,0071)	-0,1752*** (0,0072)
Sul	-0,0197** (0,009)	-0,0177** (0,008)	-0,0223*** (0,0056)	-0,0314*** (0,0068)	-0,036*** (0,0064)	-0,0536*** (0,0051)	-0,0611*** (0,0042)	-0,0651*** (0,0052)	-0,0735*** (0,0121)
Centro-Oeste	0,044*** (0,0089)	0,036*** (0,0077)	0,035*** (0,0083)	0,0442*** (0,0076)	0,057*** (0,0082)	0,067*** (0,009)	0,0843*** (0,0084)	0,1091*** (0,0118)	0,1375*** (0,0139)
LambdaMills	-0,7632*** (0,0492)	-0,8536*** (0,0231)	-0,9489*** (0,0331)	-1,0233*** (0,0332)	-1,1508*** (0,0356)	-1,2106*** (0,0339)	-1,2925*** (0,0446)	-1,3542*** (0,0417)	-1,4654*** (0,0463)
LambdaMills2	0,2421*** (0,047)	0,368*** (0,0215)	0,4537*** (0,0317)	0,5175*** (0,0261)	0,6164*** (0,0307)	0,6578*** (0,0272)	0,7336*** (0,0361)	0,7906*** (0,0377)	0,8985*** (0,0362)
18 a 24 anos									
Constante	-1,9458** (0,8935)	-1,9076*** (0,6226)	-2,1314*** (0,3982)	-2,2357*** (0,4863)	-1,7018*** (0,4841)	-2,185*** (0,4497)	-2,1424*** (0,4773)	-2,0732*** (0,4817)	-1,5217 (1,0528)
Escolaridade	0,0739*** (0,0027)	0,0681*** (0,002)	0,0622*** (0,0015)	0,061*** (0,0014)	0,0624*** (0,001)	0,0652*** (0,0011)	0,0696*** (0,0016)	0,0776*** (0,0018)	0,0856*** (0,0024)
Idade	0,1164 (0,0848)	0,1457** (0,06)	0,1919*** (0,0393)	0,2204*** (0,0464)	0,1801*** (0,0476)	0,2375*** (0,0443)	0,2453*** (0,0467)	0,2466*** (0,0456)	0,2128** (0,1032)
Idade2	-0,0015 (0,0019)	-0,0023* (0,0014)	-0,0033*** (0,0009)	-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,0011)	-0,0042*** (0,001)	-0,0043*** (0,0011)	-0,0041*** (0,001)	-0,0031 (0,0024)
Branco	0,1603*** (0,0121)	0,1324*** (0,0082)	0,1221*** (0,0071)	0,1134*** (0,0074)	0,124*** (0,0078)	0,1372*** (0,0099)	0,1425*** (0,0105)	0,1386*** (0,0105)	0,1688*** (0,0141)
Reg. Metrop.	0,1739*** (0,0114)	0,1511*** (0,0101)	0,1354*** (0,0066)	0,1332*** (0,0078)	0,1393*** (0,0076)	0,1292*** (0,0076)	0,1224*** (0,0072)	0,1328*** (0,0104)	0,1429*** (0,0178)
Urbano	0,2145*** (0,0252)	0,184*** (0,0199)	0,1447*** (0,0128)	0,098*** (0,0095)	0,0829*** (0,0079)	0,0637*** (0,0129)	0,0558*** (0,0125)	0,0346*** (0,0123)	0,0425 (0,028)
Norte	-0,2093*** (0,0225)	-0,1683*** (0,0158)	-0,1276*** (0,0121)	-0,1146*** (0,01)	-0,0924*** (0,0118)	-0,0782*** (0,0183)	-0,0698*** (0,02)	-0,0271 (0,0259)	0,0437 (0,0441)
Nordeste	-0,4982*** (0,0277)	-0,3732*** (0,0141)	-0,3285*** (0,009)	-0,3195*** (0,009)	-0,3079*** (0,0075)	-0,3045*** (0,009)	-0,2929*** (0,0093)	-0,2705*** (0,0093)	-0,221*** (0,0184)
Sul	0,046*** (0,0155)	0,0314*** (0,0119)	0,0335*** (0,0093)	0,0289*** (0,0108)	0,025** (0,0118)	0,0185 (0,0141)	-0,0096 (0,0107)	-0,0131 (0,0154)	-0,0556*** (0,0125)
Centro-Oeste	0,0723*** (0,0221)	0,0445*** (0,0152)	0,0303** (0,0134)	0,0146 (0,0149)	0,0228** (0,0112)	0,0274** (0,0134)	0,029** (0,0143)	0,0457*** (0,0167)	0,078** (0,0236)
LambdaMills	-0,7318*** (0,1896)	-0,7759*** (0,1368)	-0,94*** (0,1163)	-1,0467*** (0,1093)	-1,2405*** (0,1182)	-1,5004*** (0,1379)	-1,668*** (0,1089)	-1,8887*** (0,134)	-2,3459*** (0,1897)
LambdaMills2	0,3722** (0,1737)	0,4591*** (0,1209)	0,6165*** (0,0984)	0,7457*** (0,0957)	0,9124*** (0,0958)	1,1295*** (0,1127)	1,2343*** (0,0908)	1,4178*** (0,1125)	1,7538*** (0,1467)
25 a 39 anos									
Constante	-0,4809 (0,3293)	-0,5452*** (0,1813)	-0,2497 (0,1653)	-0,1334 (0,1874)	-0,1314 (0,1567)	-0,1086 (0,1979)	0,0708 (0,1771)	0,0622 (0,2349)	0,0918 (0,3919)
Escolaridade	0,0838*** (0,0014)	0,0814*** (0,0011)	0,0835*** (0,001)	0,0874*** (0,001)	0,0928*** (0,0009)	0,098*** (0,0007)	0,1037*** (0,0008)	0,1101*** (0,001)	0,1181*** (0,0013)
Idade	0,021 (0,0202)	0,0437*** (0,0114)	0,0364*** (0,0102)	0,0375*** (0,012)	0,0437*** (0,0101)	0,0494*** (0,012)	0,0432*** (0,0106)	0,052*** (0,0139)	0,0626** (0,0241)
Idade2	-0,0002 (0,0003)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0004** (0,0001)	-0,0004** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0004** (0,0002)	-0,0005 (0,0003)
Branco	0,1306*** (0,0096)	0,1415*** (0,0086)	0,1479*** (0,0083)	0,1511*** (0,0085)	0,1628*** (0,0077)	0,1715*** (0,009)	0,1816*** (0,0088)	0,2117*** (0,0105)	0,2417*** (0,015)
Reg. Metrop.	0,1303*** (0,007)	0,1232*** (0,0068)	0,122*** (0,006)	0,1186*** (0,0064)	0,125*** (0,0053)	0,128*** (0,007)	0,1414*** (0,0072)	0,1531*** (0,0091)	0,1463*** (0,0134)
Urbano	0,38***	0,3148***	0,2614***	0,2385***	0,2132***	0,1943***	0,1884***	0,1756***	0,1589***

	(0,0221)	(0,0166)	(0,0108)	(0,014)	(0,01)	(0,0082)	(0,0078)	(0,0112)	(0,0191)
Norte	-0,2161*** (0,0153)	-0,1859*** (0,0103)	-0,1691*** (0,0104)	-0,1441*** (0,0118)	-0,1249*** (0,0103)	-0,1165*** (0,0116)	-0,0873*** (0,0126)	-0,0467*** (0,0151)	-0,0027 (0,0183)
Nordeste	-0,4245*** (0,0098)	-0,3681*** (0,0067)	-0,3494*** (0,0066)	-0,3256*** (0,0063)	-0,3013*** (0,0052)	-0,2885*** (0,0072)	-0,2642*** (0,0112)	-0,235*** (0,0131)	-0,2043*** (0,0189)
Sul	-0,0171 (0,0125)	-0,0139* (0,0082)	-0,0207** (0,0093)	-0,0275*** (0,0093)	-0,0311*** (0,0082)	-0,053*** (0,0118)	-0,0638*** (0,0122)	-0,0756*** (0,0147)	-0,0723*** (0,015)
Centro-Oeste	0,0241** (0,0109)	0,0197** (0,0095)	0,0208** (0,0098)	0,0413*** (0,0104)	0,0526*** (0,0088)	0,0612*** (0,0122)	0,0928*** (0,0137)	0,1092*** (0,0148)	0,1293*** (0,0207)
LambdaMills	-1,322*** (0,1142)	-1,5164*** (0,0569)	-1,7055*** (0,0561)	-1,8553*** (0,0711)	-1,9729*** (0,0704)	-2,0294*** (0,0533)	-2,0074*** (0,0744)	-2,1021*** (0,0613)	-2,2454*** (0,1078)
LambdaMills2	0,8976*** (0,1453)	1,1687*** (0,0705)	1,3791*** (0,0603)	1,5248*** (0,0861)	1,645*** (0,0812)	1,6897*** (0,0662)	1,6608*** (0,0874)	1,7698*** (0,0766)	1,9332*** (0,1332)
40 a 59 anos									
Constante	-0,5714 (0,6112)	-0,6835** (0,3075)	-0,3053 (0,3252)	-0,5514* (0,3058)	-0,7126*** (0,2551)	-0,9153*** (0,253)	-0,2215 (0,2308)	0,2202 (0,3831)	0,3186 (0,451)
Escolaridade	0,0904*** (0,0016)	0,0919*** (0,0009)	0,0956*** (0,0012)	0,1018*** (0,001)	0,1069*** (0,0012)	0,1119*** (0,001)	0,117*** (0,0009)	0,123*** (0,001)	0,128*** (0,0015)
Idade	0,0138 (0,0256)	0,0305** (0,0131)	0,0218 (0,0137)	0,0361*** (0,0128)	0,0458*** (0,0103)	0,0593*** (0,0102)	0,0352*** (0,0096)	0,0231 (0,0156)	0,0273 (0,0187)
Idade2	-0,0001 (0,0002)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0002** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,00001 (0,0001)	0,00001 (0,0001)
Branco	0,1374*** (0,0127)	0,1372*** (0,011)	0,1436*** (0,0096)	0,1572*** (0,0096)	0,1698*** (0,0085)	0,1835*** (0,0089)	0,2077*** (0,0114)	0,2262*** (0,012)	0,2499*** (0,0127)
Reg. Metrop.	0,1222*** (0,0144)	0,1237*** (0,0076)	0,1217*** (0,0074)	0,1301*** (0,0085)	0,1396*** (0,0093)	0,1444*** (0,0079)	0,1667*** (0,0096)	0,1793*** (0,0115)	0,1847*** (0,0118)
Urbano	0,3609*** (0,0206)	0,3024*** (0,0141)	0,2868*** (0,0179)	0,2654*** (0,0138)	0,2709*** (0,0125)	0,2517*** (0,0091)	0,2449*** (0,0086)	0,2396*** (0,0122)	0,2319*** (0,0152)
Norte	-0,166*** (0,0161)	-0,1366*** (0,0171)	-0,1293*** (0,0147)	-0,1129*** (0,0138)	-0,0763*** (0,0126)	-0,0766*** (0,0172)	-0,0625*** (0,0184)	-0,0438** (0,0169)	0,0061 (0,0239)
Nordeste	-0,4469*** (0,0168)	-0,3731*** (0,0128)	-0,3246*** (0,0111)	-0,2856*** (0,0097)	-0,2424*** (0,0115)	-0,2287*** (0,0123)	-0,207*** (0,0134)	-0,1877*** (0,0163)	-0,1635*** (0,0121)
Sul	-0,0383*** (0,011)	-0,0333** (0,0129)	-0,0454*** (0,0134)	-0,0492*** (0,0101)	-0,049*** (0,0104)	-0,0581*** (0,0072)	-0,0627*** (0,0112)	-0,0443** (0,0175)	-0,0293 (0,0232)
Centro-Oeste	0,0497** (0,0231)	0,0584*** (0,0179)	0,0483*** (0,0144)	0,0465*** (0,013)	0,0823*** (0,0148)	0,0821*** (0,0139)	0,1033*** (0,0128)	0,1268*** (0,0129)	0,1610*** (0,0209)
LambdaMills	-0,7558*** (0,0654)	-0,9893*** (0,0608)	-1,1129*** (0,0597)	-1,2215*** (0,064)	-1,296*** (0,0549)	-1,3411*** (0,0509)	-1,384*** (0,0667)	-1,3809*** (0,0712)	-1,3266*** (0,0819)
LambdaMills2	0,2627*** (0,0683)	0,4678*** (0,0494)	0,5564*** (0,0494)	0,6364*** (0,0476)	0,6765*** (0,0424)	0,6963*** (0,0358)	0,7088*** (0,0545)	0,7133*** (0,058)	0,6639*** (0,0639)
60 a 65 anos									
Constante	4,0947 (34,0729)	-16,1436 (34,0564)	-17,1206 (26,7362)	-44,1441 (27,9096)	-27,2926 (28,2719)	-25,8993 (28,4356)	7,5037 (24,3257)	6,3983 (32,1395)	-33,6193 (24,129)
Escolaridade	0,0829*** (0,006)	0,0883*** (0,006)	0,0982*** (0,0067)	0,1068*** (0,0058)	0,1115*** (0,0054)	0,1197*** (0,0056)	0,1273*** (0,0055)	0,1346*** (0,0067)	0,1342*** (0,0086)
Idade	-0,1107 (1,094)	0,5464 (1,0919)	0,5728 (0,8552)	1,4386 (0,8964)	0,903 (0,9054)	0,8426 (0,9124)	-0,2209 (0,7824)	-0,1731 (1,0273)	1,1063 (0,7738)
Idade2	0,0007 (0,0087)	-0,0044 (0,0087)	-0,0046 (0,0068)	-0,0114 (0,0071)	-0,0071 (0,0072)	-0,0065 (0,0073)	0,002 (0,0062)	0,0016 (0,0082)	-0,0084 (0,0061)
Branco	0,215*** (0,0473)	0,1996*** (0,0497)	0,2101*** (0,037)	0,2087*** (0,0402)	0,2242*** (0,0357)	0,2245*** (0,0407)	0,2465*** (0,0309)	0,3439*** (0,0537)	0,4511*** (0,0634)
Reg. Metrop.	0,1183** (0,0574)	0,0693* (0,0376)	0,0539 (0,0428)	0,0649** (0,0287)	0,0974*** (0,0372)	0,0998** (0,0407)	0,1295*** (0,032)	0,1008* (0,0535)	0,0868 (0,0641)
Urbano	0,341*** (0,0569)	0,304*** (0,0532)	0,2667*** (0,0398)	0,2788*** (0,0378)	0,2777*** (0,0364)	0,2536*** (0,0345)	0,2317*** (0,0478)	0,2836*** (0,0794)	0,2966*** (0,0887)
Norte	0,0188 (0,0613)	-0,0164 (0,061)	-0,0363 (0,0431)	-0,0175 (0,0528)	-0,0379 (0,0595)	-0,0322 (0,0585)	0,0433 (0,0575)	0,0372 (0,1003)	0,0831 (0,0899)
Nordeste	-0,5204*** (0,0879)	-0,4532*** (0,072)	-0,3668*** (0,0555)	-0,3125*** (0,0357)	-0,2912*** (0,0427)	-0,2263*** (0,0368)	-0,1664*** (0,0384)	-0,1235** (0,0493)	-0,0175 (0,0785)
Sul	-0,1049 (0,0655)	-0,1085* (0,0594)	-0,0661 (0,049)	-0,0466 (0,0412)	-0,076** (0,0378)	-0,0809** (0,0352)	-0,0713 (0,0449)	-0,0833 (0,0694)	-0,0378 (0,0938)
Centro-Oeste	0,1136 (0,0744)	0,0486 (0,0451)	0,0408 (0,0303)	0,0201 (0,0419)	0,0249 (0,0455)	0,0649*** (0,0755)	0,1773** (0,0763)	0,2536*** (0,0946)	0,2883** (0,1271)
LambdaMills	-0,8466** (0,3309)	-1,1843*** (0,3687)	-0,7749* (0,4243)	-0,9635*** (0,3555)	-1,1702*** (0,333)	-0,8023*** (0,2712)	-1,2133*** (0,3369)	-1,6281*** (0,3291)	-1,9244*** (0,5231)
LambdaMills2	0,1816 (0,1453)	0,3891** (0,1545)	0,2302 (0,1752)	0,2979** (0,1465)	0,3975*** (0,1393)	0,2078* (0,1164)	0,3912*** (0,143)	0,61*** (0,1426)	0,6575*** (0,2009)

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q90 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela B.3.2 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral por grupo de idade - Homens - Brasil - 2003

