Análise do Diferencial de Renda do Trabalho em 2008 entre Diferentes Gerações de Trabalhadores no Brasil

Thais Vilela

Doutoranda em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Brasil

Eliane Araújo

Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Brasil

Eduardo Pontual Ribeiro

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ), CADE/MJ e Pesquisador CNPq. Brasil

Resumo

Neste artigo estudou-se o diferencial de rendimentos por gênero e cor no Brasil, investigando os determinantes dos rendimentos em diferentes gerações no mercado de trabalho. Cor e gênero são importantes para explicar o diferencial de rendimentos. No entanto, quando comparados os resultados entre as diferentes faixas etárias, os coeficientes dessas variáveis são menores nas faixas etárias mais jovens. De fato, as condições do mercado de trabalho mostram-se distintas para essas gerações. Um dos fatores que pode explicar essa redução no diferencial de rendimento consiste na maior escolaridade dos mais jovens.

Palavras-chave: Diferencial de Rendimentos, Cor, Gênero e Educação

Classificação JEL: J31, J62, J71

Abstract

In this paper, we studied the earnings differential by gender and race in Brazil. The main contribution of this research was to investigate the determinants of income, considering different generations. The results obtained show that race, as well as gender are important to explain the difference throughout the income distribution. However, comparing the results among different age groups, the coefficients of those variables are smaller in younger age. Usually, younger people have more years of schooling, which may help to explain the gap reduction in income differential, however this should not be viewed as the only explanation factor.

1. Introdução

São diversas as pesquisas sobre o mercado de trabalho brasileiro que apontam para uma redução no diferencial de salário entre os trabalhadores, considerando não só a cor, como também o gênero nos últimos anos. Contudo, tais pesquisas sugerem que ainda há diferença entre os salários, de forma que o interesse em pesquisar a discriminação no mercado de trabalho no Brasil permanece. Assim, tendo em vista os artigos já realizados, a contribuição empírica desta pesquisa vai no sentido de investigar se o diferencial salarial, principalmente a parte explicada pela discriminação por sexo e cor, está se reduzindo entre as diferentes gerações.

A hipótese central levantada por este trabalho consiste na existência de diferentes percepções sobre a desigualdade no mercado de trabalho de acordo com grupos etários. Acredita-se que os jovens entre 20 e 29 anos entrem num mercado menos desigual quando comparado com o grupo de trabalhadores mais velhos, entre 50 e 59 anos.

Desde a década de 1970 os movimentos demográficos têm surpreendido os especialistas, de forma que o crescimento populacional tem sido consistentemente revisado para baixo. As diferentes gerações de brasileiros perceberam ambientes econômicos e de oferta de escolaridade bastante distintos ao longo dos anos, com o boom do ensino superior e crescimento econômico nos anos 1970 (vestibulares unificados), crise econômica e arrefecimento da migração urbano-rural dos anos 1980 e expansão do ensino básico nos anos 1990. Esses movimentos influenciam de modo ainda pouco explorado o mercado de trabalho atual.

Assim, com o objetivo de avaliar não só a estrutura do mercado de trabalho, como também as características dos trabalhadores os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008, realizada pelo Instituto Nacional de Geografia e Estatísticas (IBGE), são utilizados. Inicialmente, faz-se uma análise exploratória dos dados e, em seguida, a fim de avaliar a relevância de determinadas variáveis de interesse, desenvolve-se um modelo econométrico de regressões nos quantis, levando em consideração o problema de viés de seletividade amostral.

A princípio, a educação seria a variável-chave para explicar a redução da diferença salarial entre os trabalhadores, controlando por cor e gênero, uma vez que os indivíduos mais jovens possuem maior qualificação via educação. De fato, são muitas as teorias que abordam o nível de escolaridade como fator determinante para a redução da diferença salarial como será visto ao longo do trabalho, porém além das teorias que explicam a relação entre educação, produtividade e salários (capital humano, sinalização e credencialista) destacam-se os modelos de segmentação do mercado de trabalho, de acordo com os quais os trabalhadores homogêneos, em preferências e produtividade, obtêm níveis de utilidade diferenciados por ocuparem

^{*} Recebido em novembro de 2010, aprovado em março de 2012. As opiniões expressas aqui não representam, necessariamente, a posição oficial do CADE/MJ, UFRJ ou CNPq *E-mail addresses:* thais.vilela@econ.puc-rio.br, elianedearaujo@gmail.com, eribeiro@ie.ufrj.br

postos de trabalho distintos. Nessa situação, o mecanismo de mercado falha em equalizar a situação dos trabalhadores (Fernandes 2002).