Variáveis	Total								
	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Constante	-0,7369*** (0,0825)	-0,6167*** (0,0486)	-0,5512*** (0,0417)	-0,5195*** (0,037)	-0,4339*** (0,0404)	-0,3924*** (0,0364)	-0,3922*** (0,0563)	-0,2947*** (0,069)	-0,0201 (0,0759)
Escolaridade	0,082*** (0,0009)	0,083*** (0,0008)	0,0868*** (0,0009)	0,0923*** (0,0007)	0,0978*** (0,0007)	0,1031*** (0,0008)	0,1103*** (0,0008)	0,1172*** (0,001)	0,1244*** (0,0009)
Idade	0,025*** (0,0043)	0,032*** (0,0024)	0,0366*** (0,0022)	0,0399*** (0,0019)	0,0401*** (0,0021)	0,0427*** (0,0018)	0,0471*** (0,0027)	0,0482*** (0,0032)	0,0451*** (0,0036)
Idade2	-0,0002*** (0,000055)	-0,0002*** (0,000030)	-0,0002*** (0,000028)	-0,0002*** (0,000025)	-0,0002*** (0,000028)	-0,0002*** (0,000023)	-0,0003*** (0,000034)	-0,0002*** (0,000039)	-0,0002*** (0,000046)
Branco	0,1162*** (0,0077)	0,1207*** (0,0046)	0,1266*** (0,0034)	0,135*** (0,0055)	0,1454*** (0,0044)	0,1583*** (0,0061)	0,1758*** (0,0071)	0,2032*** (0,0086)	0,239*** (0,0101)
Reg. Metrop.	0,1532*** (0,0117)	0,1399*** (0,0071)	0,1384*** (0,007)	0,1322*** (0,0058)	0,1319*** (0,006)	0,1393*** (0,0066)	0,1442*** (0,0062)	0,1374*** (0,0082)	0,1436*** (0,0088)
Urbano	0,4737*** (0,0173)	0,4089*** (0,0126)	0,3686*** (0,0092)	0,3472*** (0,0086)	0,3291*** (0,0084)	0,3104*** (0,0076)	0,2952*** (0,0068)	0,2827*** (0,0095)	0,2511*** (0,0162)
Norte	-0,2404*** (0,0116)	-0,2034*** (0,0077)	-0,1781*** (0,0082)	-0,1595*** (0,007)	-0,1427*** (0,01)	-0,1224*** (0,0112)	-0,0988*** (0,0113)	-0,0619*** (0,0091)	-0,0100 (0,022)
Nordeste	-0,446*** (0,0108)	-0,3735*** (0,007)	-0,34*** (0,0066)	-0,3107*** (0,0055)	-0,2862*** (0,0059)	-0,2699*** (0,0066)	-0,2496*** (0,0066)	-0,218*** (0,0078)	-0,1667*** (0,0105)
Sul	-0,0446*** (0,0099)	-0,0382*** (0,0081)	-0,0364*** (0,0073)	-0,0273*** (0,0089)	-0,037*** (0,0095)	-0,0387*** (0,0119)	-0,0404*** (0,0109)	-0,0511*** (0,0098)	-0,0461*** (0,0168)
Centro-Oeste	0,0011 (0,0102)	-0,0032 (0,0076)	0,0009 (0,0056)	0,0144** (0,0072)	0,0204*** (0,0066)	0,0342*** (0,0117)	0,0523*** (0,0101)	0,0789*** (0,0105)	0,0883*** (0,0164)
LambdaMills	-0,979*** (0,1042)	-0,9921*** (0,0673)	-1,0603*** (0,0521)	-1,08*** (0,0451)	-1,1205*** (0,0442)	-1,1042*** (0,031)	-1,0666*** (0,0542)	-1,1206*** (0,0631)	-1,2318*** (0,1121)
LambdaMills2	0,4048*** (0,113)	0,5029*** (0,0693)	0,6205*** (0,0601)	0,6539*** (0,0511)	0,6858*** (0,0547)	0,6622*** (0,0415)	0,6377*** (0,0491)	0,7019*** (0,0604)	0,8425*** (0,1163)
18 a 24 anos									
Constante	-2,5125*** (0,8965)	-2,6866*** (0,5877)	-2,5567*** (0,4864)	-2,2488*** (0,4995)	-2,101*** (0,6178)	-2,2499*** (0,5335)	-1,8509*** (0,665)	-1,7845** (0,8455)	-0,2462 (1,3155)
Escolaridade	0,0678*** (0,0027)	0,0572*** (0,0021)	0,0541*** (0,0023)	0,0522*** (0,0019)	0,0524*** (0,0018)	0,0561*** (0,0014)	0,0607*** (0,0015)	0,0676*** (0,0021)	0,0755*** (0,0027)
Idade	0,1758** (0,0845)	0,2233*** (0,0555)	0,2334*** (0,0466)	0,2183*** (0,0483)	0,2119*** (0,0592)	0,2314*** (0,0511)	0,201*** (0,0645)	0,1999*** (0,0821)	0,0686 (0,1277)
Idade2	-0,003 (0,0019)	-0,004*** (0,0012)	-0,0043*** (0,0011)	-0,0039*** (0,0011)	-0,0037*** (0,0013)	-0,004*** (0,0012)	-0,0032** (0,0015)	-0,0031 (0,0019)	0,0001 (0,003)
Branco	0,1289*** (0,0142)	0,1125*** (0,0141)	0,1042*** (0,0102)	0,1039*** (0,0102)	0,1112*** (0,0086)	0,124*** (0,0088)	0,1352*** (0,0112)	0,1485*** (0,0142)	0,177*** (0,0212)
Reg. Metrop.	0,1351*** (0,0132)	0,1178*** (0,0088)	0,109*** (0,0094)	0,1193*** (0,0117)	0,119*** (0,0128)	0,1107*** (0,0155)	0,1142*** (0,0151)	0,1217*** (0,0181)	0,1356*** (0,0263)
Urbano	0,2875*** (0,031)	0,2448*** (0,0244)	0,1997*** (0,0247)	0,1628*** (0,0232)	0,1626*** (0,0246)	0,1584*** (0,02)	0,1667*** (0,0207)	0,1708*** (0,029)	0,1689*** (0,038)
Norte	-0,2569*** (0,0264)	-0,1724*** (0,0212)	-0,1517*** (0,0216)	-0,1368*** (0,0171)	-0,12*** (0,0186)	-0,0832*** (0,0185)	-0,0775*** (0,017)	-0,0394* (0,0227)	0,0331 (0,0339)
Nordeste	-0,4724*** (0,0261)	-0,3565*** (0,0171)	-0,341*** (0,0136)	-0,3373*** (0,0135)	-0,322*** (0,0127)	-0,3159*** (0,0127)	-0,2951*** (0,0134)	-0,274*** (0,0131)	-0,2504*** (0,0169)
Sul	0,0033 (0,0183)	0,0295 (0,0212)	0,0149 (0,0191)	0,0189 (0,0149)	0,0299* (0,0168)	0,0261 (0,0174)	0,0101 (0,016)	-0,007 (0,0133)	-0,0631*** (0,0202)
Centro-Oeste	0,0262 (0,0282)	0,0334* (0,0176)	-0,0012 (0,0184)	0,0042 (0,0186)	0,0114 (0,0199)	0,0236 (0,0172)	0,0171 (0,0146)	0,0548*** (0,0187)	0,0851*** (0,0303)
LambdaMills	-0,7949*** (0,2195)	-0,8693*** (0,1425)	-0,9772*** (0,1125)	-1,0422*** (0,1063)	-1,1321*** (0,1183)	-1,1724*** (0,1496)	-1,3293*** (0,1854)	-1,423*** (0,1762)	-1,6516*** (0,2894)
LambdaMills2	0,5823** (0,2634)	0,7137*** (0,1755)	0,8739*** (0,1168)	0,9944*** (0,102)	1,0858*** (0,1102)	1,1276*** (0,1473)	1,2332*** (0,1758)	1,3447*** (0,1727)	1,5434*** (0,2869)
25 a 39 anos									
Constante	-0,3102 (0,3255)	-0,1511 (0,2057)	-0,0654 (0,1419)	-0,0277 (0,2222)	-0,2341 (0,1961)	0,0226 (0,2187)	-0,1020 (0,2613)	-0,0179 (0,3215)	0,1747 (0,5027)
Escolaridade	0,0799*** (0,0017)	0,0789*** (0,0015)	0,0817*** (0,0013)	0,0876*** (0,0013)	0,0928*** (0,0014)	0,0982*** (0,001)	0,1062*** (0,0012)	0,1143*** (0,0014)	0,1231*** (0,0019)
Idade	0,0113 (0,0194)	0,0157 (0,0126)	0,0185** (0,009)	0,0218 (0,0141)	0,0404*** (0,0122)	0,0282** (0,0135)	0,0402** (0,016)	0,0396** (0,0194)	0,0407 (0,0307)
Idade2	-0,0001 (0,0003)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0002)	-0,0003* (0,0001)	-0,0001 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	-0,0001 (0,0002)	-0,0001 (0,0004)
Branco	0,0982*** (0,0134)	0,1136*** (0,0091)	0,1205*** (0,0059)	0,1334*** (0,0075)	0,1395*** (0,0087)	0,154*** (0,0105)	0,1616*** (0,0125)	0,1898*** (0,0141)	0,2281*** (0,0112)
Reg. Metrop.	0,1594*** (0,0122)	0,1476*** (0,008)	0,1312*** (0,0073)	0,1259*** (0,008)	0,1201*** (0,008)	0,1245*** (0,0076)	0,1321*** (0,0108)	0,1379*** (0,0112)	0,1509*** (0,0142)
Urbano	0,5234*** (0,0237)	0,46*** (0,025)	0,4256*** (0,0168)	0,3885*** (0,0153)	0,3657*** (0,013)	0,3493*** (0,015)	0,3204*** (0,0138)	0,3079*** (0,0152)	0,2745*** (0,019)
Norte	-0,2726*** (0,0176)	-0,2356*** (0,0094)	-0,2063*** (0,0119)	-0,1873*** (0,0127)	-0,1645*** (0,0127)	-0,1483*** (0,0118)	-0,1152*** (0,0127)	-0,0696*** (0,0171)	-0,0241 (0,0174)
Nordeste	-0,4426*** (0,0173)	-0,3912*** (0,0083)	-0,3591*** (0,009)	-0,339*** (0,0115)	-0,3124*** (0,0123)	-0,298*** (0,0122)	-0,2742*** (0,0112)	-0,2425*** (0,0122)	-0,1947*** (0,0196)
Sul	-0,0288** (0,0113)	-0,0398*** (0,0069)	-0,0339*** (0,0061)	-0,0306*** (0,0051)	-0,0374*** (0,0054)	-0,0455*** (0,0041)	-0,0383*** (0,0049)	-0,0518*** (0,0060)	-0,0255 (0,0116)

	(0,0145)	(0,0104)	(0,0106)	(0,0089)	(0,0113)	(0,0094)	(0,0106)	(0,0146)	(0,0208)
Centro-Oeste	-0,0147	-0,0234	-0,0003	0,0160	0,0173	0,0309*	0,059***	0,0839***	0,1036***
	(0,0164)	(0,0174)	(0,0156)	(0,0147)	(0,0172)	(0,0165)	(0,0174)	(0,0185)	(0,0242)
LambdaMills	-2,2087***	-2,1557***	-2,2415***	-2,1900***	-2,2885***	-2,1913***	-2,0436***	-2,017***	-2,2083***
	(0,2287)	(0,1562)	(0,1347)	(0,1718)	(0,1929)	(0,1772)	(0,1711)	(0,2381)	(0,2993)
LambdaMills2	2,5421***	2,5103***	2,6433***	2,5819***	2,7361***	2,6022***	2,3935***	2,3136***	2,5308***
	(0,3993)	(0,2373)	(0,2013)	(0,2661)	(0,305)	(0,2792)	(0,2751)	(0,3816)	(0,465)
40 a 59 anos									
Constante	-0,4633	-0,7685	-0,8524*	-0,8235***	-1,1222***	-1,1499***	-0,6213	-0,0372	-0,3273
	(0,6976)	(0,5098)	(0,4387)	(0,3046)	(0,3529)	(0,3978)	(0,4693)	(0,5172)	(0,6761)
Escolaridade	0,0867***	0,0953***	0,1037***	0,112***	0,1186***	0,1263***	0,1336***	0,1399***	0,145***
	(0,0028)	(0,0019)	(0,0017)	(0,0015)	(0,0012)	(0,0016)	(0,0017)	(0,002)	(0,0022)
Idade	0,0063	0,0284	0,0372**	0,0388***	0,055***	0,0601***	0,0435**	0,0242	0,0474*
	(0,0293)	(0,0215)	(0,018)	(0,0128)	(0,0146)	(0,0165)	(0,0195)	(0,0215)	(0,0279)
Idade2	0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0002	-0,0003**	-0,0004**	-0,0002	-0,0002	-0,0002
	(0,0003)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)
Branco	0,1285***	0,1424***	0,1428***	0,1521***	0,1651***	0,1853***	0,2076***	0,2234***	0,2638***
	(0,0183)	(0,0118)	(0,0141)	(0,0115)	(0,0104)	(0,0096)	(0,0106)	(0,0167)	(0,0226)
Reg. Metrop.	0,1572***	0,1385***	0,1365***	0,1363***	0,1403***	0,1498***	0,1478***	0,131***	0,1167***
	(0,0151)	(0,0121)	(0,009)	(0,0103)	(0,0109)	(0,015)	(0,013)	(0,0148)	(0,0148)
Urbano	0,5512***	0,4762***	0,4191***	0,4064***	0,384***	0,3597***	0,3185***	0,3151***	0,2702***
	(0,0322)	(0,0206)	(0,015)	(0,0161)	(0,0148)	(0,0218)	(0,0256)	(0,0318)	(0,0346)
Norte	-0,2119***	-0,1834***	-0,1609***	-0,1445***	-0,131***	-0,1265***	-0,1029***	-0,0753***	-0,0224
	(0,0265)	(0,0171)	(0,0168)	(0,0175)	(0,0146)	(0,0138)	(0,0209)	(0,0288)	(0,0391)
Nordeste	-0,441***	-0,3783***	-0,3242***	-0,2778***	-0,2613***	-0,2317***	-0,2245***	-0,2046***	-0,165***
	(0,0205)	(0,0156)	(0,0143)	(0,012)	(0,012)	(0,0142)	(0,0139)	(0,0159)	(0,0213)
Sul	-0,0796***	-0,062***	-0,0558***	-0,0451***	-0,0524***	-0,0463***	-0,0389***	-0,0270	-0,0081
	(0,0158)	(0,0167)	(0,0156)	(0,0118)	(0,01)	(0,0136)	(0,0133)	(0,0173)	(0,0264)
Centro-Oeste	0,0117	0,0116	0,0090	0,0269	0,0348**	0,0373**	0,0509***	0,0597***	0,0901***
	(0,0237)	(0,0244)	(0,0206)	(0,0192)	(0,0177)	(0,0161)	(0,0157)	(0,0161)	(0,0247)
LambdaMills	-1,5124***	-1,2988***	-1,1517***	-1,2399***	-1,1894***	-1,0496***	-0,808***	-0,5651**	-0,356
	(0,1769)	(0,1669)	(0,1386)	(0,1405)	(0,156)	(0,1933)	(0,1916)	(0,2355)	(0,3143)
LambdaMills2	0,9179***	0,7147***	0,5842***	0,6948***	0,6724***	0,533***	0,3411**	0,0434	-0,0344
	(0,1942)	(0,1479)	(0,1529)	(0,1496)	(0,1506)	(0,1933)	(0,1554)	(0,2431)	(0,3102)
60 a 65 anos									
Constante	2,8550	-1,3256	-1,0532	-23,9085	-8,897	-0,6374	23,489	40,2132	1,9535
	(70,9431)	(41,2133)	(36,8045)	(35,967)	(33,1441)	(37,1874)	(31,9117)	(33,8159)	(39,9722)
Escolaridade	0,0931***	0,1048***	0,1135***	0,1206***	0,131***	0,1465***	0,1514***	0,1562***	0,1561***
	(0,0106)	(0,0072)	(0,0059)	(0,005)	(0,0065)	(0,0067)	(0,0067)	(0,0087)	(0,0118)
Idade	-0,0763	0,0656	0,0577	0,7851	0,3081	0,032	-0,7453	-1,2725	-0,024
	(2,2793)	(1,3264)	(1,1832)	(1,1585)	(1,0703)	(1,1993)	(1,0277)	(1,0908)	(1,2894)
Idade2	0,0004	-0,0005	-0,0005	-0,0062	-0,0024	-0,0001	0,0061	0,0103	0,0002
	(0,0182)	(0,0106)	(0,0094)	(0,0093)	(0,0086)	(0,0096)	(0,0082)	(0,0073)	(0,0103)
Branco	0,2301***	0,2092***	0,2434***	0,2246***	0,225***	0,257***	0,2856***	0,4062***	0,5185***
	(0,0634)	(0,0497)	(0,0511)	(0,0412)	(0,0513)	(0,0438)	(0,0488)	(0,0737)	(0,0727)
Reg. Metrop.	0,0467	0,0376	0,0014	0,026	0,0319	0,0382	0,0612	0,0579	-0,0314
	(0,0782)	(0,0482)	(0,0386)	(0,0504)	(0,0502)	(0,0463)	(0,0454)	(0,0485)	(0,0969)
Urbano	0,4463***	0,4742***	0,3606***	0,347***	0,3318***	0,2697***	0,3278***	0,3629***	0,3293*
	(0,1586)	(0,1246)	(0,1094)	(0,0931)	(0,115)	(0,0915)	(0,1105)	(0,1372)	(0,1945)
Norte	-0,0722	-0,0277	-0,0604	-0,0789	-0,0751	-0,001	-0,017	-0,0608	-0,0957
	(0,1148)	(0,0926)	(0,0692)	(0,0687)	(0,0863)	(0,0796)	(0,0794)	(0,0945)	(0,1166)
Nordeste	-0,5619***	-0,4642***	-0,3153***	-0,3213***	-0,2816***	-0,1952***	-0,1565**	-0,1234	-0,0644
	(0,0808)	(0,064)	(0,0519)	(0,0585)	(0,0778)	(0,0596)	(0,0656)	(0,0756)	(0,0783)
Sul	-0,1898**	-0,1115	-0,0263	-0,0662	-0,0482	-0,0203	-0,0633	-0,0925	-0,0891
	(0,0938)	(0,0691)	(0,0805)	(0,0793)	(0,055)	(0,0687)	(0,0731)	(0,0665)	(0,0876)
Centro-Oeste	0,0501	0,0153	0,0061	-0,032	-0,0527	0,0891	0,0964	0,1046	0,0071
	(0,0812)	(0,0924)	(0,0585)	(0,0598)	(0,0701)	(0,0787)	(0,0686)	(0,0672)	(0,0926)
LambdaMills	-0,8491	-1,2239	-0,3535	-0,5398	-0,3115	-0,1423	-0,7296	-0,5325	-0,0777
	(1,1832)	(0,7536)	(0,7345)	(0,6601)	(0,6664)	(0,5322)	(0,6906)	(0,7809)	(1,1657)
LambdaMills2	0,3313	0,4875	0,0829	0,2006	0,0966	0,0053	0,2868	0,1719	-0,1493
	(0,6774)	(0,399)	(0,4267)	(0,3816)	(0,3431)	(0,2584)	(0,3464)	(0,3816)	(0,5235)

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela B.3.3 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral por grupo de idade - Mulheres - Brasil - 2003

Total									
Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Constante	-2,5921*** (0,1298)	-2,2039*** (0,0988)	-2,1676*** (0,0923)	-2,2038*** (0,0873)	-2,0642*** (0,0741)	-2,0169*** (0,1062)	-1,986*** (0,118)	-1,958*** (0,0903)	-1,9594*** (0,1076)
Escolaridade	0,1227*** (0,0031)	0,1161*** (0,0016)	0,1179*** (0,0014)	0,1226*** (0,0015)	0,1247*** (0,0013)	0,1285*** (0,0015)	0,1334*** (0,0016)	0,138*** (0,0016)	0,1461*** (0,0023)
Idade	0,0845*** (0,0051)	0,0848*** (0,0043)	0,0935*** (0,0038)	0,1017*** (0,0037)	0,105*** (0,0032)	0,11*** (0,0043)	0,1158*** (0,0043)	0,123*** (0,0039)	0,1349*** (0,0042)
Idade2	-0,0009*** (0,000065)	-0,0009*** (0,000059)	-0,001*** (0,000043)	-0,001*** (0,000050)	-0,0011*** (0,000043)	-0,0011*** (0,000056)	-0,0012*** (0,000055)	-0,0012*** (0,0000517)	-0,0014*** (0,000053)
Branco	0,1317*** (0,0097)	0,1299*** (0,0088)	0,1333*** (0,0085)	0,1316*** (0,0071)	0,1455*** (0,0075)	0,1539*** (0,0065)	0,1567*** (0,0071)	0,1654*** (0,0098)	0,1739*** (0,0162)
Reg. Metrop.	0,1067*** (0,0141)	0,117*** (0,0097)	0,1163*** (0,0075)	0,1183*** (0,0064)	0,1282*** (0,0065)	0,1304*** (0,0071)	0,1446*** (0,0071)	0,1717*** (0,0088)	0,1842*** (0,0129)
Urbano	0,268*** (0,0315)	0,194*** (0,025)	0,1442*** (0,0194)	0,1271*** (0,0172)	0,1008*** (0,0165)	0,0691*** (0,0156)	0,0604*** (0,0171)	0,0465 (0,0159)	0,0176 (0,0154)
Norte	-0,1543*** (0,0133)	-0,1374*** (0,0093)	-0,1298*** (0,0122)	-0,1205*** (0,0136)	-0,0969*** (0,0114)	-0,0746*** (0,0159)	-0,0611*** (0,0174)	-0,0495* (0,0183)	-0,0028 (0,0277)
Nordeste	-0,4636*** (0,0134)	-0,3948*** (0,01)	-0,3552*** (0,009)	-0,3428*** (0,0084)	-0,319*** (0,0078)	-0,2945*** (0,0075)	-0,2789*** (0,0113)	-0,2648*** (0,0128)	-0,2279*** (0,0177)
Sul	0,0692*** (0,0142)	0,0612*** (0,0096)	0,0523*** (0,011)	0,0376*** (0,0099)	0,0193** (0,0092)	0,0073 (0,0116)	-0,0087 (0,0136)	-0,022 (0,015)	-0,0217 (0,0184)
Centro-Oeste	0,0426** (0,0172)	0,0405*** (0,0114)	0,0366*** (0,0096)	0,0402*** (0,0116)	0,0451*** (0,011)	0,0555*** (0,0106)	0,0875*** (0,0163)	0,1131*** (0,0173)	0,1395*** (0,018)
LambdaMills	0,0484 (0,0784)	-0,0953 (0,0697)	-0,1949*** (0,0556)	-0,2917*** (0,0524)	-0,5178*** (0,0505)	-0,6328*** (0,0733)	-0,7429*** (0,0752)	-0,8193*** (0,0575)	-0,8922*** (0,0694)
LambdaMills2	0,1105** (0,0489)	0,2176*** (0,0523)	0,3248*** (0,0401)	0,4343*** (0,0353)	0,5725*** (0,0347)	0,6679*** (0,0454)	0,756*** (0,0457)	0,8224*** (0,041)	0,9237*** (0,0481)
18 a 24 anos									
Constante	-2,6545 (1,6437)	-0,5583 (1,0551)	-0,5983 (0,7944)	-1,716* (0,8886)	-2,3808*** (0,8961)	-2,6261*** (0,854)	-2,9916*** (0,8074)	-2,441** (1,2246)	-1,7956 (1,6615)
Escolaridade	0,1227*** (0,0084)	0,1119*** (0,0055)	0,1051*** (0,0038)	0,1057*** (0,0046)	0,1071*** (0,0044)	0,1064*** (0,0049)	0,1099*** (0,0044)	0,1148*** (0,0047)	0,1187*** (0,0082)
Idade	0,0958 (0,1475)	-0,0587 (0,1033)	-0,0409 (0,0789)	0,0892 (0,0845)	0,1722* (0,0881)	0,2241*** (0,0787)	0,2838*** (0,0729)	0,2546** (0,1221)	0,2205 (0,154)
Idade2	-0,0007 (0,0034)	0,0026 (0,0024)	0,0022 (0,0018)	-0,0007 (0,0019)	-0,0025 (0,002)	-0,0037** (0,0018)	-0,0049*** (0,0017)	-0,0042 (0,0028)	-0,0032 (0,0035)
Branco	0,1885*** (0,0268)	0,149*** (0,0167)	0,1441*** (0,0117)	0,1375*** (0,0119)	0,1438*** (0,0115)	0,1494*** (0,0149)	0,1408*** (0,0179)	0,1371*** (0,022)	0,1307*** (0,0252)
Reg. Metrop.	0,1952*** (0,0289)	0,1823*** (0,0169)	0,1594*** (0,0108)	0,1631*** (0,0151)	0,1595*** (0,0117)	0,1635*** (0,011)	0,1434*** (0,0064)	0,1563*** (0,0116)	0,1842*** (0,0279)
Urbano	0,1489*** (0,0527)	0,149*** (0,0339)	0,1752*** (0,0265)	0,115*** (0,0331)	0,0818** (0,0326)	0,0433 (0,0299)	0,0569** (0,0253)	0,0175 (0,0604)	-0,0336 (0,0516)
Norte	-0,182*** (0,0458)	-0,1131*** (0,0206)	-0,1271*** (0,0166)	-0,0865*** (0,0274)	-0,0702*** (0,0163)	-0,0393** (0,0186)	-0,0516*** (0,0171)	-0,022 (0,0298)	0,0004 (0,0424)
Nordeste	-0,5265*** (0,0413)	-0,39*** (0,0229)	-0,3515*** (0,0223)	-0,3213*** (0,0175)	-0,3086*** (0,0172)	-0,2854*** (0,0183)	-0,2782*** (0,0199)	-0,2426*** (0,0276)	-0,2054*** (0,0348)
Sul	0,1005*** (0,0292)	0,0781*** (0,0194)	0,0658*** (0,013)	0,0589*** (0,0137)	0,0594*** (0,0173)	0,0469*** (0,0122)	0,0277 (0,0226)	-0,0204 (0,0275)	-0,0491 (0,0324)
Centro-Oeste	0,0976*** (0,0352)	0,0825*** (0,0213)	0,0378** (0,0189)	0,0374* (0,0191)	0,0328 (0,0203)	0,0412* (0,0243)	0,0171 (0,0275)	0,0341 (0,0266)	0,0441 (0,0402)
LambdaMills	-0,4189 (0,261)	-0,3757 (0,2344)	-0,3028 (0,203)	-0,6277** (0,2586)	-1,0162*** (0,2968)	-1,4604*** (0,2602)	-2,0175*** (0,3327)	-2,2781*** (0,3229)	-2,5245*** (0,4811)
LambdaMills2	0,3315** (0,1485)	0,2505* (0,1338)	0,2412** (0,1201)	0,4791*** (0,1612)	0,7427*** (0,1718)	1,0147*** (0,1474)	1,3369*** (0,17)	1,4784*** (0,1769)	1,6295*** (0,2438)
25 a 39 anos									
Constante	-2,3203*** (0,6495)	-2,3601*** (0,3223)	-2,3297*** (0,2672)	-2,4725*** (0,2476)	-2,4979*** (0,2996)	-2,3736*** (0,3075)	-2,4472*** (0,3878)	-2,3834*** (0,3857)	-2,3083*** (0,4685)
Escolaridade	0,1253*** (0,0033)	0,1239*** (0,0029)	0,1258*** (0,0017)	0,1316*** (0,0017)	0,1351*** (0,002)	0,1397*** (0,002)	0,1436*** (0,0029)	0,1498*** (0,0023)	0,1595*** (0,0036)
Idade	0,0846** (0,0364)	0,1148*** (0,0198)	0,1237*** (0,0167)	0,1401*** (0,0145)	0,1493*** (0,0166)	0,1531*** (0,0177)	0,1653*** (0,0216)	0,1674*** (0,0227)	0,1651*** (0,0249)
Idade2	-0,001* (0,0005)	-0,0014*** (0,0003)	-0,0015*** (0,0002)	-0,0017*** (0,0002)	-0,0018*** (0,0002)	-0,0019*** (0,0002)	-0,002*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)	-0,0019*** (0,0003)
Branco	0,1366*** (0,0147)	0,1403*** (0,011)	0,1371*** (0,011)	0,1383*** (0,0101)	0,1446*** (0,0114)	0,1505*** (0,0122)	0,1703*** (0,0124)	0,1803*** (0,0133)	0,1888*** (0,0198)
Reg. Metrop.	0,0744*** (0,0181)	0,0914*** (0,0133)	0,1003*** (0,0111)	0,097*** (0,0095)	0,1063*** (0,0084)	0,1132*** (0,0083)	0,1244*** (0,0101)	0,152*** (0,0128)	0,1564*** (0,0182)
Urbano	0,3355*** (0,0564)	0,2043*** (0,028)	0,141*** (0,0232)	0,1255*** (0,0189)	0,1178*** (0,021)	0,0789*** (0,0204)	0,0725*** (0,0227)	0,0597*** (0,0198)	0,0473 (0,0296)
Norte	-0,1692*** (0,0171)	-0,1534*** (0,0133)	-0,1549*** (0,0123)	-0,1498*** (0,0135)	-0,1313*** (0,0145)	-0,1186*** (0,0189)	-0,0908*** (0,024)	-0,0854*** (0,0255)	-0,0298 (0,0271)
Nordeste	-0,4539*** (0,0223)	-0,4038*** (0,012)	-0,3834*** (0,012)	-0,3741*** (0,0138)	-0,3542*** (0,0171)	-0,3316*** (0,0179)	-0,3201*** (0,0233)	-0,3084*** (0,0216)	-0,2922*** (0,0273)
Sul	0,0525** (0,0225)	0,0634*** (0,0225)	0,0563*** (0,0225)	0,0431** (0,0225)	0,0286 (0,0225)	0,0106 (0,0225)	-0,0077 (0,0225)	-0,0278 (0,0225)	-0,0405 (0,0225)

	(0,0202)	(0,0132)	(0,0133)	(0,0169)	(0,0186)	(0,0198)	(0,0184)	(0,0195)	(0,0364)
Centro-Oeste	0,0043	0,0238	0,0283*	0,0179	0,033*	0,0498**	0,088***	0,0909***	0,0842***
	(0,0256)	(0,0171)	(0,0166)	(0,0195)	(0,0193)	(0,0218)	(0,0217)	(0,017)	(0,0271)
LambdaMills	-0,9075***	-1,344***	-1,5012***	-1,7172***	-1,9018***	-2,0787***	-2,1152***	-2,1163***	-1,9122***
	(0,1941)	(0,1207)	(0,1058)	(0,0972)	(0,1354)	(0,1503)	(0,1618)	(0,1199)	(0,2039)
LambdaMills2	0,9579***	1,3637***	1,5238***	1,7547***	1,8934***	2,0263***	2,0636***	2,1047***	2,0629***
	(0,1257)	(0,1024)	(0,086)	(0,0688)	(0,0834)	(0,097)	(0,1037)	(0,0724)	(0,1291)
40 a 59 anos									
Constante	-3,3555***	-3,0651***	-2,5183***	-2,3427***	-2,0723***	-2,2045***	-2,3378***	-2,1152***	-1,253
	(0,7661)	(0,7375)	(0,4635)	(0,4114)	(0,3681)	(0,4214)	(0,4687)	(0,6084)	(0,958)
Escolaridade	0,1233***	0,1178***	0,1202***	0,1261***	0,1271***	0,13***	0,1357***	0,1423***	0,1517***
	(0,0054)	(0,0035)	(0,0029)	(0,0023)	(0,0027)	(0,0026)	(0,0025)	(0,003)	(0,0039)
Idade	0,1164***	0,1196***	0,1075***	0,1028***	0,1***	0,1116***	0,1186***	0,1136***	0,0865**
	(0,0318)	(0,0313)	(0,0197)	(0,0176)	(0,0153)	(0,0169)	(0,0185)	(0,0239)	(0,0381)
Idade2	-0,0012***	-0,0012***	-0,0011***	-0,001***	-0,0009***	-0,001***	-0,0011***	-0,0011***	-0,0008**
	(0,0003)	(0,0003)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)	(0,0003)
Branco	0,0934***	0,1099***	0,1144***	0,1156***	0,1342***	0,1385***	0,1575***	0,1582***	0,1812***
	(0,0186)	(0,0151)	(0,0133)	(0,0148)	(0,0149)	(0,0151)	(0,014)	(0,0156)	(0,0192)
Reg. Metrop.	0,1029***	0,0992***	0,1014***	0,1029***	0,1213***	0,1228***	0,1556***	0,1793***	0,2047***
	(0,0182)	(0,0152)	(0,0134)	(0,0134)	(0,0161)	(0,016)	(0,0142)	(0,0177)	(0,0241)
Urbano	0,2907***	0,2277***	0,159***	0,1521***	0,1355***	0,0863***	0,0735***	0,0734**	0,0218
	(0,0392)	(0,0504)	(0,045)	(0,0377)	(0,0365)	(0,0289)	(0,028)	(0,0326)	(0,0408)
Norte	-0,1588***	-0,1271***	-0,1202***	-0,1304***	-0,0973***	-0,0652**	-0,0371	-0,0462	-0,004
	(0,0332)	(0,0201)	(0,0192)	(0,0245)	(0,0275)	(0,0301)	(0,0287)	(0,04)	(0,0398)
Nordeste	-0,4474***	-0,3964***	-0,3589***	-0,3352***	-0,3065***	-0,2783***	-0,2513***	-0,2419***	-0,21***
	(0,0249)	(0,022)	(0,0145)	(0,0112)	(0,017)	(0,0154)	(0,0199)	(0,021)	(0,0269)
Sul	0,0463*	0,0457**	0,0255	0,0147	-0,0067	-0,0157	-0,035*	-0,0111	0,0049
	(0,0248)	(0,0209)	(0,0167)	(0,0198)	(0,0121)	(0,0147)	(0,019)	(0,0259)	(0,0345)
Centro-Oeste	0,0478	0,0397**	0,0481**	0,0356	0,0454*	0,0689***	0,1231***	0,161***	0,2315***
	(0,0312)	(0,0184)	(0,0232)	(0,0218)	(0,0232)	(0,0203)	(0,0212)	(0,0262)	(0,0389)
LambdaMills	-0,1817	-0,4035***	-0,5923***	-0,5392***	-0,7711***	-0,7711***	-0,6619***	-0,5098***	-0,4488*
	(0,1301)	(0,14)	(0,1222)	(0,1284)	(0,125)	(0,1495)	(0,1458)	(0,1837)	(0,2444)
LambdaMills2	0,2958***	0,4601***	0,604***	0,6003***	0,7105***	0,7132***	0,6666***	0,6026***	0,591***
	(0,0793)	(0,0918)	(0,0745)	(0,0801)	(0,0748)	(0,0865)	(0,0792)	(0,103)	(0,1437)
60 a 65 anos									
Constante	90,284	-35,6523	-27,221	-43,2862	-80,1878	-74,5187	-80,2342	-78,2309	-185,9716*
	(79,6028)	(77,2478)	(62,5231)	(58,525)	(53,1536)	(48,9037)	(57,8678)	(70,5161)	(100,1376)
Escolaridade	0,1106***	0,127***	0,1233***	0,1221***	0,1263***	0,1367***	0,1328***	0,139***	0,1407***
	(0,0241)	(0,0146)	(0,0111)	(0,0107)	(0,01)	(0,0105)	(0,009)	(0,0099)	(0,0136)
Idade	-2,8993	1,1627	0,8992	1,4133	2,6059	2,434	2,6155	2,5303	6,0412*
	(2,5659)	(2,4823)	(2,0206)	(1,8919)	(1,7161)	(1,5667)	(1,856)	(2,2664)	(3,2212)
Idade2	0,0229	-0,0097	-0,0075	-0,0114	-0,021	-0,0197	-0,0211	-0,0202	-0,0485*
	(0,0206)	(0,0199)	(0,0162)	(0,0151)	(0,0138)	(0,0125)	(0,0148)	(0,0182)	(0,0258)
Branco	0,0828	0,0798	0,1025	0,1051	0,107	0,1083*	0,1666***	0,1322*	0,1827
	(0,1194)	(0,063)	(0,0636)	(0,0671)	(0,0727)	(0,0626)	(0,0541)	(0,0798)	(0,1174)
Reg. Metrop.	0,129	0,1787**	0,1402	0,1459**	0,1849***	0,1571**	0,2184***	0,2924***	0,2646**
	(0,1194)	(0,0775)	(0,0912)	(0,0726)	(0,0628)	(0,0741)	(0,0816)	(0,0883)	(0,1303)
Urbano	0,361	-0,0094	-0,0844	-0,0245	-0,0547	-0,0956	-0,1484	-0,1052	-0,0362
	(0,2247)	(0,1928)	(0,1195)	(0,1311)	(0,1266)	(0,1215)	(0,151)	(0,1433)	(0,2433)
Norte	0,2268	-0,0114	0,0235	-0,0844	-0,1512	-0,0598	0,0504	0,1810	0,4349*
	(0,1599)	(0,1279)	(0,0989)	(0,0987)	(0,1112)	(0,097)	(0,1323)	(0,1489)	(0,2242)
Nordeste	-0,4591***	-0,4027***	-0,4324***	-0,4301***	-0,4345***	-0,3231***	-0,2905***	-0,1619**	-0,1067
	(0,1168)	(0,1039)	(0,0687)	(0,0769)	(0,0615)	(0,0758)	(0,0688)	(0,0762)	(0,1321)
Sul	0,1294	0,0297	0,021	0,0308	-0,0288	0,029	0,0147	0,0542	0,0687
	(0,1613)	(0,0713)	(0,0671)	(0,0737)	(0,0568)	(0,0767)	(0,0804)	(0,0782)	(0,1011)
Centro-Oeste	0,146	0,1818	0,1178	0,121	0,0854	0,2327	0,4576**	0,6835***	0,9503***
	(0,2092)	(0,1727)	(0,1816)	(0,1435)	(0,1083)	(0,1719)	(0,1769)	(0,1407)	(0,2396)
LambdaMills	0,5315	1,0786	0,6233	0,1115	-0,0231	0,3346	0,4291	0,3561	-0,731
	(0,7604)	(0,6607)	(0,7676)	(0,9068)	(0,8694)	(0,6269)	(0,3722)	(0,81)	(1,1097)
LambdaMills2	-0,1363	-0,2844	-0,1563	0,0204	0,0791	-0,0452	-0,0671	-0,0185	0,3359
	(0,2506)	(0,253)	(0,2955)	(0,3342)	(0,3211)	(0,238)	(0,1517)	(0,3216)	(0,4084)

Fonte: PNAD/IBGE (2003). Elaborado pelo autor.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela B.3.4 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Total - Brasil - 2013

Total										
Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
Constante	0,0973*** (0,0367)	0,419*** (0,0345)	0,5363*** (0,0329)	0,5665*** (0,0349)	0,5443*** (0,0484)	0,5512*** (0,0491)	0,5797*** (0,0511)	0,5984*** (0,0547)	0,5895*** (0,0807)	0,6341*** (0,1072)
Escolaridade	0,0628*** (0,001)	0,0592*** (0,0007)	0,0601*** (0,0007)	0,0636*** (0,0006)	0,0693*** (0,0006)	0,0753*** (0,0006)	0,0808*** (0,0007)	0,0874*** (0,0008)	0,0952*** (0,0012)	0,0991*** (0,0017)
Idade	0,0086*** (0,0014)	0,0122*** (0,0016)	0,017*** (0,0014)	0,0221*** (0,0014)	0,0281*** (0,002)	0,0326*** (0,002)	0,0365*** (0,0023)	0,0413*** (0,0021)	0,0505*** (0,0033)	0,056*** (0,005)
Idade2	-0,00004** (0,000018)	-0,00006*** (0,000021)	-0,00010*** (0,000018)	-0,00013*** (0,000018)	-0,00018*** (0,000025)	-0,00021*** (0,000026)	-0,00023*** (0,000029)	-0,00025*** (0,000028)	-0,00032*** (0,000044)	-0,00035*** (0,000065)
Branco	0,0852*** (0,0049)	0,087*** (0,0039)	0,0995*** (0,0024)	0,1099*** (0,0025)	0,1269*** (0,0032)	0,1487*** (0,0035)	0,1719*** (0,0048)	0,1949*** (0,0052)	0,2426*** (0,0065)	0,2757*** (0,0146)
Reg. Metrop.	0,1072*** (0,0038)	0,0882*** (0,0031)	0,0818*** (0,004)	0,0806*** (0,0035)	0,083*** (0,0035)	0,0912*** (0,0039)	0,1039*** (0,0042)	0,1301*** (0,0046)	0,1612*** (0,0071)	0,1929*** (0,0111)
Urbano	0,4096*** (0,0014)	0,2632*** (0,009)	0,2004*** (0,0066)	0,1699*** (0,0067)	0,1507*** (0,0071)	0,1297*** (0,0079)	0,1223*** (0,0083)	0,1271*** (0,0079)	0,1344*** (0,0115)	0,1838*** (0,0158)
Norte	-0,1384*** (0,0065)	-0,1134*** (0,0068)	-0,0991*** (0,0063)	-0,078*** (0,0054)	-0,0512*** (0,0053)	-0,0283*** (0,0052)	0,0041 (0,0066)	0,0509*** (0,0069)	0,1067*** (0,012)	0,1678*** (0,0234)
Nordeste	-0,378*** (0,0075)	-0,292*** (0,0052)	-0,2685*** (0,0052)	-0,2518*** (0,0043)	-0,2376*** (0,0041)	-0,22*** (0,0067)	-0,1905*** (0,008)	-0,1607*** (0,0079)	-0,1206*** (0,0102)	-0,0592*** (0,0156)
Sul	0,0348*** (0,0059)	0,0328*** (0,0051)	0,0234*** (0,0047)	0,0223*** (0,0049)	0,0154*** (0,0056)	0,0021 (0,006)	-0,0052 (0,0074)	-0,0167** (0,0079)	-0,0409*** (0,0097)	-0,0533*** (0,0169)
Centro-Oeste	0,0318*** (0,008)	0,0404*** (0,0086)	0,0553*** (0,0057)	0,0809*** (0,0068)	0,1028*** (0,0067)	0,1269*** (0,0063)	0,1614*** (0,0074)	0,1971*** (0,0082)	0,2086*** (0,0125)	0,2382*** (0,0217)
LambdaMills	-0,310*** (0,0386)	-0,5616*** (0,033)	-0,7593*** (0,0215)	-0,9111*** (0,029)	-1,0601*** (0,0408)	-1,1971*** (0,0458)	-1,3274*** (0,0554)	-1,4667*** (0,0735)	-1,5227*** (0,085)	-1,4321*** (0,1167)
LambdaMills2	0,0052 (0,0389)	0,2673*** (0,0312)	0,4415*** (0,0164)	0,561*** (0,0194)	0,6823*** (0,0307)	0,7858*** (0,0375)	0,886*** (0,0462)	1,0204*** (0,0567)	1,1205*** (0,0619)	1,0821*** (0,1)
18 a 24 anos										
Constante	-1,6558** (0,7521)	-0,8456 (0,5618)	-0,6785 (0,4361)	-0,7034* (0,3651)	-0,5677 (0,4812)	-0,1058 (0,5789)	-0,161 (0,7261)	-0,0091 (0,9505)	1,1414 (0,9046)	1,5178 (1,9479)
Escolaridade	0,0469*** (0,0026)	0,0441*** (0,0017)	0,0406*** (0,0018)	0,0418*** (0,0024)	0,0433*** (0,0021)	0,0466*** (0,0019)	0,0521*** (0,002)	0,0567*** (0,0033)	0,065*** (0,0029)	0,0678*** (0,0041)
Idade	0,178** (0,0725)	0,1345*** (0,0512)	0,1451*** (0,0403)	0,1643*** (0,0343)	0,1648*** (0,0463)	0,127** (0,0554)	0,139** (0,0704)	0,1241 (0,0879)	0,0269 (0,0858)	-0,0096 (0,1844)
Idade2	-0,0036** (0,0017)	-0,0026** (0,0011)	-0,0026*** (0,0009)	-0,003*** (0,0008)	-0,0029*** (0,0011)	-0,0019 (0,0013)	-0,002 (0,0016)	-0,0014 (0,002)	0,0011 (0,002)	0,0022 (0,0043)
Branco	0,0611*** (0,0107)	0,0556*** (0,0067)	0,0573*** (0,0055)	0,0565*** (0,0052)	0,0612*** (0,0051)	0,0703*** (0,007)	0,0704*** (0,0088)	0,0922*** (0,0106)	0,1077*** (0,0136)	0,1344*** (0,0231)
Reg. Metrop.	0,1069*** (0,0074)	0,0944*** (0,0072)	0,0698*** (0,0057)	0,0642*** (0,0055)	0,0662*** (0,0067)	0,0694*** (0,0061)	0,0679*** (0,0082)	0,0832*** (0,0133)	0,1087*** (0,0159)	0,1695*** (0,0254)
Urbano	0,3808*** (0,0332)	0,2454*** (0,0167)	0,1564*** (0,0112)	0,1213*** (0,0108)	0,0927*** (0,0081)	0,0771*** (0,0106)	0,0572*** (0,0141)	0,0609*** (0,0234)	0,0458** (0,0231)	0,0893** (0,036)
Norte	-0,236*** (0,0243)	-0,1134*** (0,0143)	-0,1104*** (0,0094)	-0,1109*** (0,0109)	-0,1014*** (0,0108)	-0,0853*** (0,0137)	-0,0775*** (0,0151)	-0,0266 (0,0215)	0,0543 (0,0336)	0,1156*** (0,0401)
Nordeste	-0,455*** (0,0273)	-0,2831*** (0,0143)	-0,2401*** (0,009)	-0,2398*** (0,0065)	-0,2438*** (0,0105)	-0,2531*** (0,0105)	-0,2687*** (0,013)	-0,2358*** (0,0187)	-0,165*** (0,0271)	-0,0624 (0,0496)
Sul	0,0528*** (0,009)	0,0561*** (0,0083)	0,0587*** (0,0075)	0,0688*** (0,0078)	0,0688*** (0,0084)	0,0657*** (0,0092)	0,0624*** (0,0106)	0,0611*** (0,0174)	0,0432** (0,0214)	0,0149 (0,0314)
Centro-Oeste	0,0047 (0,0109)	0,0142 (0,0091)	0,0125 (0,0102)	0,0235*** (0,0082)	0,0354*** (0,0104)	0,057*** (0,0083)	0,0639*** (0,0097)	0,0928*** (0,0209)	0,0999*** (0,0323)	0,1251*** (0,0468)
LambdaMills	-0,4366* (0,2506)	-0,6675*** (0,1109)	-1,2173*** (0,1183)	-1,5781*** (0,0714)	-1,8554*** (0,1138)	-2,0541*** (0,1126)	-2,3427*** (0,1587)	-2,3039*** (0,1062)	-2,5244*** (0,2131)	-2,4186*** (0,3517)
LambdaMills2	0,2327 (0,2311)	0,4504*** (0,0896)	0,9659*** (0,1052)	1,2659*** (0,0739)	1,4566*** (0,0937)	1,597*** (0,0818)	1,8263*** (0,1293)	1,7684*** (0,1026)	1,9352*** (0,1813)	1,8691*** (0,2703)
25 a 39 anos										
Constante	-0,3798** (0,1801)	-0,0961 (0,1538)	0,3012* (0,1691)	0,3556** (0,1609)	0,2804 (0,1809)	0,0793 (0,2255)	-0,0325 (0,2215)	-0,3038 (0,2169)	-0,592* (0,3506)	-1,374** (0,55)
Escolaridade	0,0689*** (0,0016)	0,0658*** (0,001)	0,0662*** (0,0011)	0,068*** (0,0009)	0,0717*** (0,001)	0,0764*** (0,0009)	0,0816*** (0,0009)	0,0875*** (0,0013)	0,0931*** (0,0018)	0,0971*** (0,0023)
Idade	0,0415*** (0,0102)	0,0555*** (0,0093)	0,0483*** (0,0101)	0,0564*** (0,0098)	0,0678*** (0,0107)	0,0865*** (0,0134)	0,1014*** (0,014)	0,1214*** (0,0139)	0,1464*** (0,0221)	0,2094*** (0,0341)
Idade2	-0,0005*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,001*** (0,0002)	-0,0012*** (0,0002)	-0,0015*** (0,0002)	-0,0018*** (0,0003)	-0,0027*** (0,0005)
Branco	0,0836*** (0,0058)	0,0898*** (0,0045)	0,0997*** (0,0045)	0,114*** (0,0056)	0,1361*** (0,0049)	0,1601*** (0,0057)	0,1793*** (0,0071)	0,2118*** (0,0064)	0,2543*** (0,013)	0,275*** (0,0198)
Reg. Metrop.	0,0954*** (0,0059)	0,0747*** (0,0048)	0,0745*** (0,0036)	0,0769*** (0,0037)	0,0881*** (0,0058)	0,0978*** (0,0054)	0,1192*** (0,0051)	0,1381*** (0,0064)	0,1849*** (0,0151)	0,2283*** (0,018)
Urbano	0,4077*** (0,0161)	0,2446*** (0,0116)	0,1638*** (0,0097)	0,1379*** (0,0114)	0,1199*** (0,0123)	0,1072*** (0,0106)	0,1048*** (0,0145)	0,1105*** (0,0188)	0,1633*** (0,0249)	0,2181*** (0,0362)
Norte	-0,1262*** (0,0117)	-0,1231*** (0,0092)	-0,1179*** (0,0097)	-0,0975*** (0,008)	-0,0709*** (0,0091)	-0,0428*** (0,0117)	-0,0023 (0,0094)	0,0462*** (0,012)	0,1134*** (0,0151)	0,2085*** (0,036)
Nordeste	-0,3272*** (0,0097)	-0,2834*** (0,0056)	-0,2833*** (0,0061)	-0,275*** (0,0076)	-0,2618*** (0,0069)	-0,236*** (0,0084)	-0,2072*** (0,0087)	-0,1668*** (0,0108)	-0,1163*** (0,0154)	-0,0675*** (0,0213)
Sul	0,0504*** (0,0389)	0,0433*** (0,0312)	0,0247*** (0,0164)	0,0205*** (0,0194)	0,0031 (0,0307)	-0,0133 (0,0375)	-0,0188* (0,0462)	-0,0351*** (0,0567)	-0,0584*** (0,0619)	-0,0354 (0,1)