Contudo, tais fatores são mais difíceis de serem mensurados, de forma que medir os impactos desses na remuneração depende da elaboração de modelos mais complexos. Cabe mencionar, porém, que apesar de interessante, não é o objetivo do artigo avaliar as diferentes teorias de trabalho. O interesse deste artigo limita-se a avaliar a existência de diferentes mercados de trabalho e como a relevância de determinadas variáveis como, por exemplo, o nível de escolaridade, muda entre as gerações consideradas, que são:

- (i) de 20 a 29 anos;
- (ii) de 30 a 39 anos;
- (iii) de 40 a 49 anos; e
- (iv) de 50 a 59 anos.

Trabalhos anteriores tentaram entender rendimentos e desigualdades no mercado de trabalho focando em coortes, ou gerações, como Oliveira e Rios-Neto (2006) e Firpo et alii (2003). Diferenciamo-nos destes ao estudar um período mais recente, que caracterizou-se pela melhora sustentada de indicadores no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos, além de associar, ao longo do trabalho, as diferenças das gerações com os contextos educacionais e macroeconômicos quando da idade escolar e entrada no mercado de trabalho das gerações, como sugerido em Behrman e Birdsall (1988).

Para tal avaliação, este artigo está divido em quatro seções. Na primeira seção após a introdução, apresenta-se uma revisão da literatura sobre diferenciais de rendimento no Brasil. Em seguida, com base nos dados da PNAD de 2008 e, também, de 1998 é feito uma análise exploratória a fim não só de avaliar o mercado de trabalho em 2008, mais também compará-lo com o mercado em 1998. Na Quarta seção do artigo, a metodologia, assim como os resultados obtidos são apresentados. Por fim, apresenta-se uma conclusão, destacando os principais pontos mencionados ao longo do trabalho.

2. Resenha da Literatura Empírica sobre Diferenciais de Rendimento no Brasil

Esta seção destina-se a sintetizar alguns trabalhos já realizados sobre o diferencial de rendimentos no Brasil, considerando, entre outras variáveis, a cor e o gênero.

O Quadro 1 resume informações de dez estudos que investigaram o diferencial de rendimentos no Brasil. Nele, a primeira coluna descreve os autores e o ano da pesquisa, a segunda destaca o objetivo proposto pelo artigo, a terceira aponta a metodologia e a base de dados, a quarta apresenta quais as características contempladas no modelo e, finalmente, a última, sistematiza as principais conclusões alcançadas pelos trabalhos.

Ao observar o Quadro 1, é possível constatar que os artigos, em sua maioria, têm como objetivo investigar a existência de diferenciais de salários entre cor, gênero ou

ambos no Brasil, sendo apenas dois dos trabalhos focados em regiões específicas, os estados do sul e o Rio de Janeiro. Em cada estudo, o diferencial de salários é encontrado para grupos de pessoas com as mesmas características, que são variantes entre as pesquisas. No entanto, algumas variáveis são comuns a quase todas as pesquisas, sendo elas: sexo, cor, educação, experiência, idade, ocupação, atividade do trabalho principal e unidade federativa.

Quanto às técnicas, verifica-se uma heterogeneidade entre as utilizadas, destacando-se:

- i) a decomposição de Oaxaca-Blinder, que permite decompor a diferença salarial em duas partes, uma que é explicada pelas diferenças nas habilidades de cada pessoa e outra explicada pelo fator de discriminação por gênero ou cor;
- ii) a estimativa da equação de salários com a correção do viés de seleção das informações dos salários através do procedimento de Heckman;
- iii) a metodologia de regressões quantílicas, que oferece informações sobre o impacto das co-variáveis para diferentes pontos da distribuição condicionada dos salários;
- iv) a estimativa da função de salário com base no modelo de regressão linear;
- v) o índice de Theil, como uma medida de desigualdade de salários;
- vi) o índice de dissimilaridade de Duncan; e o
- vii) teste Qui-quadrado de independência.

No que se refere às questões metodológicas associadas à estimação de equações de rendimentos, destaca-se a pesquisa de Menezes-Filho (2002), que aponta, primeiramente, a necessidade de se trabalhar com contrafactuais para garantir a relação causal entre as variáveis.

Quanto às diferentes formas funcionais e às metodologias usadas para avaliar o rendimento do trabalho, o autor considera que as relações entre as variáveis são possivelmente não-lineares, o que sugere o uso de variáveis interativas, de termos quadráticos e de variáveis dummies, correspondendo a cada grupo em particular. Formas mais complexas de captar as heterogeneidades da relação entre salários e características pessoais são também discutidas como os modelos de matching e de regressões quantílicas.

Por fim, Menezes-Filho (2002) ressalta o problema da endogeneidade (causalidade), comum em equações de salário. Neste caso, o autor discute dois métodos para lidar com a endogeneidade, quais sejam:

- (a) seleção por observáveis (variáveis de controle), inclusive efeitos fixos e
- (b) variáveis instrumentais.

Quadro 1 – Síntese da literatura empírica sobre diferencial de salários no Brasil

Autores e ano	Objetivo	Metodologia e fonte de dados	Características contempladas	Resultados
Bartalotti e Leme (2007)	desigualdade por	Decomposição contrafactual por regressões	Educacionais, sociais, regionais e de forma de inserção no	A discriminação de renda aumenta conforme a distribuição salarial avança, sendo as mulheres negras as mais discriminadas, uma vez que sofrem das discriminações por gênero e cor.
Maldaner et alii (2006)	Estudar as diferenças salariais por cor no mercado de trabalho da região Sul do Brasil.	de independência PNAD 2002 para a	número de horas trabalhadas, setor de	Há uma relação entre o salário mínimo e a cor e uma relação de dependência entre anos de estudo e cor, o que, por sua vez, pode ser explicada pela entrada, mais cedo, dos não brancos no mercado de trabalho.
Prata e Pianto (2009)	desigualdade atribuída à discriminação racial		Educação, experiência, idade, ocupação, atividade do trabalho principal e estado.	
Vaz (2009)		Índice de Theil, PNAD 2008.	Região, sexo, idade, raça, escolaridade e posição na ocupação.	A escolaridade explica 28,3% da diferença de rendimento do trabalho entre grupos, seguida por raça (7%) e idade (7%). Comparando com 2004, a escolaridade contribuiu com 71,8% para a queda da desigualdade de rendimentos do trabalho entre grupo, a raça 14,4 e a idade com e 14,8%.
Carvalho et alii (2006)	de discriminação		Sexo, cor, escolaridade, experiência ou local de residência.	O coeficiente de discriminação é de 0.30 entre homens e mulheres de cor branca, 0.18 entre homens de cor negra/parda e 0.95 entre homens de cor branca e as mulheres de cor negra/parda.
Carvalho e Barreto (2002)		PNAD de 1996 e 1999 para o Rio de	escolaridade.	O diferencial de salário médio entre homens e mulheres aumentou de 32,31% (1996) para 34,98% (1999). Para a questão racial o diferencial reduziu-se de 24,6% (1996) para 23,36% (1999).

Quadro 1 – Síntese da literatura empírica sobre diferencial de salários no Brasil (cont.)

Autores e ano	Objetivo	Metodologia e fonte de dados	Características contempladas	Resultados
Matos e Machado (2006)	diferenciais de	Decomposição de Oaxaca-Blinder, PNAD de 1987 a 2001.	Sexo, cor, escolaridade.	O diferencial de salários entre homens e mulheres da mesma cor tem se reduzido e o que se mantém a favor dos homens se deve à discriminação por sexo.
Batista e Cacciamali (2009)	salarial por sexo, segundo a condição	dissimilaridade de Duncan e decomposição de		
Neri et alii (2009)		Regressão quantílica, PNAD1996 e 2006.	Educação, experiência, unidade federativa e sindicato.	
Madalozzo (2009)	distribuição		Idade, cor, região, educação, experiência e setor.	
Coelho et alii (2010)	educacionais e diferenciais raciais	semiparamétrica para viés de seleção	Idade, cor, região, educação e área urbana.	Tanto os retornos educacionais quanto os diferenciais raciais são mais elevados nos pontos mais altos da distribuição de salário condicional, o que indica, no caso dos diferenciais raciais, que as mulheres negras enfrentam um teto de vidro nos níveis salariais mais altos.

Fonte: Elaboração própria.