	(0,0104)	(0,0061)	(0,0064)	(0,0076)	(0,0075)	(0,0093)	(0,0103)	(0,0133)	(0,0196)	(0,0246)
Centro-Oeste	0,0223**	0,0235	0,0413***	0,0724***	0,089***	0,1115***	0,1317***	0,1738***	0,2124***	0,2276***
	(0,0104)	(0,0109)	(0,0092)	(0,012)	(0,0107)	(0,0102)	(0,0121)	(0,0178)	(0,022)	(0,0397)
LambdaMills	-0,9864***	-1,9056***	-2,4676***	-2,8922***	-3,0845***	-3,2178***	-3,451***	-3,4449***	-3,5136***	-3,7695***
	(0,2587)	(0,1732)	(0,1372)	(0,1152)	(0,0867)	(0,0806)	(0,1322)	(0,1418)	(0,1862)	(0,2697)
LambdaMills2	0,8854**	2,0219***	2,6423***	3,0563***	3,2211***	3,3089***	3,5322***	3,5471***	3,7047***	4,1114***
	(0,354)	(0,223)	(0,176)	(0,1402)	(0,0977)	(0,0902)	(0,147)	(0,1609)	(0,2175)	(0,3292)
40 a 59 anos										
Constante	0,8801***	0,9817***	0,5131*	0,5432*	0,1752	0,2474*	0,3589	0,7475**	0,6121	-0,0263
	(0,3375)	(0,2772)	(0,3038)	(0,3089)	(0,1969)	(0,2472)	(0,2507)	(0,3795)	(0,4881)	(0,7041)
Escolaridade	0,0585***	0,0576***	0,0605***	0,0665***	0,0737***	0,0804***	0,0867***	0,0942***	0,1044***	0,1078***
	(0,0016)	(0,0009)	(0,0007)	(0,0009)	(0,0007)	(0,0007)	(0,001)	(0,0013)	(0,0016)	(0,0021)
Idade	-0,0259*	-0,0136	0,0129	0,0168	0,0352***	0,0361***	0,0355***	0,0231	0,0365*	0,0701**
	(0,0143)	(0,0117)	(0,0127)	(0,0131)	(0,0082)	(0,0104)	(0,0103)	(0,0158)	(0,0203)	(0,029)
Idade2	0,0003**	0,0002*	-0,0002	-0,0004	-0,0002**	-0,0001*	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0004
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,00008)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)	(0,0003)
Branco	0,0956***	0,0982***	0,1196***	0,1362***	0,1553***	0,1758***	0,2029***	0,2211***	0,2682***	0,3078***
	(0,0096)	(0,0086)	(0,0103)	(0,0105)	(0,0101)	(0,0087)	(0,0092)	(0,0115)	(0,0183)	(0,029)
Reg. Metrop.	0,1199***	0,0959***	0,0881***	0,0792***	0,081***	0,0825***	0,1052***	0,1311***	0,1274***	0,1587***
	(0,005)	(0,0066)	(0,0062)	(0,0072)	(0,0078)	(0,0058)	(0,0069)	(0,0126)	(0,0159)	(0,0268)
Urbano	0,4298***	0,2908***	0,2397***	0,2104***	0,1948***	0,1722***	0,149***	0,1543***	0,1632***	0,2028***
	(0,0195)	(0,0143)	(0,0118)	(0,0117)	(0,0096)	(0,0103)	(0,0126)	(0,0141)	(0,0239)	(0,0299)
Norte	-0,1249***	-0,1249***	-0,0922***	-0,056***	-0,0181	-0,0042	0,0272*	0,0661***	0,0925***	0,1435***
	(0,0156)	(0,0096)	(0,0099)	(0,0076)	(0,0111)	(0,0125)	(0,014)	(0,0186)	(0,0338)	(0,0523)
Nordeste	-0,4213***	-0,3351***	-0,2979***	-0,2674***	-0,2429***	-0,228***	-0,1945***	-0,1706***	-0,1518***	-0,0952***
	(0,0123)	(0,0076)	(0,0085)	(0,01)	(0,0104)	(0,0113)	(0,0131)	(0,0171)	(0,0196)	(0,031)
Sul	0,0183***	0,0043	-0,0005	-0,0004	-0,0081	-0,0181	-0,0273**	-0,0416***	-0,0706***	-0,0932***
	(0,009)	(0,0073)	(0,0078)	(0,0094)	(0,0096)	(0,0123)	(0,0136)	(0,016)	(0,0225)	(0,0331)
Centro-Oeste	0,0771***	0,0775***	0,1016***	0,138***	0,1585***	0,1841***	0,236***	0,2659***	0,2742***	0,2657***
	(0,0118)	(0,0103)	(0,013)	(0,0092)	(0,0118)	(0,0158)	(0,0177)	(0,018)	(0,0287)	(0,0317)
LambdaMills	-0,2722***	-0,6262***	-0,8129***	-0,9878***	-1,0572***	-1,1548***	-1,21***	-1,2323***	-1,1895***	-1,0668***
	(0,0966)	(0,0762)	(0,0814)	(0,0839)	(0,0772)	(0,0881)	(0,0882)	(0,1089)	(0,1763)	(0,2138)
LambdaMills2	-0,048	0,3151***	0,4683***	0,6193***	0,6952***	0,7545***	0,7797***	0,8027***	0,8055***	0,7162***
	(0,1118)	(0,0724)	(0,072)	(0,0666)	(0,0613)	(0,0725)	(0,0731)	(0,0948)	(0,1348)	(0,2064)
60 a 65 anos										
Constante	-39,1972*	-9,458	-19,5188	-26,6879	-11,1198	-23,2264	-37,0385*	-25,7701	-49,7281	-141,3068**
	(23,5895)	(21,4848)	(16,6964)	(20,6077)	(23,0672)	(18,1828)	(19,9356)	(29,3278)	(34,9337)	(63,5768)
Escolaridade	0,0869***	0,081***	0,0797***	0,0827***	0,0902***	0,1013***	0,1091***	0,121***	0,1221***	0,1193***
	(0,005)	(0,0038)	(0,0034)	(0,0039)	(0,0031)	(0,0028)	(0,0035)	(0,0047)	(0,0066)	(0,0086)
Idade	1,2441	0,3154	0,6551	0,8956	0,4028	0,7906	1,2302*	0,8588	1,6396	4,5909**
	(0,7592)	(0,6853)	(0,5313)	(0,6607)	(0,7422)	(0,5832)	(0,6383)	(0,9418)	(1,119)	(2,0541)
Idade2	-0,0098	-0,0025	-0,0051	-0,0071	-0,0031	-0,0062	-0,0096*	-0,0066	-0,0127	-0,0364**
	(0,006)	(0,0054)	(0,0042)	(0,0052)	(0,0059)	(0,0046)	(0,0051)	(0,0075)	(0,0089)	(0,0165)
Branco	0,1354***	0,1043***	0,0945***	0,1204***	0,1433***	0,1796***	0,1917***	0,2578***	0,2632***	0,3142***
	(0,0327)	(0,0337)	(0,0221)	(0,0284)	(0,0194)	(0,0219)	(0,032)	(0,0354)	(0,0649)	(0,0809)
Reg. Metrop.	0,1466***	0,0944***	0,0896***	0,087***	0,0761**	0,077***	0,0912***	0,0717**	0,0734	0,1301
	(0,0454)	(0,0281)	(0,0316)	(0,0316)	(0,0313)	(0,0287)	(0,0345)	(0,0315)	(0,0551)	(0,0877)
Urbano	0,3259***	0,2922***	0,2261***	0,2006***	0,1718***	0,1484***	0,1261***	0,0846*	0,0912	0,0743
	(0,0946)	(0,0579)	(0,0431)	(0,0452)	(0,0311)	(0,0352)	(0,0344)	(0,0461)	(0,0696)	(0,1219)
Norte	-0,1736**	-0,1417**	-0,1237***	-0,0765*	-0,0567	-0,0363	-0,0089	0,0382	0,1857**	0,1598
	(0,0685)	(0,0588)	(0,0469)	(0,0431)	(0,0357)	(0,0461)	(0,0548)	(0,0642)	(0,08)	(0,1547)
Nordeste	-0,4604***	-0,3892***	-0,2879***	-0,2204***	-0,1712***	-0,1373***	-0,1115***	-0,0538	0,0259	0,1017
	(0,0499)	(0,038)	(0,0275)	(0,0426)	(0,0357)	(0,0437)	(0,0399)	(0,0463)	(0,069)	(0,1511)
Sul	-0,0042	-0,0242	0,0099	0,0173	0,0105	0,0413	0,0208	0,0525	0,0254	0,0065
	(0,0507)	(0,0381)	(0,0352)	(0,0339)	(0,032)	(0,0313)	(0,0266)	(0,0432)	(0,0634)	(0,1143)
Centro-Oeste	0,088	0,0512	0,1066***	0,0986**	0,1425***	0,1946***	0,2531***	0,2581***	0,2075**	0,3112**
	(0,0678)	(0,0418)	(0,0342)	(0,0502)	(0,0516)	(0,0423)	(0,051)	(0,0541)	(0,0862)	(0,1416)
LambdaMills	0,4375	0,1832	-0,6121	-1,0900**	-1,3309***	-1,1612***	-1,1084***	-0,9242**	-1,6199**	-1,7897**
	(0,4041)	(0,3777)	(0,4665)	(0,4995)	(0,3632)	(0,3711)	(0,3635)	(0,4382)	(0,6869)	(0,6997)
LambdaMills2	-0,2987	-0,1603	0,2311	0,4808**	0,5884***	0,5013***	0,4439***	0,3488*	0,5811*	0,752**
	(0,1944)	(0,1798)	(0,2358)	(0,2316)	(0,1712)	(0,1761)	(0,1702)	(0,2085)	(0,3336)	(0,3138)

Fonte: PNAD/IBGE (2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q90 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela B.3.5 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Homens - Brasil - 2013

Total										
Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
Constante	0,0741 (0,0696)	0,3387*** (0,0465)	0,3916*** (0,0512)	0,3489*** (0,0663)	0,355*** (0,0504)	0,3256*** (0,0682)	0,3234*** (0,0776)	0,302*** (0,0985)	0,1958 (0,1273)	0,3171 (0,2008)
Escolaridade	0,0597*** (0,0011)	0,0574*** (0,001)	0,0596*** (0,0009)	0,0657*** (0,0009)	0,0715*** (0,0008)	0,0776*** (0,0009)	0,085*** (0,0011)	0,0926*** (0,001)	0,1019*** (0,0015)	0,1059*** (0,0027)
Idade	0,0108*** (0,0032)	0,0157*** (0,0023)	0,0215*** (0,0023)	0,0276*** (0,003)	0,0317*** (0,0024)	0,0367*** (0,0031)	0,04*** (0,0038)	0,0453*** (0,005)	0,0577*** (0,006)	0,0613*** (0,0088)
Idade2	-6,44E-05 (0,00004)	-9,98E-05 (0,00002)	-0,000148 (0,00002)	-0,0001*** (0,00003)	-0,0002*** (0,00003)	-0,0002*** (0,00004)	-0,0002*** (0,00005)	-0,0002*** (0,00006)	-0,0004*** (0,00007)	-0,0004*** (0,0001)
Branco	0,0824*** (0,0077)	0,0934*** (0,0048)	0,1017*** (0,003)	0,1119*** (0,0045)	0,13*** (0,0042)	0,1527*** (0,0057)	0,1717*** (0,0058)	0,2015*** (0,009)	0,2538*** (0,012)	0,2781*** (0,019)
Reg. Metrop.	0,1061*** (0,0059)	0,0942*** (0,0052)	0,0846*** (0,0043)	0,0811*** (0,0044)	0,0779*** (0,0055)	0,0932*** (0,0057)	0,0944*** (0,0062)	0,117*** (0,008)	0,151*** (0,0088)	0,1839*** (0,0172)
Urbano	0,5163*** (0,0168)	0,359*** (0,0129)	0,2948*** (0,0088)	0,2624*** (0,0094)	0,2313*** (0,0089)	0,201*** (0,0071)	0,1934*** (0,0085)	0,1961*** (0,0122)	0,1951*** (0,0088)	0,2142*** (0,0211)
Norte	-0,1832*** (0,0081)	-0,1625*** (0,0074)	-0,1412*** (0,0069)	-0,1281*** (0,0092)	-0,113*** (0,0075)	-0,0818*** (0,0064)	-0,0449*** (0,0074)	0,0007 (0,0102)	0,0687*** (0,015)	0,1045*** (0,0281)
Nordeste	-0,38*** (0,0081)	-0,3249*** (0,006)	-0,3001*** (0,0055)	-0,2858*** (0,0063)	-0,2726*** (0,0087)	-0,2518*** (0,009)	-0,2213*** (0,0096)	-0,1929*** (0,0119)	-0,1469*** (0,0166)	-0,0864*** (0,0307)
Sul	0,0325*** (0,0106)	0,0332*** (0,0074)	0,0335*** (0,0059)	0,0283*** (0,0074)	0,0191*** (0,0068)	0,0146* (0,0077)	0,0103 (0,0082)	-0,0009 (0,0132)	-0,0097 (0,0187)	-0,0161 (0,0327)
Centro-Oeste	0,0374*** (0,01)	0,0583*** (0,0114)	0,0762*** (0,0094)	0,0941*** (0,0095)	0,107*** (0,01)	0,1379*** (0,011)	0,1611*** (0,014)	0,1829*** (0,0165)	0,195*** (0,0185)	0,208*** (0,029)
LambdaMills	-0,5393*** (0,083)	-0,7207*** (0,0661)	-0,7972*** (0,0603)	-0,8389*** (0,0589)	-0,9288*** (0,0593)	-0,9646*** (0,052)	-1,0214*** (0,0697)	-1,1104*** (0,1143)	-1,0247*** (0,1575)	-0,9814*** (0,1777)
LambdaMills2	0,2256** (0,1021)	0,4912*** (0,0882)	0,6049*** (0,0573)	0,6823*** (0,0461)	0,7793*** (0,0548)	0,8218*** (0,0502)	0,8794*** (0,0795)	1,0591*** (0,1438)	1,1088*** (0,1675)	1,0795*** (0,1532)
18 a 24 anos										
Constante	-2,3202* (1,3548)	-1,5849** (0,7648)	-1,1119* (0,6358)	-1,3313*** (0,4253)	-0,9948*** (0,3691)	-1,3682*** (0,4575)	-0,6346 (0,5763)	0,2805*** (0,8403)	0,9681 (1,446)	1,783 (2,5968)
Escolaridade	0,0455*** (0,0042)	0,0403*** (0,003)	0,0358*** (0,0022)	0,0348*** (0,0022)	0,0371*** (0,002)	0,0414*** (0,0023)	0,0457*** (0,0026)	0,0504*** (0,0033)	0,0587*** (0,0044)	0,0636*** (0,0069)
Idade	0,2399* (0,1285)	0,2042** (0,074)	0,1767*** (0,0629)	0,2145*** (0,0416)	0,1968*** (0,0364)	0,2336*** (0,0441)	0,1621*** (0,0552)	0,0827*** (0,0818)	0,0266 (0,1334)	-0,0507 (0,2389)
Idade2	-0,005* (0,0029)	-0,0041*** (0,0017)	-0,0033*** (0,0014)	-0,0042*** (0,0009)	-0,0036*** (0,0008)	-0,0044*** (0,001)	-0,0025** (0,0012)	-0,0005*** (0,0019)	0,001 (0,0031)	0,0029 (0,0055)
Branco	0,0534*** (0,0086)	0,0445*** (0,0072)	0,0522*** (0,0081)	0,0466*** (0,008)	0,0511*** (0,0095)	0,0497*** (0,0127)	0,066*** (0,0141)	0,0824*** (0,015)	0,1126*** (0,0247)	0,1735*** (0,0361)
Reg. Metrop.	0,108*** (0,0153)	0,0894*** (0,0105)	0,0697*** (0,009)	0,0627*** (0,0074)	0,0605*** (0,0088)	0,0598*** (0,0101)	0,0755*** (0,0135)	0,0805*** (0,0124)	0,125*** (0,0262)	0,2071*** (0,0433)
Urbano	0,3823*** (0,0405)	0,2435*** (0,0178)	0,1753*** (0,0126)	0,148*** (0,0143)	0,1045*** (0,0122)	0,0926*** (0,0171)	0,078*** (0,0213)	0,0842*** (0,0309)	0,0734* (0,0397)	0,1127 (0,0715)
Norte	-0,2072*** (0,0215)	-0,1442*** (0,0134)	-0,1309*** (0,014)	-0,1164*** (0,0158)	-0,118*** (0,0165)	-0,0975*** (0,0163)	-0,0645*** (0,0224)	-0,0311*** (0,0282)	0,0573** (0,0244)	0,0687* (0,0361)
Nordeste	-0,3965*** (0,0222)	-0,2689*** (0,0151)	-0,2442*** (0,0102)	-0,2462*** (0,0108)	-0,2594*** (0,0121)	-0,2791*** (0,0132)	-0,2594*** (0,0179)	-0,2416*** (0,0152)	-0,1692*** (0,019)	-0,0447 (0,0556)
Sul	0,057*** (0,0158)	0,0583*** (0,0122)	0,0643*** (0,0151)	0,0782*** (0,0142)	0,0808*** (0,0144)	0,0822*** (0,0148)	0,0872*** (0,0137)	0,0759*** (0,0154)	0,086*** (0,0271)	0,027 (0,0461)
Centro-Oeste	-0,0143 (0,0233)	0,0121 (0,0154)	0,023* (0,0122)	0,0316** (0,0145)	0,0581*** (0,0146)	0,0658*** (0,0154)	0,0907*** (0,0212)	0,1171*** (0,019)	0,1301*** (0,0395)	0,1293*** (0,0494)
LambdaMills	-0,4505 (0,3293)	-0,6331** (0,2239)	-0,8719*** (0,282)	-1,2374*** (0,2626)	-1,6275*** (0,1783)	-1,6822*** (0,1945)	-1,7724*** (0,2292)	-1,8866*** (0,2304)	-2,1543*** (0,4481)	-1,6831*** (0,5179)
LambdaMills2	0,3444 (0,4176)	0,5502** (0,2812)	0,8966*** (0,3346)	1,2608*** (0,2921)	1,6458*** (0,1932)	1,725*** (0,2085)	1,8343*** (0,2347)	1,9066*** (0,2744)	2,1277*** (0,4171)	1,5687*** (0,5803)
25 a 39 anos										
Constante	-0,6201** (0,291)	-0,2794 (0,2363)	0,1084 (0,2274)	0,0577 (0,2602)	-0,1494 (0,2246)	-0,2459 (0,2293)	-0,3947 (0,2777)	-0,6927** (0,3439)	-1,0408** (0,4762)	-1,63** (0,7704)
Escolaridade	0,0633*** (0,0016)	0,0588*** (0,0013)	0,0587*** (0,0011)	0,0634*** (0,0011)	0,0679*** (0,0009)	0,0733*** (0,0008)	0,0794*** (0,0012)	0,0867*** (0,0012)	0,0949*** (0,0018)	0,0997*** (0,0035)
Idade	0,0603*** (0,0185)	0,066*** (0,0161)	0,0545*** (0,0144)	0,0627*** (0,0159)	0,0823*** (0,0136)	0,0925*** (0,0141)	0,1073*** (0,0182)	0,1284*** (0,023)	0,157*** (0,0311)	0,2059*** (0,0467)
Idade2	-0,0008*** (0,0002)	-0,0008*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0013*** (0,0002)	-0,0015*** (0,0003)	-0,0019*** (0,0004)	-0,0026*** (0,0007)
Branco	0,0788*** (0,0114)	0,0948*** (0,0084)	0,1076*** (0,0082)	0,1205*** (0,009)	0,1453*** (0,0077)	0,1704*** (0,0087)	0,1881*** (0,0119)	0,2275*** (0,0128)	0,2813*** (0,0209)	0,2907*** (0,0332)
Reg. Metrop.	0,0947*** (0,0108)	0,0801*** (0,0072)	0,0789*** (0,0083)	0,0792*** (0,0099)	0,0807*** (0,0074)	0,1*** (0,0067)	0,108*** (0,0099)	0,1267*** (0,0139)	0,1672*** (0,0164)	0,2198*** (0,0358)
Urbano	0,4859*** (0,0255)	0,3248*** (0,0217)	0,2678*** (0,009)	0,2385*** (0,0125)	0,2141*** (0,0137)	0,1998*** (0,0124)	0,1937*** (0,0141)	0,1913*** (0,0147)	0,224*** (0,0232)	0,2371*** (0,0445)
Norte	-0,1841*** (0,0118)	-0,1687*** (0,0139)	-0,157*** (0,0099)	-0,1433*** (0,0119)	-0,1272*** (0,0131)	-0,0922*** (0,016)	-0,0531*** (0,0181)	-0,0094 (0,0167)	0,0805** (0,0317)	0,1339*** (0,0485)
Nordeste	-0,3457*** (0,0128)	-0,3245*** (0,0095)	-0,3165*** (0,0072)	-0,3023*** (0,0087)	-0,2819*** (0,01)	-0,2614*** (0,011)	-0,2278*** (0,0151)	-0,2096*** (0,0157)	-0,1447*** (0,0236)	-0,1111*** (0,0368)
Sul	0,0458*** (0,0128)	0,0418*** (0,0095)	0,0356*** (0,0072)	0,0289*** (0,0087)	0,0141* (0,01)	0,0042 (0,011)	-0,0066 (0,0151)	-0,0174 (0,0157)	-0,0291 (0,0236)	-0,0136 (0,0368)