Relativamente aos resultados atingidos pelas diferentes pesquisas é possível sintetizar os seguintes:

- O diferencial total de rendimentos aumenta à medida que se avança para faixas de renda mais altas, aumentando também a parte deste diferencial que é explicada por fatores atribuídos à discriminação por sexo e cor;
- Há uma relação entre o salário mínimo e a cor e uma relação entre anos de estudo e cor, o que pode ser explicado pela entrada, mais cedo, dos não brancos no mercado de trabalho;
- A escolaridade é o fator que mais explica a diferença de rendimento do trabalho entre grupos, seguida por raça e idade;
- Comparando com períodos passados, a escolaridade contribuiu com a queda da desigualdade de rendimentos do trabalho entre diferentes grupos;
- Há discriminação salarial entre homens e mulheres de cor branca, entre homens de cor negra/parda e entre homens de cor branca e as mulheres de cor negra/parda, sendo as mulheres negras as mais discriminadas, pois sofrem das discriminações de gênero e de cor;
- O diferencial de salário médio entre homens e mulheres aumentou em determinados períodos (de 1996 para 1999), enquanto o diferencial racial se reduziu;
- No período de 1987 a 2001, houve redução do diferencial de salários entre homens e mulheres da mesma cor, sendo a diferença salarial restante resultado da discriminação por sexo;
- A discrepância entre os rendimentos por gênero é maior entre os migrantes;
- As regiões que apresentam maior grau de desenvolvimento econômico são aquelas que demonstraram uma distribuição de renda mais igualitária;
- As mulheres assumem profissões masculinas, mas se mantêm em ocupações tradicionalmente femininas;
- A diferença salarial entre homens e mulheres diminuiu de 1978 a 2007, mas ainda continua persistente; e
- Os diferenciais por cor diminuem muito mais do que os por gênero, quando se compara diferenciais controlados e não controlados por características observáveis, sugerindo que o problema de diferenciais por cor é muito mais de exclusão social á escolaridade do que discriminação per se.

3. Análise Exploratória dos Dados da PNAD

A fim de verificar o diferencial de salários entre gênero e cor, considerando diferentes faixas etárias, é feita, primeiramente, uma análise descritiva dos dados disponibilizados na PNAD de 2008. Em seguida, os resultados obtidos são comparados com a PNAD de 1998. O objetivo desta seção é o de avaliar a situação do mercado de trabalho em 2008 e verificar se houve melhora, em relação a 1998, nas condições de trabalho, considerando a cor e o gênero dos trabalhadores.

Trabalhos como Matos e Machado (2006) e Madalozzo (2009) sugerem, a

partir da comparação dos dados da PNAD de diferentes anos, uma redução da desigualdade salarial entre homens e mulheres e brancos e não-brancos. De fato, estes resultados indicam uma possível evolução no mercado de trabalho, de forma a esperar que em gerações mais antigas as diferenças salariais sejam maiores.

Dentro deste contexto, a hipótese a ser testada neste trabalho é a de que os jovens enfrentam um mercado de trabalho mais igualitário e, consequentemente, os diferenciais de salário tendem a ser menores entre os trabalhadores de 20 a 29 anos. A maior escolaridade dos novos trabalhadores e, também, a substituição imperfeita de trabalhadores por idade correspondem a possíveis explicações para a redução da desigualdade nesta faixa etária.

Cabe ainda mencionar o importante papel dos cursos técnicos na redução do diferencial salarial. A qualificação via curso técnico contribui para a redução da diferença entre rendimentos entre universitários e quem tem apenas nível técnico, ou até mesmo médio. Neste sentido, a queda dos diferenciais está sendo motivada, estranhamente, pela desvalorização da escolaridade.

De fato, já é visível nos dados da PNAD de 2008 um aumento dos universitários com 13 anos (cursos tecnológicos de 2 anos) em relação àqueles com 12 e 14 anos.

Tabela 1 Anos de Estudo (12, 13 e 14) por faixa etária $\,$

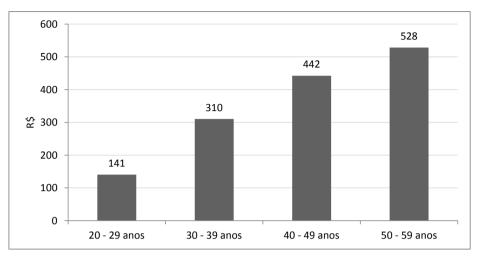
Faixa etária	12 anos	13 anos	14 anos
20 - 29	83.29%	8.77%	7.94%
30 - 39	88.78%	5.88%	5.34%
40 - 49	88.28%	6.77%	4.94%
50 - 59	88.27%	6.69%	5.04%

De acordo com a Tabela 1, os trabalhadores mais jovens estão procurando uma maior qualificação via estudo. Enquanto mais de 88% dos indivíduos entre 30 e 59 anos têm 12 anos de estudo, a proporção cai para 83% entre as pessoas com 20 a 29 anos. Considerando ainda esta faixa etária, a participação de pessoas com 13 e 14 anos de estudo é, respectivamente, 8,77% e 7,94%, sendo essa superior à participação dos demais grupos etários, dado o mesmo nível de escolaridade.