	(0,0164)	(0,0126)	(0,0108)	(0,0089)	(0,0085)	(0,0077)	(0,0125)	(0,0148)	(0,0214)	(0,0427)
Centro-Oeste	0,0245 (0,0179)	0,0464*** (0,0163)	0,0655*** (0,0127)	0,0812*** (0,0158)	0,1008*** (0,0163)	0,1144*** (0,0174)	0,1427*** (0,0217)	0,1577*** (0,0186)	0,1926*** (0,0279)	0,2649*** (0,0449)
LambdaMills	-1,4144*** (0,2697)	-2,132*** (0,2516)	-2,5522*** (0,2094)	-2,7607*** (0,1631)	-3,0513*** (0,1966)	-3,3127*** (0,1759)	-3,5265*** (0,2097)	-3,5979*** (0,2668)	-3,8799*** (0,3901)	-4,0125*** (0,6563)
LambdaMills2	2,0921*** (0,5477)	3,4952*** (0,4993)	4,1897*** (0,4384)	4,5915*** (0,3351)	5,0473*** (0,3675)	5,5736*** (0,3762)	5,8146*** (0,4065)	6,1323*** (0,4733)	6,9417*** (0,7182)	7,4043*** (1,135)
40 a 59 anos										
Constante	0,8694 (0,6666)	0,467 (0,4848)	0,7445* (0,4061)	0,5352 (0,3774)	0,5262* (0,3178)	0,2372 (0,3396)	0,4743 (0,4327)	0,3636 (0,5641)	-0,4678 (0,8107)	-1,1363 (1,1957)
Escolaridade	0,0558*** (0,0018)	0,0578*** (0,0014)	0,0631*** (0,0013)	0,0723*** (0,0017)	0,0781*** (0,0015)	0,0874*** (0,0016)	0,0968*** (0,0018)	0,1054*** (0,0018)	0,1152*** (0,0032)	0,1183*** (0,0036)
Idade	-0,0261 (0,0274)	0,0038 (0,0202)	-0,0019* (0,0168)	0,0109 (0,0155)	0,0151 (0,013)	0,0301** (0,0144)	0,0229 (0,0182)	0,0302 (0,0243)	0,0725** (0,0338)	0,1059** (0,0515)
Idade2	0,0003 (0,0002)	0,00005 (0,0002)	0,0001* (0,0001)	0,00004 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,00006 (0,0001)	-0,0001 (0,0002)	-0,0005 (0,0003)	-0,0008 (0,0005)
Branco	0,1004*** (0,0111)	0,1161*** (0,01)	0,1194*** (0,0074)	0,1305*** (0,0101)	0,1543*** (0,0055)	0,177*** (0,0084)	0,1934*** (0,012)	0,2275*** (0,0143)	0,2504*** (0,0242)	0,2725*** (0,0347)
Reg. Metrop.	0,1265*** (0,0123)	0,1048*** (0,0084)	0,0972*** (0,0108)	0,0905*** (0,0135)	0,0993*** (0,0127)	0,0863*** (0,0128)	0,09*** (0,0142)	0,106*** (0,0165)	0,1256*** (0,0186)	0,1293*** (0,0258)
Urbano	0,5827*** (0,0184)	0,4359*** (0,0181)	0,3803*** (0,0143)	0,329*** (0,0138)	0,3073*** (0,0143)	0,2652*** (0,017)	0,2413*** (0,0206)	0,2396*** (0,0199)	0,2318*** (0,0294)	0,2749*** (0,0423)
Norte	-0,1609*** (0,0172)	-0,1495*** (0,0184)	-0,1272*** (0,0146)	-0,1099*** (0,0155)	-0,0874*** (0,0108)	-0,0656*** (0,0127)	-0,0459*** (0,0155)	0,0135 (0,017)	0,0501* (0,0284)	0,0915** (0,0425)
Nordeste	-0,4305*** (0,0171)	-0,3633*** (0,0154)	-0,3337*** (0,0124)	-0,3164*** (0,0135)	-0,2857*** (0,0108)	-0,2674*** (0,0143)	-0,24*** (0,0163)	-0,2031*** (0,0168)	-0,1752*** (0,0213)	-0,112*** (0,0336)
Sul	0,0161 (0,0165)	0,0137 (0,0139)	0,0096 (0,0123)	0,0058 (0,0142)	-0,0014 (0,016)	-0,0072 (0,0169)	-0,023 (0,0154)	-0,0314* (0,0161)	-0,0382 (0,0258)	-0,0139 (0,0382)
Centro-Oeste	0,1143*** (0,0192)	0,1072*** (0,0217)	0,1363*** (0,0159)	0,148*** (0,0144)	0,1658*** (0,02)	0,2011*** (0,0196)	0,2191*** (0,0172)	0,2344*** (0,0174)	0,2349*** (0,0263)	0,2041*** (0,043)
LambdaMills	-0,6751*** (0,1783)	-0,8272*** (0,1495)	-0,8088*** (0,1205)	-0,6739*** (0,1814)	-0,7998*** (0,1712)	-0,6912*** (0,1825)	-0,6182*** (0,2087)	-0,4605*** (0,2199)	-0,3029 (0,1865)	-0,2759 (0,3349)
LambdaMills2	0,4116* (0,2113)	0,6822*** (0,1739)	0,6163*** (0,1367)	0,5731*** (0,1842)	0,7001*** (0,2013)	0,6052*** (0,2058)	0,4415*** (0,2275)	0,2861 (0,3274)	0,1382 (0,2465)	0,1872 (0,3801)
60 a 65 anos										
Constante	29,4708 (30,1289)	4,1482 (20,7291)	-29,1901 (25,7037)	-19,0182 (28,0485)	-16,2616 (26,0734)	-37,5564 (30,1059)	-41,6218 (25,3076)	-34,2329 (35,0854)	-86,8946 (49,0934)	-184,3012 (82,6036)
Escolaridade	0,078*** (0,0054)	0,0756*** (0,0055)	0,0809*** (0,0048)	0,0855*** (0,0036)	0,0949*** (0,0036)	0,104*** (0,0055)	0,1195*** (0,007)	0,1276*** (0,0064)	0,1287*** (0,0083)	0,133*** (0,0118)
Idade	-0,9491 (0,9765)	-0,1062 (0,6642)	0,9735 (0,8283)	0,6555 (0,9051)	0,5614 (0,843)	1,2473 (0,9711)	1,3747* (0,8167)	1,1332 (1,1299)	2,8321* (1,5863)	5,9761** (2,657)
Idade2	0,0076 (0,0079)	0,0009 (0,0053)	-0,0077 (0,0066)	-0,0052 (0,0073)	-0,0043 (0,0067)	-0,0098 (0,0078)	-0,0109* (0,0065)	-0,0088 (0,009)	-0,0222* (0,0127)	-0,0475** (0,0214)
Branco	0,1395*** (0,0333)	0,0855** (0,0383)	0,1061*** (0,033)	0,1323*** (0,0366)	0,1735*** (0,0335)	0,1846*** (0,0431)	0,2227*** (0,0369)	0,2537*** (0,0494)	0,2945*** (0,0515)	0,3011*** (0,1133)
Reg. Metrop.	0,103*** (0,0347)	0,0607* (0,0336)	0,0987*** (0,0335)	0,0816** (0,0325)	0,0669** (0,0316)	0,0973*** (0,0327)	0,0568 (0,0404)	0,0764* (0,0415)	0,0912* (0,0482)	0,0943 (0,0689)
Urbano	0,4798*** (0,0605)	0,3784*** (0,0503)	0,287*** (0,0362)	0,2639*** (0,041)	0,2324*** (0,0412)	0,2075*** (0,037)	0,1881*** (0,0594)	0,149* (0,0815)	0,2111** (0,0936)	0,2068 (0,1678)
Norte	-0,2302*** (0,0564)	-0,1958*** (0,0535)	-0,1452*** (0,0418)	-0,1001** (0,0453)	-0,0742 (0,0507)	-0,0724 (0,0615)	0,0142 (0,0822)	0,0274 (0,0735)	0,1002 (0,0963)	0,1002 (0,1809)
Nordeste	-0,4317*** (0,0537)	-0,3735*** (0,052)	-0,3143*** (0,0452)	-0,2533*** (0,0452)	-0,195*** (0,0486)	-0,1977*** (0,0521)	-0,1723** (0,0701)	-0,1456* (0,082)	-0,0502 (0,1049)	0,0551 (0,1536)
Sul	0,0014 (0,0466)	0,0194 (0,046)	0,0616 (0,0482)	0,0412 (0,046)	0,0608 (0,0448)	0,0245 (0,0424)	0,0463 (0,0577)	0,0889 (0,0742)	0,0568 (0,086)	-0,0569 (0,1288)
Centro-Oeste	0,0534 (0,0606)	0,0445 (0,0655)	0,0912 (0,07)	0,164*** (0,0629)	0,1884*** (0,0432)	0,2308*** (0,0664)	0,3238*** (0,0532)	0,2742*** (0,0653)	0,1948 (0,1308)	0,2135 (0,169)
LambdaMills	0,0746 (0,9232)	-1,5561* (0,8783)	-1,5039*** (0,5181)	-1,6909*** (0,6188)	-1,713*** (0,6571)	-1,6966*** (0,6347)	-0,883 (0,6025)	-0,8609 (0,5539)	-2,7691** (1,1284)	-2,9545** (1,5031)
LambdaMills2	-0,1391 (0,6097)	1,021* (0,5404)	0,9963*** (0,3031)	1,0794*** (0,3706)	1,0608*** (0,3946)	1,0245*** (0,3644)	0,5347 (0,3289)	0,4482 (0,3547)	1,626* (0,852)	1,7912* (0,9328)

Fonte: PNAD/IBGE (2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q90 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

Tabela B.3.6 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral - total e por grupos de idade - Mulheres - Brasil - 2013

Total										
Variáveis	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90	q95
Constante	-0,9854*** (0,1266)	-0,6584*** (0,0809)	-0,6772*** (0,0903)	-0,8057*** (0,107)	-0,938*** (0,0975)	-1,2865*** (0,1042)	-1,2659*** (0,1161)	-1,3914*** (0,1832)	-1,71*** (0,1714)	-2,3108*** (0,3377)
Escolaridade	0,0916*** (0,0022)	0,0867*** (0,0012)	0,0893*** (0,0013)	0,0952*** (0,0019)	0,1017*** (0,0018)	0,1119*** (0,0017)	0,1166*** (0,0018)	0,1247*** (0,0025)	0,1363*** (0,0033)	0,1491*** (0,0052)
Idade	0,0354*** (0,0045)	0,0382*** (0,0029)	0,0491*** (0,0033)	0,06*** (0,0035)	0,0711*** (0,0033)	0,0877*** (0,0034)	0,0936*** (0,0041)	0,105*** (0,0063)	0,1254*** (0,0058)	0,1493*** (0,0111)
Idade2	-0,0003*** (0,000060)	-0,0004*** (0,000038)	-0,0005*** (0,000043)	-0,0006*** (0,000045)	-0,0007*** (0,000044)	-0,0009*** (0,000044)	-0,0009*** (0,000051)	-0,001*** (0,000079)	-0,0013*** (0,000074)	-0,0016*** (0,000140)
Branco	0,0878*** (0,0068)	0,0858*** (0,006)	0,0945*** (0,005)	0,106*** (0,0055)	0,1204*** (0,007)	0,1388*** (0,0082)	0,1613*** (0,0082)	0,1744*** (0,0076)	0,214*** (0,0105)	0,2559*** (0,0222)
Reg. Metrop.	0,1215*** (0,0083)	0,0907*** (0,0047)	0,0811*** (0,0039)	0,0785*** (0,0052)	0,0839*** (0,0056)	0,0955*** (0,0056)	0,1191*** (0,0067)	0,1485*** (0,0097)	0,1918*** (0,0124)	0,2135*** (0,0259)
Urbano	0,3717*** (0,0338)	0,2131*** (0,0203)	0,1717*** (0,0167)	0,1555*** (0,018)	0,1376*** (0,0175)	0,1477*** (0,0142)	0,1511*** (0,0156)	0,1574*** (0,02)	0,1622*** (0,0277)	0,3039*** (0,0356)
Norte	-0,144*** (0,0121)	-0,1312*** (0,0085)	-0,1225*** (0,0067)	-0,1074*** (0,009)	-0,0762*** (0,0106)	-0,0529*** (0,0136)	-0,0177 (0,0161)	0,0107 (0,0202)	0,0627*** (0,0244)	0,1428*** (0,0336)
Nordeste	-0,4167*** (0,0191)	-0,3004*** (0,0082)	-0,2784*** (0,0065)	-0,2643*** (0,0087)	-0,2558*** (0,0089)	-0,2333*** (0,0106)	-0,2104*** (0,0128)	-0,187*** (0,0178)	-0,1377*** (0,0162)	-0,1102*** (0,0288)
Sul	0,0747*** (0,0105)	0,0711*** (0,0089)	0,0631*** (0,0087)	0,0602*** (0,0091)	0,0527*** (0,0087)	0,0675*** (0,009)	0,057*** (0,0093)	0,0452*** (0,0126)	0,0200 (0,0132)	0,0230 (0,0306)
Centro-Oeste	0,0346*** (0,0097)	0,0225*** (0,0077)	0,037*** (0,0064)	0,0434*** (0,0072)	0,0653*** (0,0086)	0,0872*** (0,012)	0,1127*** (0,0165)	0,1474*** (0,0209)	0,197*** (0,0257)	0,2252*** (0,0311)
LambdaMills	0,2817*** (0,0864)	0,1955*** (0,0607)	-0,0622 (0,0574)	-0,2117*** (0,0591)	-0,3696*** (0,0615)	-0,4239*** (0,0595)	-0,6542*** (0,0753)	-0,7683*** (0,0961)	-0,6682*** (0,0969)	-0,3842*** (0,1773)
LambdaMills2	-0,1799*** (0,0508)	-0,0673* (0,0394)	0,1743*** (0,0409)	0,32*** (0,0326)	0,4566*** (0,0395)	0,5667*** (0,0303)	0,7188*** (0,0436)	0,8376*** (0,0525)	0,8856*** (0,0609)	0,9167*** (0,1075)
18 a 24 anos										
Constante	-0,7119 (1,253)	0,3871 (0,8721)	0,3788 (0,5317)	0,3136 (0,5603)	0,7031 (0,5851)	0,3186 (0,6195)	0,8131 (0,6153)	-0,5899 (0,8451)	0,8731 (2,0717)	0,3912 (2,9405)
Escolaridade	0,0674*** (0,0066)	0,0595*** (0,0061)	0,0554*** (0,0044)	0,0566*** (0,0043)	0,0581*** (0,0031)	0,0627*** (0,0032)	0,072*** (0,0036)	0,0836*** (0,0045)	0,0965*** (0,008)	0,1081*** (0,0105)
Idade	0,0305 (0,1231)	-0,0352 (0,0821)	0,0102 (0,0481)	0,0395 (0,0524)	0,023 (0,0554)	0,0796 (0,0615)	0,017 (0,0657)	0,1586* (0,0815)	0,0271 (0,1878)	-0,0118 (0,2773)
Idade2	-0,0001 (0,0029)	0,0013 (0,0019)	0,0002 (0,0011)	-0,0003 (0,0012)	0,0001 (0,0013)	-0,001 (0,0014)	0,0006 (0,0015)	-0,0023 (0,0019)	0,0011 (0,0043)	0,0027 (0,0065)
Branco	0,0777*** (0,0134)	0,063*** (0,0094)	0,0709*** (0,0091)	0,067*** (0,0091)	0,077*** (0,0105)	0,0834*** (0,0137)	0,0941*** (0,0178)	0,1167*** (0,0217)	0,1047*** (0,0312)	0,1168*** (0,0398)
Reg. Metrop.	0,128*** (0,0171)	0,0977*** (0,0069)	0,0905*** (0,0095)	0,0805*** (0,0092)	0,0742*** (0,0082)	0,0752*** (0,0105)	0,0715*** (0,0179)	0,0888*** (0,0172)	0,0909*** (0,0313)	0,1113*** (0,0542)
Urbano	0,3797*** (0,0629)	0,2476*** (0,0481)	0,1743*** (0,0332)	0,1461*** (0,0293)	0,1249*** (0,02)	0,1287*** (0,0197)	0,1452*** (0,0272)	0,0895** (0,0425)	0,0842** (0,0418)	0,2177*** (0,0829)
Norte	-0,2169*** (0,0258)	-0,0833*** (0,0272)	-0,0514*** (0,0179)	-0,0751*** (0,0173)	-0,0753*** (0,0138)	-0,0663*** (0,0165)	-0,0749*** (0,0254)	-0,0196 (0,0266)	0,0194 (0,0573)	0,156 (0,1013)
Nordeste	-0,5197*** (0,0445)	-0,3052*** (0,025)	-0,2201*** (0,0164)	-0,2122*** (0,021)	-0,2165*** (0,0152)	-0,2081*** (0,015)	-0,2175*** (0,0196)	-0,1991*** (0,0231)	-0,1132*** (0,0385)	-0,0894 (0,0657)
Sul	0,0752*** (0,0202)	0,0734*** (0,0164)	0,0578*** (0,0121)	0,0562*** (0,0127)	0,0485*** (0,0132)	0,0445*** (0,0156)	0,0515** (0,0224)	0,0482** (0,0202)	0,0216 (0,0382)	0,0582 (0,0663)
Centro-Oeste	0,0298 (0,0243)	0,0147 (0,0162)	0,0215 (0,0147)	0,0062 (0,0169)	0,0155 (0,0163)	0,0159 (0,0171)	0,0407* (0,0233)	0,0524*** (0,0202)	0,0412 (0,0389)	0,1176*** (0,0744)
LambdaMills	0,464 (0,4464)	0,4407** (0,2003)	-0,2283 (0,1427)	-0,8133*** (0,1964)	-1,2488*** (0,1417)	-1,779*** (0,1985)	-1,8797*** (0,234)	-2,4071*** (0,239)	-2,8284*** (0,3623)	-1,784** (0,8593)
LambdaMills2	-0,3757 (0,2644)	-0,3591*** (0,1057)	0,0556 (0,0832)	0,4657*** (0,1175)	0,7365*** (0,0741)	1,0519*** (0,1103)	1,1677*** (0,1298)	1,5257*** (0,1331)	1,8546*** (0,2179)	1,4895*** (0,5702)
25 a 39 anos										
Constante	-1,4655*** (0,4029)	-0,8271*** (0,2478)	-0,4356* (0,2373)	-0,5168** (0,2227)	-0,4748** (0,2356)	-0,6119** (0,2848)	-1,0629** (0,4468)	-1,5094*** (0,4736)	-2,4516*** (0,7437)	-3,3946*** (1,2064)
Escolaridade	0,0953*** (0,0024)	0,093*** (0,0021)	0,0966*** (0,002)	0,1015*** (0,0026)	0,1054*** (0,0031)	0,1129*** (0,0027)	0,1196*** (0,0037)	0,1285*** (0,0028)	0,1417*** (0,0054)	0,1443*** (0,0119)
Idade	0,0649*** (0,0239)	0,0544*** (0,0142)	0,0464*** (0,0124)	0,064*** (0,0132)	0,076*** (0,0129)	0,088*** (0,0165)	0,1212*** (0,0253)	0,1498*** (0,0284)	0,1997*** (0,0419)	0,2675*** (0,061)
Idade2	-0,0008** (0,0003)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0004** (0,0001)	-0,0007*** (0,0002)	-0,0008*** (0,0002)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0014*** (0,0003)	-0,0018*** (0,0004)	-0,0025*** (0,0006)	-0,0036*** (0,0009)
Branco	0,081*** (0,0112)	0,0887*** (0,0107)	0,0953*** (0,0097)	0,1056*** (0,0074)	0,1155*** (0,0071)	0,1349*** (0,0108)	0,1544*** (0,011)	0,1654*** (0,0138)	0,1939*** (0,0182)	0,2318*** (0,0308)
Reg. Metrop.	0,1067*** (0,0089)	0,0796*** (0,0066)	0,0755*** (0,0086)	0,0809*** (0,0084)	0,0917*** (0,0067)	0,1052*** (0,0108)	0,1358*** (0,0106)	0,1541*** (0,0131)	0,2239*** (0,0159)	0,2913*** (0,0322)
Urbano	0,4204*** (0,0557)	0,2598*** (0,0247)	0,1975*** (0,0199)	0,1772*** (0,0172)	0,1602*** (0,0132)	0,1676*** (0,02)	0,1889*** (0,0201)	0,2198*** (0,0268)	0,3222*** (0,0273)	0,3886*** (0,0517)
Norte	-0,115*** (0,0258)	-0,1193*** (0,0134)	-0,1288*** (0,0136)	-0,1051*** (0,0107)	-0,0997*** (0,0152)	-0,0701*** (0,0146)	-0,0126 (0,0199)	0,0134 (0,0199)	0,0788** (0,0331)	0,1952*** (0,0681)
Nordeste	-0,3519*** (0,0167)	-0,2578*** (0,008)	-0,263*** (0,0099)	-0,2593*** (0,0098)	-0,2594*** (0,0103)	-0,2406*** (0,0117)	-0,2001*** (0,0129)	-0,1783*** (0,0186)	-0,1046*** (0,023)	-0,0487 (0,0485)
Sul	0,0704*** (0,0201)	0,0657*** (0,0131)	0,0565*** (0,0103)	0,0384*** (0,023)	0,023* (0,0254)	0,0254 (0,0201)	0,0201 (0,0131)	0,0131 (0,0217)	0,0217 (0,0217)	-0,0021 (0,0021)

	(0,0105)	(0,0129)	(0,012)	(0,0137)	(0,0127)	(0,0167)	(0,0186)	(0,0186)	(0,0244)	(0,0319)
Centro-Oeste	0,0253**	0,0249**	0,0359***	0,0361***	0,049***	0,0661***	0,0933***	0,1171***	0,1821***	0,1886***
	(0,0101)	(0,0106)	(0,0128)	(0,0124)	(0,0147)	(0,0127)	(0,0136)	(0,012)	(0,0206)	(0,0537)
LambdaMills	0,1137	-0,4838***	-1,1852***	-1,8016***	-2,4254***	-2,7211***	-2,9953***	-3,0076***	-3,0584***	-2,9412***
	(0,2051)	(0,1438)	(0,1762)	(0,1209)	(0,1238)	(0,1482)	(0,2022)	(0,1936)	(0,3104)	(0,6123)
LambdaMills2	-0,1082	0,4733***	1,1459***	1,6872***	2,197***	2,4733***	2,7015***	2,7908***	3,113***	3,1386***
	(0,1875)	(0,1377)	(0,15)	(0,094)	(0,0724)	(0,0893)	(0,1194)	(0,1403)	(0,2671)	(0,4501)
40 a 59 anos										
Constante	-0,706	-0,7953*	-1,2896***	-2,1515***	-2,4201***	-2,5856***	-2,5625***	-2,163***	-1,5395	-0,4214
	(0,6437)	(0,4352)	(0,3197)	(0,312)	(0,3292)	(0,3252)	(0,409)	(0,6057)	(1,1793)	(1,4329)
Escolaridade	0,094***	0,0888***	0,0929***	0,1023***	0,111***	0,1206***	0,1251***	0,1327***	0,1448***	0,1587***
	(0,0048)	(0,0041)	(0,0042)	(0,0039)	(0,0041)	(0,0034)	(0,004)	(0,0054)	(0,005)	(0,0065)
Idade	0,0223	0,0436***	0,0707***	0,1115***	0,1251***	0,1326***	0,1362***	0,1225***	0,1032**	0,0584
	(0,0258)	(0,0169)	(0,0135)	(0,0121)	(0,0134)	(0,0132)	(0,0157)	(0,0233)	(0,0485)	(0,0596)
Idade2	-0,0002	-0,0004***	-0,0007***	-0,0011***	-0,0013***	-0,0013***	-0,0013***	-0,0012***	-0,001**	-0,0006
	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)	(0,0005)	(0,0006)
Branco	0,0982***	0,0957***	0,108***	0,1215***	0,1347***	0,1579***	0,1825***	0,2019***	0,2525***	0,3471***
	(0,0118)	(0,012)	(0,01)	(0,0094)	(0,0109)	(0,0106)	(0,013)	(0,0111)	(0,0203)	(0,026)
Reg. Metropol.	0,1106***	0,0898***	0,0788***	0,0775***	0,0758***	0,0846***	0,1077***	0,1522***	0,1709***	0,1705***
	(0,0138)	(0,0093)	(0,0078)	(0,0063)	(0,0114)	(0,0128)	(0,0142)	(0,0114)	(0,0254)	(0,0343)
Urbano	0,294***	0,1709***	0,1584***	0,1543***	0,1532***	0,1684***	0,1726***	0,1887***	0,1943***	0,2787***
	(0,0626)	(0,0236)	(0,0166)	(0,0193)	(0,0162)	(0,0155)	(0,0158)	(0,0243)	(0,0453)	(0,0586)
Norte	-0,1441***	-0,1491***	-0,1381***	-0,121***	-0,0678***	-0,0434**	-0,016	0,0069	0,0636	0,0772*
	(0,0218)	(0,0197)	(0,0176)	(0,0155)	(0,0177)	(0,0208)	(0,0254)	(0,0332)	(0,0545)	(0,0424)
Nordeste	-0,4574***	-0,3406***	-0,3114***	-0,2984***	-0,2658***	-0,255***	-0,2301***	-0,2166***	-0,1979***	-0,1949***
	(0,0218)	(0,0177)	(0,0152)	(0,0155)	(0,0185)	(0,0225)	(0,0206)	(0,0278)	(0,0335)	(0,0353)
Sul	0,0812***	0,0595***	0,0593***	0,0673***	0,0649***	0,0633***	0,0591**	0,0543***	0,0301	-0,0139
	(0,0151)	(0,0135)	(0,0121)	(0,0126)	(0,0159)	(0,0201)	(0,0247)	(0,0203)	(0,0266)	(0,0428)
Centro-Oeste	0,0335	0,0355**	0,0494***	0,082***	0,1114***	0,1366***	0,1813***	0,2463***	0,2859***	0,3012***
	(0,0219)	(0,0174)	(0,016)	(0,0173)	(0,0228)	(0,0203)	(0,0219)	(0,0253)	(0,0367)	(0,0658)
LambdaMills	0,5509***	0,2743*	0,0694	-0,1952	-0,3559**	-0,3561**	-0,5326***	-0,5383***	-0,3232	-0,0766
	(0,1649)	(0,1443)	(0,149)	(0,1418)	(0,1412)	(0,1659)	(0,1724)	(0,1976)	(0,2665)	(0,2505)
LambdaMills2	-0,2608***	-0,0197	0,2065***	0,4736***	0,6257***	0,6701***	0,7769***	0,8324***	0,7896***	0,8306***
	(0,0974)	(0,0846)	(0,0616)	(0,0623)	(0,0561)	(0,0759)	(0,0747)	(0,0681)	(0,1402)	(0,1482)
60 a 69 anos										
Constante	-68,7575	-76,2734	-56,7755	-48,2827	-62,0316	-47,2623	-30,443	-76,9967	-38,4332	-99,8704
	(62,0425)	(48,6365)	(38,9375)	(37,3048)	(28,3778)	(29,2952)	(32,4303)	(51,6556)	(53,2252)	(97,0989)
Escolaridade	0,124***	0,1251***	0,1047***	0,108***	0,1239***	0,1377***	0,1516***	0,1529***	0,1544***	0,1417***
	(0,0183)	(0,0147)	(0,0112)	(0,0129)	(0,014)	(0,0167)	(0,0147)	(0,0158)	(0,024)	(0,0302)
Idade	2,1816	2,4548	1,8457	1,5868	2,0441**	1,5801**	1,0372	2,5296	1,2878	3,268
	(1,9778)	(1,5694)	(1,2518)	(1,1986)	(0,9077)	(0,9439)	(1,0484)	(1,6586)	(1,7067)	(3,1163)
Idade2	-0,0174	-0,0200	-0,0149	-0,0129	-0,0167**	-0,0130**	-0,0086	-0,0206	-0,0104	-0,0262
	(0,0158)	(0,0126)	(0,01)	(0,0096)	(0,0073)	(0,0075)	(0,0084)	(0,0132)	(0,0136)	(0,0248)
Branco	0,1031	0,1025***	0,085**	0,1138**	0,1433***	0,1501***	0,1163***	0,1183*	0,1951**	0,241*
	(0,0694)	(0,0362)	(0,0367)	(0,0476)	(0,048)	(0,0404)	(0,0377)	(0,0628)	(0,0915)	(0,1337)
Reg. Metropol.	0,2366**	0,1783***	0,1278***	0,1202**	0,1367**	0,1226***	0,1075***	0,1647**	0,1347*	0,2511
	(0,0629)	(0,0523)	(0,0492)	(0,0614)	(0,0538)	(0,0428)	(0,0401)	(0,0656)	(0,0792)	(0,176)
Urbano	0,3081***	0,3263***	0,2688*	0,2776**	0,295***	0,2951***	0,2457**	0,2474*	0,1366	-0,1078
	(0,1871)	(0,1251)	(0,1376)	(0,1171)	(0,0965)	(0,1078)	(0,1026)	(0,1279)	(0,2415)	(0,3318)
Norte	-0,3292***	-0,3065**	-0,1181	-0,1434	-0,1612*	-0,2266***	-0,2306**	-0,2075**	-0,1485	-0,0408
	(0,1117)	(0,1438)	(0,1156)	(0,1088)	(0,0831)	(0,0788)	(0,0983)	(0,0822)	(0,1616)	(0,3155)
Nordeste	-0,4779***	-0,4732***	-0,3808***	-0,2268***	-0,2149***	-0,1669***	-0,164***	-0,057	0,0677	0,0263
	(0,0855)	(0,0712)	(0,0768)	(0,0717)	(0,0549)	(0,0544)	(0,0511)	(0,0771)	(0,1157)	(0,2233)
Sul	-0,0454	0,0478	0,0083	0,0007	0,0475	0,0862	0,0805	0,1042*	0,139	-0,1701
	(0,0922)	(0,061)	(0,0505)	(0,0474)	(0,0706)	(0,0622)	(0,0532)	(0,0555)	(0,1272)	(0,1695)
Centro-Oeste	0,0955	0,0763	0,0686	0,1108	0,0719	0,073	0,0510	0,0247	0,0674	-0,1731
	(0,1072)	(0,1196)	(0,0996)	(0,0976)	(0,0759)	(0,0617)	(0,0531)	(0,0897)	(0,1285)	(0,2718)
LambdaMills	0,0801	1,1944**	0,1521	-0,1024	-0,3416	-0,3349	-0,1131	0,1009	-0,7614	0,0808
	(0,9849)	(0,6005)	(0,4823)	(0,6042)	(0,5664)	(0,7145)	(0,5982)	(0,9608)	(1,3882)	(1,6431)
LambdaMills2	0,0395	-0,2847	0,0197	0,1289	0,3327**	0,3678*	0,2899	0,1733	0,5406	0,1214
	(0,3471)	(0,238)	(0,1937)	(0,2144)	(0,1682)	(0,2002)	(0,178)	(0,3116)	(0,469)	(0,5214)

Fonte: PNAD/IBGE (2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q90 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. *Estatisticamente significativo a 10% de confiança; **a 5% de confiança; e ***a 1% de confiança (testes bicaudais). Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

**APÊNDICE C - RESULTADOS DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS DE SALÁRIOS AJUSTADAS SEMIPARAMETRICAMENTE
PARA SELEÇÃO AMOSTRAL COM INTRODUÇÃO DE VARIÁVEIS DUMMIES NO INTERCEPTO E NOS COEFICIENTES
ANGULARES DAS VARIÁVEIS ESCOLARIDADE E RAÇA**

Tabela C.3.1 - Regressões quantílicas de salários ajustadas não parametricamente para seleção amostral com introdução de variáveis *dummies* nos termos de intercepto e nos coeficientes angulares para as variáveis escolaridade e branco – total, homens e mulheres - Brasil - 2003-2013

Dummies	Total (2003-2013)				Homens (2003-2013)				Mulheres (2003-2013)			
	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t
q10												
D	-0,6486	0,0131	-49,33	0,0000	-0,6380	0,0139	-45,74	0,0000	-0,6339	0,0242	-26,24	0,0000
Descolaridade	0,0175	0,0012	14,77	0,0000	0,0172	0,0015	11,56	0,0000	0,0163	0,0022	7,57	0,0000
Dbranco	0,0577	0,0091	6,34	0,0000	0,0517	0,0125	4,14	0,0000	0,0597	0,0074	8,07	0,0000
q20												
D	-0,6066	0,0088	-68,66	0,0000	-0,6118	0,0094	-65,35	0,0000	-0,6031	0,0185	-32,68	0,0000
Descolaridade	0,0183	0,0009	20,26	0,0000	0,0205	0,0012	17,50	0,0000	0,0180	0,0018	10,14	0,0000
Dbranco	0,0554	0,0070	7,92	0,0000	0,0395	0,0081	4,85	0,0000	0,0581	0,0080	7,22	0,0000
q30												
D	-0,5776	0,0071	-81,51	0,0000	-0,5824	0,0096	-60,50	0,0000	-0,5608	0,0116	-48,44	0,0000
Descolaridade	0,0201	0,0008	26,83	0,0000	0,0219	0,0012	17,84	0,0000	0,0178	0,0012	14,60	0,0000
Dbranco	0,0486	0,0068	7,17	0,0000	0,0390	0,0076	5,13	0,0000	0,0529	0,0070	7,51	0,0000
q40												
D	-0,5494	0,0074	-74,33	0,0000	-0,5535	0,0066	-83,24	0,0000	-0,5157	0,0109	-47,30	0,0000
Descolaridade	0,0206	0,0008	26,75	0,0000	0,0225	0,0010	23,21	0,0000	0,0169	0,0010	16,14	0,0000
Dbranco	0,0448	0,0057	7,85	0,0000	0,0319	0,0070	4,55	0,0000	0,0531	0,0081	6,53	0,0000
q50												
D	-0,5209	0,0070	-74,84	0,0000	-0,5352	0,0067	-80,13	0,0000	-0,4753	0,0102	-46,77	0,0000
Descolaridade	0,0210	0,0008	27,93	0,0000	0,0239	0,0009	26,08	0,0000	0,0164	0,0010	16,88	0,0000
Dbranco	0,0370	0,0062	5,98	0,0000	0,0287	0,0060	4,78	0,0000	0,0366	0,0080	4,56	0,0000
q60												
D	-0,4958	0,0067	-74,21	0,0000	-0,5115	0,0057	-89,26	0,0000	-0,4492	0,0118	-38,11	0,0000
Descolaridade	0,0213	0,0007	32,01	0,0000	0,0240	0,0008	29,77	0,0000	0,0160	0,0011	14,63	0,0000
Dbranco	0,0225	0,0057	3,92	0,0000	0,0263	0,0066	3,98	0,0000	0,0289	0,0061	4,77	0,0000
q70												
D	-0,4760	0,0062	-77,00	0,0000	-0,4983	0,0053	-94,34	0,0000	-0,4194	0,0105	-39,76	0,0000
Descolaridade	0,0207	0,0007	27,92	0,0000	0,0248	0,0010	25,27	0,0000	0,0151	0,0011	14,25	0,0000
Dbranco	0,0229	0,0066	3,49	0,0000	0,0228	0,0080	2,86	0,0040	0,0140	0,0080	1,75	0,0800
q80												

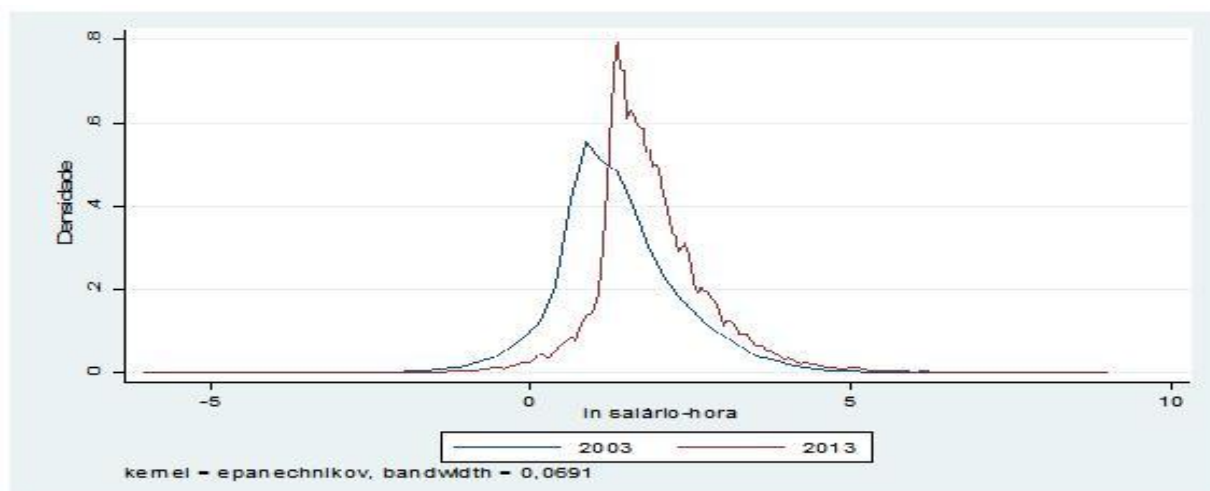
Dummies	Total (2003-2013)				Homens (2003-2013)				Mulheres (2003-2013)			
	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t	Coef.	Desvio-Padrão Bootstrap	t	P>t
D	-0,4666	0,0065	-71,76	0,0000	-0,4814	0,0069	-69,35	0,0000	-0,3991	0,0144	-27,69	0,0000
Descolaridade	0,0209	0,0008	27,63	0,0000	0,0236	0,0010	23,38	0,0000	0,0139	0,0015	9,20	0,0000
Dbranco	0,0250	0,0068	3,66	0,0000	0,0201	0,0085	2,36	0,0180	0,0084	0,0100	0,84	0,4030
q90												
D	-0,4708	0,0104	-45,30	0,0000	-0,4743	0,0118	-40,29	0,0000	-0,4232	0,0179	-23,70	0,0000
Descolaridade	0,0211	0,0010	21,42	0,0000	0,0230	0,0013	17,31	0,0000	0,0146	0,0020	7,22	0,0000
Dbranco	0,0128	0,0113	1,14	0,2540	0,0021	0,0153	0,13	0,8930	0,0124	0,0187	0,66	0,5080
q95												
D	-0,5056	0,0157	-32,30	0,0000	-0,4937	0,0136	-36,31	0,0000	-0,5020	0,0257	-19,53	0,0000
Descolaridade	0,0206	0,0016	12,95	0,0000	0,0207	0,0018	11,56	0,0000	0,0173	0,0027	6,42	0,0000
Dbranco	0,0111	0,0150	0,74	0,4590	0,0138	0,0213	0,65	0,5190	0,0014	0,0298	0,05	0,9630

Fonte: PNAD/IBGE (2003-2013). Elaborado pelo autor.

Notas: q10 a q95 são os valores dos coeficientes estimados para cada quantil da distribuição. Desvio Padrão entre parênteses calculado por 100 replicações de bootstrap. Correção de aproximação das séries (com dois termos) usando a razão inversa de Mill's.

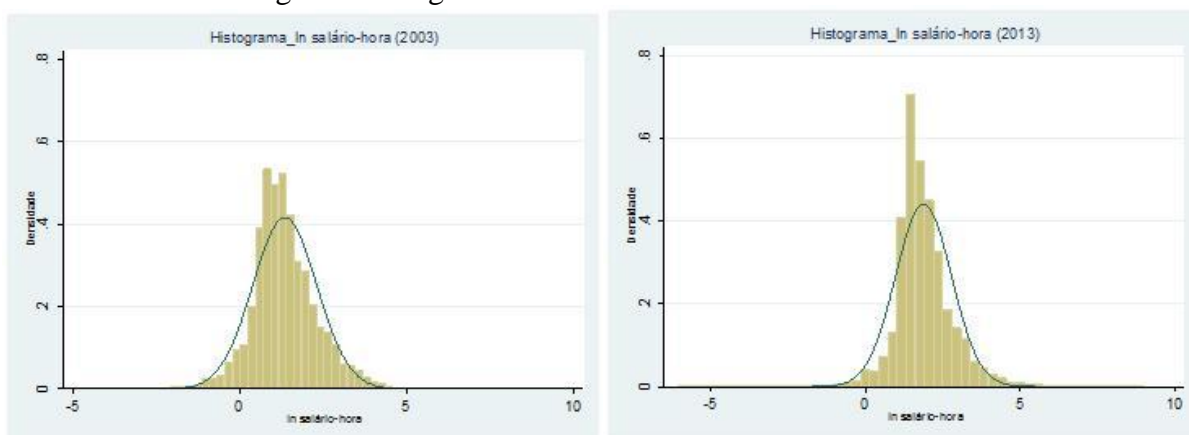
APÊNDICE D - RESULTADOS GRÁFICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE

Gráfico D.3.1 - Estimativa da função densidade de probabilidade de Kernel do logaritmo natural do salário hora - Brasil - 2003 e 2013



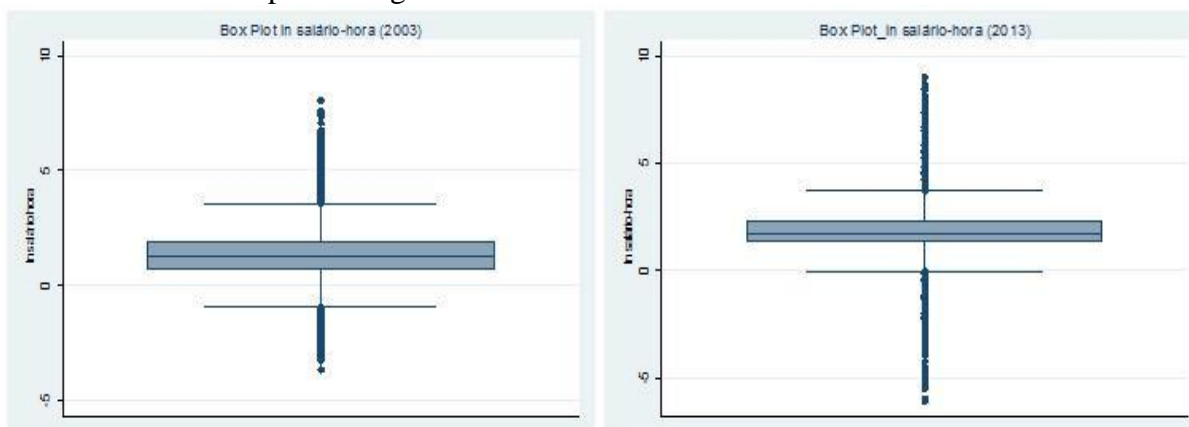
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Gráfico D.3.2 - Histograma do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013



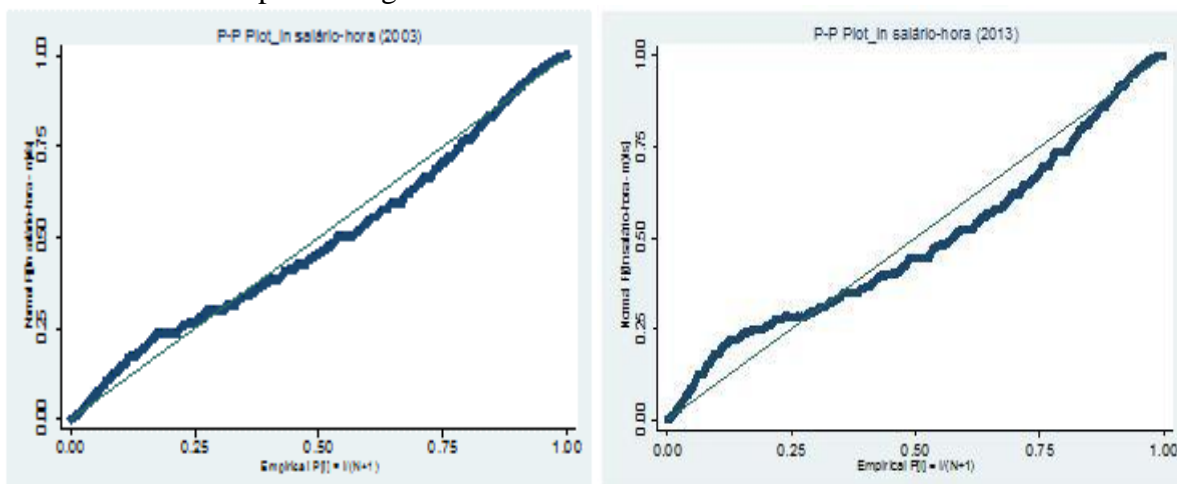
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Gráfico D.3.3 - Box plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013



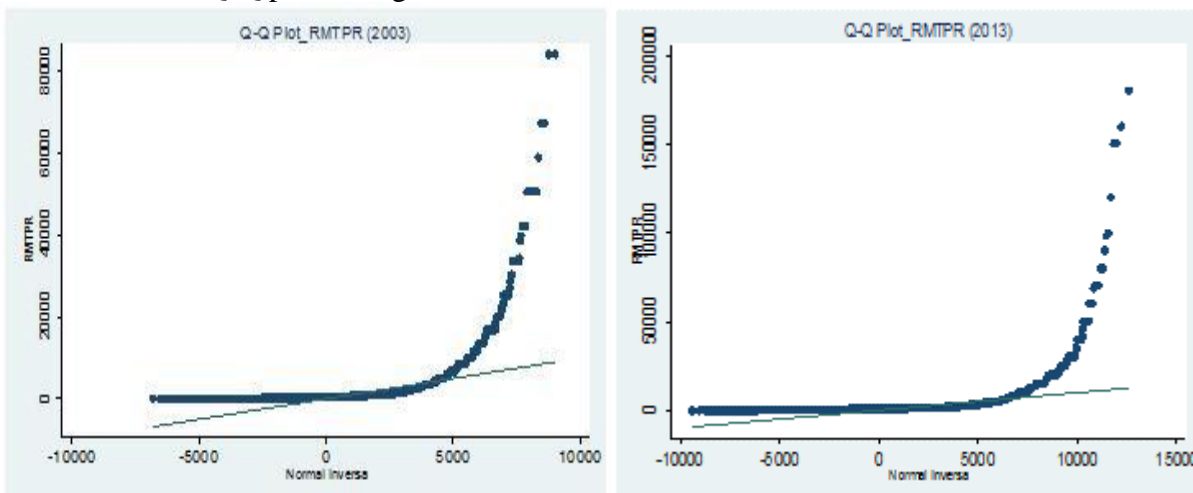
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Gráfico D.3.4 - P-P plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Gráfico D.3.5 - Q-Q plot do logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

APÊNDICE E - RESULTADOS NUMÉRICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE

Tabela E.3.1 - Testes de Normalidade da variável de logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013

Testes de Normalidade	Anos	Obs	W	V	z	Prob>z
Shapiro-Wilk	2003	142.982	0,9777	868,3340	19,0430	0,0000
	2013	147.925	0,9360	2.542,0970	22,0740	0,0000
	Anos	Obs	W'	V'	z	Prob>z
Shapiro-Francia	2003	142.982	0,9776	1.568,3590	22,7300	0,0000
	2013	147.925	0,9360	4.639,8200	26,1320	0,0000
	Anos	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	chi2(2)	Prob>chi2
Assimetria e Curtose	2003	140.000	0,0000	0,0000	8.129	0,0000
	2013	150.000	0,0000	0,0000	23.757	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Tabela E.3.2 - Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para a variável de logaritmo natural do salário hora real - Brasil - 2003 e 2013

2003			
Grupo Menor	D	P-value	Corrigido
lwr:	0,0733	0,0000	
Cumulativo:	-0,0638	0,0000	
Combinado K-S:	0,0733	0,0000	0,0000
2013			
Grupo Menor	D	P-value	Corrigido
lwr:	0,0944	0,0000	
Cumulativo:	-0,0938	0,0000	
Combinado K-S:	0,0944	0,0000	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

APÊNDICE F - RESULTADOS NUMÉRICOS PARA O TESTE DE NORMALIDADE

Tabela F.3.1 - Testes de Igualdade de funções de distribuição do logaritmo natural do salário hora real de Wilcoxon e Mann-Whitney - Brasil - 2003 e 2013

Anos	Observações	Soma de Postos	Esperado
2003	140.000	1,70E+10	2,08E+10
2013	150.000	2,53E+10	2,15E+10
Combinado	290.000	4,23E+10	4,23E+10
Variância não ajustada	5,13E+14		
Ajuste para combinações	-2,74E+10		
Variância ajustada	5,13E+14		
Ho: lwr(V0101==2003) = lwr(V0101==2013)	z = -167,984	Prob > z = 0,0000	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

Tabela F.3.2 - Testes de Igualdade de funções de distribuição do logaritmo natural do salário hora real de Kolmogorov-Smirnov para duas amostras diferentes - Brasil - 2003 e 2013

Grupo Menor	D	P-valor	Corrigido
2003	0,3490	0,0000	
2013	-0,0003	0,9840	
Combinado K-S:	0,3490	0,0000	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da amostra da PNAD/IBGE.

CONCLUSÃO DA TESE

Os resultados alcançados no primeiro capítulo apontam para ausência de discriminação salarial no mercado de trabalho brasileiro em relação aos gays e as lésbicas. Não foram encontradas diferenças estatisticamente significantes entre os casais gays e os casais heterossexuais com o homem sendo chefe da família, mesmo quando mantidas fixas suas condições de ocupação e ramos de atividade.

Já em relação às mulheres, os casais de lésbicas apresentaram rendimento médio superior em relação aos casais de heterossexuais com a mulher sendo chefe da família nos modelos de correção de seletividade amostral com controle de todas as características observadas na análise.

Sendo assim, os resultados ora encontrados diferem de outros estudos, em especial para a economia norte-americana quando se observa diferenças salariais a favor de casais heterossexuais com relação a casais gays e bissexuais.

Os principais resultados no segundo capítulo apontaram para a importância das variáveis de capital humano para explicação do hiato de salários via diferenças de dotações, em especial, a variável escolaridade que ajuda a reduzir o diferencial de salários entre os homens brancos e as mulheres brancas e negras e também para a participação em alguns tipos de ocupações quando as mulheres brancas e negras ganham, em média, mais que os homens brancos.

Por fim, vale destacar que apesar do elevado peso de algumas variáveis relacionadas ao capital humano e da inserção em alguns setores e ocupações apresentarem retorno para as mulheres brancas e negras e também para homens negros maiores que para os homens brancos, isso não impede que o sinal do efeito coeficientes seja positivo, revelando de certo modo a presença do fenômeno da discriminação no mercado de trabalho.

Ademais, a elevada participação e representatividade do termo de intercepto, na explicação do diferencial de salários por gênero e raça, tanto no mercado de trabalho total, como na maioria dos setores econômicos e tipos de ocupações investigadas explica em boa parte este fenômeno. Isto pode revelar novos indícios em favor da existência de discriminação no mercado de trabalho brasileiro, suplementando os resultados de outros trabalhos da área, quando o homem branco ganha mais, simplesmente porque é homem e branco.

Por fim, o terceiro capítulo mostrou que as regressões estimadas apresentam diferentes valores para os retornos da escolaridade e para os diferenciais raciais quando considerado a distribuição salarial inteira; os retornos à escolaridade e os diferenciais raciais de salário revelaram-se superiores nos quantis mais elevados da distribuição tanto para o mercado de trabalho geral quanto para os mercados de trabalho masculino e feminino nos dois anos analisados e para quase todas as faixas etárias, a exceção tendo ficado por conta dos retornos salariais e diferenciais raciais na faixa de 18 a 24 anos no mercado de trabalho feminino.

Além disso, os retornos salariais das mulheres ficaram acima dos retornos salariais dos homens para todos os quantis estimados, em todos os grupos de idade, nos dois anos analisados.

Contudo, nota-se que ocorreu redução nos retornos salariais da educação para ambos os sexos de modo mais intenso para os homens e em todas as faixas etárias na comparação dos dois anos. Além disso, os diferenciais raciais de salários foram mais marcantes no mercado de trabalho masculino em quase todas as faixas etárias;

Entre os anos de 2003 e 2013, ocorreu uma nítida melhora no padrão de discriminação no mercado de trabalho brasileiro para ambos os sexos nos quantis inferiores da distribuição apesar da sua persistência ao longo da década.

Por outro lado, ocorreu piora no padrão de discriminação no mercado de trabalho masculino na faixa de 25 a 39 anos e no mercado de trabalho feminino na faixa de 40 a 49 anos, ambos nos quantis mais elevados da distribuição.

Apesar dos retornos educacionais superiores das mulheres foi possível observar um leve estreitamento em relação aos retornos educacionais masculinos nos níveis de renda mais elevados da distribuição para os dois anos analisados

Por fim, ficou claro o comportamento de convergência entre os retornos educacionais de salários no mercado de trabalho feminino nos quantis mais elevados de 2013 em direção ao padrão de 2003, revelando que no grupo das mulheres que ganham mais o retorno educacional continua aproximadamente o mesmo.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D. J. & Cain, G. G. Statistical theories of discrimination in labor market. **Industrial and Labor Relations Review**, 30:175-187, 1977.
- AKERLOF, G. The economies of caste and the rat race and other woeful tales. **Quarterly Journal of Economics**. XC, pages 599-617, 1976.
- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R E. Economics and identity. **Quarterly Journal of Economics**, v.115, n.3, p.715-753, 2000.
- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R E. Identity and the economics of organizations. **Journal of Economics Perspectives**,v.19, n.1, p.9-32, 2005.
- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R E. **A Economia da Identidade**. Como a nossa personalidade influencia nosso trabalho, salário, bem-estar e a economia global. Rio de Janeiro: Campus, 2010.
- ALLEGRETTO, S. A.; ARTHUR, M. M. An empirical analysis of homosexual/heterosexual male earnings differentials: unmarried and unequal? **Industrial & Labor Relations Review**, v.54, n.3, p. 631-646, 2001.
- ALMEIDA, A. C. **A cabeça do brasileiro**. Rio de Janeiro: Record, 2007.
- AMARAL, A. E.; DIAS, J.; ALVES, A. F.; SCORZAFAVE, L. G. D. S. Diferencial de salário por cor no Brasil: Uma análise a partir do tamanho das cidades com dados da PNAD 2008, Disponível em: <http://www.pucrs.br/eventos/encontroeconomia/download/mesas/diferencialdesalarioporcor.pdf>, 2009. Acessado em: 15 de janeiro de 2015.
- ANTECOL, H.; JONG, A.; STEINBERGER, M. The sexual orientation wage gap: the role of occupational sorting and human capital. **Industrial & Labor Relations Review**, v.61, n.4, p. 518-526, 2008.
- ARCAND, J.; D'HOMBRES, B. Racial discrimination in the Brazilian labour market: wage, employment and segregation effects. **Journal of International Development**, v. 16, n. 8, p. 1053-1066, 2004.
- ARROW, K. J. The models of job discrimination. In (Ed.), A. H. P., editor, *Racial Discrimination in Economics Life*, pages 83-102. **Lexington Books**, 1972.
- ARROW, K. J. The theory of discrimination. In Ree, A. & Ashenfelter, O. E., editors, *Discrimination in Labor Markets*. **Princeton University Press**, 1973.
- ARROW K. J. What has economics to say about racial discrimination? **The Journal of Economic Perspective**, v. 12, n. 2, p. 91-100, 1998.
- ASHENFELTER, Orley. Racial discrimination and trade unionism. **Journal of Political Economy**, v. 80, p. 435-464, 1972.

BADGETT, M. V. L. The wage effects of sexual orientation discrimination. **Industrial & Labor Relations Review**, v.48, n.4, p. 726-739, 1995.

BAILEY, M. J. More power to the pill: the impact of contraceptive freedom on women's life cycle labor supply. **Quarterly Journal of Economics**, v.121, n.1, p. 289-320, 2006.

BAKER, J.; JACOBSEN, J. P. Marriage, specialization and the gender division of labor. **Journal of Labor Economics**, v.25, n.4, p. 763-793, 2007.

BARROS, R. P. **The informal labor market in Brazil**. Mimeo. 1993.

BARTALOTTI, O.; LEME, M. C. S. Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas. Mimeo, 2007. Disponível em: <<http://www.eesp.fgv.br/pessoas/alunos/mestrado-doutorado/A/1/36/>>. Acessado em: 10 de março de 2015.

BECKER, G. S. The economics of discrimination. **Chicago University Press**, 1957.

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis: part 2. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.

BECKER, G. S. Human Capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. **Chicago University Press**, 1964.

BECKER, G. S. A Theory of marriage: Parte I. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 813-846, 1973.

BECKER, G. S. A Theory of marriage: Parte II. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. 11-26, 1974.

BECKER, G. S. Human Capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. **Chicago University Press**, 269 p., 1975.

BECKER, G. S. A Treatise on the family. **Harvard University Press**, 1991.

BEN-PORATH Y. The production of human capital and the life cycle of earnings. **The Journal of Political Economy**, v. 75, n. 4, p. 352-365, 1967.

BLACK, D. A.; GATES, G.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. Demographics of the gay and lesbian population in the united states: evidence from available systematic data sources. **Demography**, v.37, n.2, p. 139-154, 2000.

BLACK, D. A.; GATES, G.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. Why do gay men live in San Francisco? **Journal of Urban Economics**, v.51, n.1, p. 54-76, 2002.

BLACK, D. A.; MAKAR, H. R.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. The earnings effects of sexual orientation. **Industrial & Labor Relations Review**, v.56, n.3, p. 449-469, 2003.

BLACK, D. A.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. The economics of lesbian and gays families. **Journal of Economic Perspectives**, v.21, n.2, p. 53-70, 2007.

BLACKBURN M.; BLOOM D. Earnings and income inequality in the United States. **Population and Development Review**, vol. 13, p. 575-609, 1987.

BLANFORD, J. M. The nexus of sexual orientation and gender in the determination of earnings. **Industrial & Labor Relations Review**, v.56, n.4, p. 622-642, 2003.

BLAU, F. D.; KAHN, L. M. International differences in male inequality: institutions versus market forces. **The Journal of Political Economy**, v.104, n.4, p.791-837, 1996.

BLAU, F. D.; KAHN, L. M. Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000. **NBER Working Paper n. 11.230**, 2005.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v.8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BLOCH, F. E.; KUSKIN, M. S. J. Wage determination in the union and nonunion sectors. **Industrial & Labor Relations Review**, v.31, n.1, p. 183-192, 1978.

BLOOMFIELD, P.; STEIGER, W. Least absolute deviations curve-fitting. **SIAM. Journal on Scientific Computing**, v. 1, p. 290-301, 1980.

BLOMM, D. E.; GLIED, S. The evolution of aids economic research. **Health Policy**, v.11, n.2, p. 187-196, 1989.

BORJAS, G. J. *Economia do trabalho*. 5. ed. Porto Alegre: **AMGH**, 2012.

BORJAS, G. J. and Bronars, S. G. Customer discrimination and self-selection into self-employment. **Journal of Political Economy**, v. 97, n. 3, p. 581-605, 1989.

BOUND J.; JOHNSON G. **Wages in the united states during the 1980's and beyond**. In Kosters M (ed.) *Workers and Their Wages* (Washington D. C.: The AEI Press), p. 77-103, 1991.

BOUND J.; JOHNSON G. Changes in the structure of wages during the 1980's: An evaluation of alternative explanations. **American Economic Review**, v. 82, p. 371-392, 1992.

BOWEN, W. G.; FINEGAN, T. A. *The economics of labor participation*. **Princeton University Press**, 1969.

BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE, 2013. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: janeiro de 2015.

BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression. **Econometrica**, v. 62, p. 405-458, 1994.

BUCHINSKY, M. Quantile regression Box-Cox transformation model and changes in the returns to schooling and experience. **Journal of Econometrics**, v. 65, p. 109-154, 1995.

BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**, v.13, p. 1-30, 1998a.

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

BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the U.S. **Empirical Economics**, v. 26, p. 87-113, 2001.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Revista de Planejamento e Políticas Públicas*, **IPEA**, Rio de Janeiro, n. 33, p. 195-222, 2009.

CAIN, G. G. Married women in the labor force: an economic analysis. **Chicago University Press**, 1966.

CAIN, G. G. The economic analysis of labor market discrimination: a survey. In **Ashenfelter, O. & (Eds.), R. L., editors, Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: North Holland, 1986.

CAMBOTA, J. N. Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil: uma aplicação de simulações contrafactuais e regressão quantílica. **1º lugar no Prêmio IPEA-CAIXA**, 2005.

CAMERON, A. C.; P. K. TRIVEDI. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CAMERON, A. C.; P. K. TRIVEDI. **Microeconometrics Using Stata**. Rev. ed. College Station, TX: Stata Press.

CAMPANTE, F. R.; Crespo, A. R. V.; Leite, P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, pp. 185-210, 2004.

CARD, D.; KRUEGER, A. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. **The Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1-40, 1992.

CARPENTER, C. S. New evidence on gay and lesbian household incomes. **Contemporary Economic Policy**, v.22, n.1, p. 78-94, 2004.

CARPENTER, C. S. Self-reported sexual orientation and earnings: evidence from California. **Industrial & Labor Relations Review**, v.58, n.2, p. 258-273, 2005.

CARPENTER, C. S. Revisiting the income penalty for behaviorally gay men: evidence from NHANES III. **Labour Economics**, v.14, n.1, p. 25-34, 2007.

CARVALHO, A. P.; NERI, M. C.; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *Ensaio Econômico* nº 638. **Escola de Pós-Graduação em Economia**. FGV, 2006.

CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 18, n.1, pp. 158-175, 1998.

CHAMBERLAIN, G. **Quantile regression, censoring, and the structure of wages**. In *Advances in Econometrics*, v. 1: Sixth World Congress, ed. C. A. Sims, p. 171-209. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

CHISWICK, B. R. Human capital and the distribution of personal income, **unpublished Ph.d. Dissertation**, Columbia University, 1967.

CHISWICK, B. R. Racial discrimination in the labor market: a test of alternative hypothesis. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 1330-1352, 1973.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenciais de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista de Economia do Nordeste**, Fortaleza, v. 43, n. 2, p. 371-389, 2012.

CLAIN, S. H.; LEPPPEL, K. An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences. **Applied Economics**, v.33, n.1, p. 37-47, 2001.

COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F.V. **Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral**: Estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil, Texto para Discussão N° 1.483, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.

COHEN, M. S. Sex differences in compensation. **Journal of Human Resources**, VI, p. 434-447, 1971.

CRESPO, A. R. V.; REIS, M. C. Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte. 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/a04a144.pdf>>. Acessado em: 15 de fevereiro de 2015.

DARITY, W. J.; NEMBHARD, J. G. Racial and ethnic economic inequality: the international record. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, 308-311, 2000.

DAVIS S.; HALTIWANGER J. **Wage dispersion between and within U.S. manufacturing plants 1962-1986**. Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics, p. 115-180, 1991.

DERITY Jr. W. A.; MASON P. L. Evidence no discrimination in employment: codes of color, codes of gender. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 12, n. 2, p. 63-90, 1998.

DIAMOND, P. A Model of price adjustment. **Journal of Economic Theory**, v.3, p. 156-168, 1971.

DUNCAN, O. D. Inheritance of poverty or inheritance of race? In *on understanding poverty*, ed. D. P. Moynihan. **New York: Basic Books**, 1968.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. J. **An Introduction to the Bootstrap**. New York: Chapman & Hall/CRC, 1993.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; TAKAMATSU, R. T.; SUZART, J. **Métodos quantitativos com Stata: procedimentos, rotinas e análise de resultados**. 1 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

FERREIRA NETO, A. B.; FREGUGLIA, R. S.; FAJARDO, B. A. G. Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, pp.49-76, 2012.

FIGUEIREDO, N. M.; NERI, I. L. A.; MOREIRA, I. T.; TEIXEIRA, G. S.; CORDEIRO, A. D. Diferencial de salários no meio rural brasileiro: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. Trabalho apresentado no XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – **SOBER**, Rio Branco/Acre, 20 a 23 de julho de 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/647.pdf>>. Acessado em: 10 de janeiro de 2015.

FORTIN, N. M. Greed, altruism, and the gender wage gap. Disponível em: <<http://econ.arts.ubc.ca/nfortin/Fortinat8.pdf>> Acessado em: 15 de janeiro de 2015.

FREISLEBEN, V. S.; BEZERRA, F. M. Ainda existe discriminação salarial contra as mulheres no mercado de trabalho da região Sul do Brasil? Evidências para os anos de 1998 e 2008. 2010. Disponível em: <http://www.gm.adv.br/arquivos_informativos/textos/1337166859_17151.pdf>. Acessado em: 23 de fevereiro de 2015.

FROLICH, M.; MELLY B. Estimation of quantile treatment effects with Stata. **Stata Journal**, v. 10, p. 423-457, 2010.

FUCHS, V. R. Differences in hourly earnings between men and women. **Monthly Labor Review**, v. 61, p. 9-15, 1971.

GABLER, S.; LAISNEY, F.; LECHNER, M. Semiparametric estimation of binary-choice models with an application to labour-force participation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 11, p. 61-80, 1993.

GALLANT, A. R.; NYCHKA, D. N. Semi-nonparametric maximum likelihood estimation. **Econometrica**, v. 55, p. 363-390, 1987.

GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable, **Econometrica**, v.52, n.5, p. 1.199-1.218, 1984.

GERFIN, M. Parametric and semi-parametric estimation of binary response model of labour market participation. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 321-339, 1996.

GLAESER, E. L. **Os Centros Urbanos**. A maior invenção da humanidade. Rio de Janeiro: Campus, 2011.

GILLISPIE, C. C. Pierre Simon Laplace 1749-1827: a life in exact science, **Princeton University Press**, 1997.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos de gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, pp. 369-383, 2005.

GOLDIN, C. Understanding the gender gap: an economic history of American women. **Oxford University Press**, 1990.

GOULD, W.W. sg11.1: Quantile regression with bootstrapped standard errors. **Stata Technical Bulletin**, v. 9, p. 19-21. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, v. 2, p. 137-139. College Station, TX: Stata Press., 1992.

GOULD, W.W. sg70: Interquantile and simultaneous-quantile regression. **Stata Technical Bulletin**, v. 38, p. 14-22. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, v. 7, p. 167-176. College Station, TX: Stata Press., 1997.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6^a ed. Upper Saddle River, NJ: **Prentice Hall**, 2008.

GRILICHES, Z.; MASON, W. M. Education, income and ability. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p. 74-103, 1972.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAKIM, C. **Capital Erótico**. Pessoas atraentes são mais bem-sucedidas. A Ciência Garante. Rio de Janeiro: Best Business, 2012.

HALL, P.; SHEATHER, S. J. On the distribution of a Studentized quantile. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, v. 50, p. 381-391, 1988.

HARRIS, T. Regression using minimum absolute deviations. **American Statistician**, v. 4, p. 14-15, 1950.

HECKMAN, J. J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models, **The Annals of Economic and Social Measurement**, vol. 5, p. 475-492, 1976.

HECKMAN, J. Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system, **Econometrica**, 46, 931-961, 1978.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HEITMULLER, Axel. A note on decompositions in fixed effects models in the presence of time-invariant characteristics. **IZA Discussion Paper**, n. 1886, 2005.

HEINRICHS, J.; Kennedy P. A computational trick for calculating the Blinder-Oaxaca decomposition and its standard error. **Economics Bulletin**, v. 3, n. 66, p. 1-7, 2007.

HOFFMAN, R.; LEONE, T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, v. 14, n. 2, p. 35-58, 2004.

HOLZER, H. J. & Neumark, D. Assessing affirmative action. **Journal of Economic Literature**, v. 48, p. 483-568, 2000.

HORRACE, W. C.; OAXACA, R. L. Inter-industry wage differentials and the gender wage gap: An identification problem. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 54, p. 611-618, 2001.

HUBER M.; MELLY, B. Quantile regression in the presence of sample selection. **Discussion Paper n. 2011-09**. School of Economics and Political Science, Department of Economics, University of St. Gallen, 2011.

IBGE. **Censo DemoGráfico 2010**. Características da população e dos domicílios, 2011.

IRFFI, G.; SOARES, R. B.; DE SOUZA, S. A. Fatores socioeconômicos, demoGráficos, regionais e comportamentais que influenciam no conhecimento sobre HIV/AIDS. **Economia**, v. 11, p. 333-356, 2010.

JACINTO, P. A. Diferenciais de salários por gênero na indústria avícola da região Sul do Brasil: uma análise com microdados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 3, Brasília/DF, 2005.

JANN, Ben. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. ETH Zurich Sociology Working Paper n. 5. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, pp. 453-479, 2008.

JEPSEN, L. K. An empirical analysis of same sex and opposite sex couples: Do 'likes' still like 'likes' in the '90s'? **Northwestern University Institute for Policy Research Working Paper 99-5**, 1999.

JOHNSON, T. Returns from investment in human capital. **American Economic Review**, v. 60, p. 546-559, 1970.

JONES, F. L. On decomposition the wage gap: a critical comment on Blinder's method. **Journal of Human Resources**, v. 18, p. 126-130, 1983.

JONES, F. L.; Kelley J. J. Decomposition differences between groups: a cautionary note on measuring discrimination. **Sociological Methods and Research**, v. 12, p. 323-343, 1984.

JUHN, C.; MURPHY K. PIERCE, P. Wage inequality and the rise in returns to skill. **The Journal of Political Economy**, v. 101, p. 410-442, 1993.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the brazilian labor market. **Economia Aplicada**, v.2, n. 2, p. 243-269, 1998.

KLAWITTER, M. M.; FLATT, V. The effects of state and local antidiscrimination policies on earnings for gays and lesbians. **Journal of Policy Analysis and Management**, v.17, n.4, p. 658-686, 1998.

KLEIN, R. W.; SPADY, R. H. An efficient semiparametric estimator for binary response models. **Econometrica**, v. 61, p. 387-421, 1993.

- KMENTA, J. **Elementos de econometria**. São Paulo: Atlas, 1978.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. W. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, p. 33-50, 1978.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile regression. **Journal of Economic Perspective**, v. 15, p. 143-156, 2001.
- KOENKER, R. Quantile regression. New York: **Cambridge University Press**, 2005.
- LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973.
- LENA, F. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. **Anais**, XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2012.
- LEVITT, S.; DUBNER, S. **Super Freaknomics**. O lado oculto do dia a dia. Rio de Janeiro: Campus, 2009.
- LIN, E. S. On the standard errors of Oaxaca-type decompositions for inter-industry gender wage differentials. **Economics Bulletin**, v. 10, n. 6, p. 1-11, 2007.
- LOVELL, P. A. Development and discrimination in Brazil. **Development and Change**, v. 24, p. 83-101, 1993.
- LOVELL, P. A. Race, gender, and work in São Paulo, Brazil, 1960-2000. **Latin American Research Review**, v. 41, n. 3, 2006.
- LOUREIRO, P. R. A. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 57, n.1, p. 125-157, 2003.
- LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: A simultaneous equation approach, **Review of Economics and Statistics**, v.70, p. 224-235, may., 1988.
- LUNDBERG, S. J.; STARTZ, R. Private discrimination and social intervention in competitive labor markets. **American Economic Review**, v. 73, p. 340-347, 1983.
- LUNDBERG, S. J.; STARTZ, R. On the persistence of racial inequality. **Journal of Labor Economics**, p. 292-323, 1998.
- LYDALL, H. F. The Structure of earnings. **Clarendon Press**, Oxford, 1968.
- MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**. n.20, p. 445-465, 2005.
- MACIEL, M. C.; CAMPÊLO, A. K.; RAPOSO, M. C. F. A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. *In: Anais do Encontro ANPEC*, 2001.

MADALOZZO, R.; GOMES, C. F. An analysis of income differentials by marital status. **Estudos Econômicos**, v.38, n.2, p.267-292, 2008.

MADALOZZO, R. The impact of civil status on women's wages in Brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.42, n.3, p.457-487, 2012.

MANN, H. B.; D. R. WHITNEY. On a test whether one of two random variables is stochastically larger than the other. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 18, p. 50-60, 1947.

MAROCO, J. **Análise estatística com utilização do SPSS**. 5. ed. Lisboa: Silado, 2011.

MARTINS, M. F. O. Parametric and semiparametric estimation of sample selection models: an empirical application to the female labour force in Portugal. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, p. 23-39, 2001.

MARTINS, P. S.; PEREIRA, P. T. Does education reduce wage inequality? Quantile regressions evidence from 16 countries. **Labour Economics**, v. 11, n. 3, p. 355-371, 2004.

MARTINS, G. A. **Estatística geral e aplicada**. 5 ed. São Paulo: Atlas, 2014.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Revista Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 5-7, 2006.

MEIRELES, D. C.; SILVA, J. L. M. Diferenciais de rendimentos por raça no mercado de trabalho brasileiro. 2012. Disponível em: < http://www.enpecon.org.br/wa_files/2e2013021_20-_20iienpec-correto-artigo-m_c3_89todos-quantitativos-20121.pdf >. Acessado em: 15 de março de 2015.

MEIRELES, D. C.; SANTOS, V. G.; APOLINÁRIO, V. Decomposição do diferencial de rendimentos por gênero na indústria de transformação no Brasil. 2012. Disponível em: <http://enpecon.org.br/wa_files/2e2013020_20-_20iiienpec-artigoeconomia-do-trabalho-2012_2.pdf>. Acessado em: 15 de março de 2015.

MENDONÇA, T. G.; Lima, J. R.; Lírio, V. S. Determinantes da inserção de mulheres jovens no mercado de trabalho nordestino. 2008.

MINCER, J. A. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, p. 281-302, 1958.

MINCER, J. A. The discrimination of labor incomes: a survey with special reference to the human capital approach. **Journal of Economic Literature**, Vol. 8, p. 1-26, 1970.

MINCER, J. A. Progress in human capital analysis of the distribution of earnings. **NBER Working Paper Series n. 53**. New York, 1974a.

MINCER, J. A. Schooling, experience, and earnings. **NBER**, New York, 1974b.

MINCER, J. A. Education, experience, and the distribution of earnings and employment an overview. **NBER**, New York, 1975.

MORTENSEN, D. T. **Wage Dispersion: Why are similar workers paid differently?** Mit, Press, 2005.

NARULA, S. C.; WELLINGTON, J. F. The minimum sum of absolute errors regression: A state of the art survey. **International Statistical Review**, v. 50, p. 317-326, 1982.

NEWKEY, W. Two step series estimation of sample selection model. **Mimeo**, MIT, 1991.

NEWKEY W.; POWELL J.; WALKER J. Semiparametric estimation of selection models: Some empirical results. **American Economic Association**, v. 80, p. 324-328, 1990.

NIELSEN, H. S. Wage discrimination in Zambia: an extension of the Oaxaca-Blinder decomposition. **Applied Economics Letter**, v. 7, p. 405-408, 2000.

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

OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. On discrimination and the decomposition of wage differentials. **Journal of Econometrics**, v. 61 p. 5-21, 1994.

OAXACA, R. L; RANSOM, M. R. Calculation of approximate variances for wage decomposition differentials. **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 24, n. 1, p. 55-61, 1998.

OAXACA, R. L; RANSOM, M. R. Identification in detailed wage decomposition. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 1, p. 154-157, 1999.

PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. **American Economic Review**, v. 62, p. 659-661, 1972.

PISSARIDES, C. A. **Equilibrium unemployment theory**. MIT Press, 2000.

RAMOS, L.; ÁGUAS, M. F. F.; FURTADO, L. M S. Participação feminina na força de trabalho: o papel do status socioeconômico das famílias. **Economia Aplicada**, v.15, n.4, p.595-611, 2011.

REES, A; SHULTZ, G. P. Workers and wages in an urban labor market, **Chicago University Press**, 1970.

RIBEIRO, C. A. C. **Desigualdade de oportunidades no brasil**. Belo Horizonte: Argvmentvm, 2009.

ROSEN, S. The theory of equalizing differences. **In Ashenfelter, O. & (Eds.), R. L., editors, Handbook of Labor Economics**. vol I. Elsevier Science B.V, Amsterdam, 1986.

SANBORN, H. Pay differences between men and women. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 17, p. 534-550, 1964.

SCHULTZ, T. Capital formation by education. **Journal of Political Economy**, v.68, n.6, p. 571-583, 1960.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, 2001.

SCORZAFAVE, L. **Caracterização da inserção feminina no mercado de trabalho e seus efeitos sobre a distribuição de renda**. Tese (Doutorado), Instituto de Pesquisa Econômica da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade de São Paulo, 2004.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N.A. Impacto da participação das mulheres na evolução da distribuição de renda no trabalho no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 245-266, 2005.

SEDLACEK, G. L.; SANTOS, E. C. A Mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração da renda familiar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.21, n.3, p. 449-470, 1991.

SILVA, J. S.; LIMA, J. R. F. Discriminação por gênero no mercado de trabalho paraibano: uma aplicação do método Oaxaca-Blinder. Trabalho apresentado no XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, **ABEP**, realizado em águas de Lindóia/SP – Brasil, de 20 a 24 de novembro de 2012a. Disponível em: < [http://www.abep.nepo.unicamp.br/xviii/anais/files/POSTER\[316\]ABEP 2012.pdf](http://www.abep.nepo.unicamp.br/xviii/anais/files/POSTER[316]ABEP 2012.pdf)>. Acessado em: 15 de março de 2015.

SILVA, J. S.; LIMA, J. R. F. Estudo da decomposição de rendimento da mulher pernambucana no mercado de trabalho utilizando a metodologia de Oaxaca-Blinder. 2012b. Disponível em:<<http://linkpe.com.br/enpecon/artigos/estudo%20da%20decomposi%20de%20rendimento%20da%20mulher%20pernambucana%20no%20mercado%20de%20trabalho%20utilizando%20a%20metodologia%20de%20oaxaca-blinder.pdf>>. Acessado em: 24 de março de 2015.

SOARES, S. S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Rio de Janeiro: **IPEA**, 2000. (Texto para Discussão, n. 769).

STEVENSON, B. The impact of divorce laws on marriage specific capital. **Journal of Labor Economics**, v.25, n.1, p. 75-94, 2007.

STUART, A.; ORD J.K. **Kendall's Advanced Theory of Statistics: Distribution Theory**, v. 1. 5. Ed. New York: Oxford University Press.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.16 n.1, p. 137-165, jan-mar. 2012.

TAVARES, P. A. Efeito do programa bolsa família sobre a oferta de trabalho das mães. **Economia e Sociedade**, v.19, n.3, p. 613-635, 2010.

TEBALDI, E.; ELMSLIE, B. Sexual orientation and labour supply. **Applied Economics**, v.38, n.5, p. 549-562, 2006.

THEIL, H. Specification errors and the estimation of economic relationships. **Revue de l'Institut International de Statistique**, vol. 25, p. 41-51, 1957.

UEDA, E. M.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.6 n.2, p. 209-238, abril-junho. 2002.

WAGNER, H. M. Linear programming techniques for regression analysis. **Journal of the American Statistical Association**, v. 54, p. 206-212, 1959.

WEISSKOFF, F. B. Women's place in the labor market. **American Economic Review**, v. 62, n. 2, p. 161-166, 1972.

WILCOXON, F. Individual comparisons by ranking methods. **Biometrics**, v. 1, p. 80-83, 1945.

WINSBOROUGH, H. H.; DICKENSON, P. Components of negro-white income differences. In **Proceedings of the Social Statistical Section**, p. 6-8. Washigton, DC: American Statistical Association, 1971.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2. ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

WU, C.F.J. Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis. **Annals of Statistics**, v. 14, p. 1261-1350, 1986.

YUN, M. S. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. **Economic Inquiry**, v. 43, p. 766-772, 2005.

ZAVODNY, M. Is there a 'marriage premium' for gay men? **IZA Discussion Paper 3.192**, 2007.

ZELLNER, H. Discrimination against women, occupational segregation and the relative wage. **American Economic Review**, v. 62, n. 2, p. 157-160, 1972.