Com relação aos rendimentos do trabalho nota-se, pelo Gráfico 1, que a diferença entre os salários dos homens e das mulheres é menor nas faixas mais jovens corroborando com a idéia de que os jovens entram num mercado menos desigual com relação ao gênero.

A fim de saber o quão menor o salário das mulheres é em relação ao dos homens, calculou-se a razão entre a diferença salarial e o salário dos homens. Enquanto o salário das mulheres é, em média, 18% menor que o salário dos homens na faixa etária entre 20 e 29 anos, o salário das mulheres, entre 50 e 59 anos, é 35% menor que o salário dos homens considerando o mesmo grupo etário.

Gráfico 1 – Diferença entre os salários dos homens e das mulheres versus faixa etária



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

Ao analisar a diferença salarial não só por gênero, mais também por cor (branco e não-branco), tem-se que a diferença salarial por cor/raça é menor na faixa etária mais jovem. Mais uma vez, a hipótese do trabalho é corroborada pelos dados.

Considerando como referência o grupo dos brancos, calcula-se a razão entre o diferencial salarial entre homens (mulheres) brancos(as) e não-brancos(as) e o salário dos(as) homens (mulheres) brancos(as). O resultado obtido sugere que a diferença entre os homens reduziu-se entre as faixas etárias. Em média, o salário dos homens não-brancos é 85% menor que o salário dos homens brancos entre 50 e 59 anos. Comparando com a faixa etária mais jovem, tem-se que a diferença é igual a 29%. Com relação às mulheres, o comportamento da diferença salarial é mais estável, sendo a diferença um pouco menor entre as mulheres de 20 a 29 anos, 36% menor.

Dentre os fatores que podem explicar esta queda da desigualdade salarial por cor e gênero destacam-se:

(1) O nível de escolaridade

O nível de escolaridade é maior para a faixa etária de 20 a 29 anos, o que implica que, de fato, há maior qualificação da mão-de-obra mais jovem, justificando, portanto, a redução da diferença dos rendimentos do trabalho. Enquanto os trabalhadores mais velhos, entre 50 e 59 anos, possuem, em média 7 anos de estudo, a geração mais nova, entre 20 e 29 anos, possui, aproximadamente, 10 anos de estudo.

12 10.39 9.27 8.63 7.46 4 2 2 0 - 29 anos 30 - 39 anos 40 - 49 anos 50 - 59 anos

Gráfico 2 – Nível de escolaridade por faixa etária

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

A partir da decomposição dos anos de estudo por faixa etária (Tabela 2) é possível observar que os jovens estão de fato procurando um maior grau de escolaridade, seja via universidade ou via curso técnico. Mais da metade dos jovens inseridos no mercado de trabalho possui mais de 11 anos de estudo, enquanto 30% dos trabalhadores entre 50 e 59 anos possui tal nível de escolaridade.

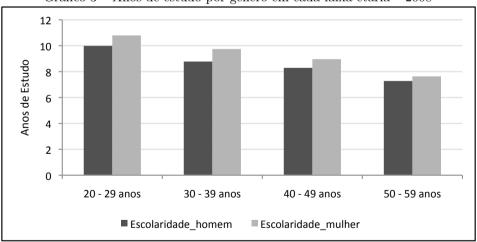


Gráfico 3 – Anos de estudo por gênero em cada faixa etária – 2008

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

Ao comparar com a PNAD de 1998, observa-se uma mudança significativa na distribuição dos anos de estudo. A proporção de pessoas com maior qualificação não ultrapassava 30% em qualquer faixa etária. Além disso, nota-se, na Tabela 3,

Tabela 2 Decomposição dos anos de estudo por faixa etária em 2008

Faixa etária	Anos de estudo					
	1 a 4	5 a 8	9 a 11	Mais de 11		
20 a 29 anos	8%	17%	20%	55%		
30 a 39 anos	15%	24%	17%	44%		
40 a 49 anos	21%	25%	15%	39%		
50 a 59 anos	29%	27%	14%	30%		
Total	16%	23%	17%	44%		

uma maior concentração, entre os trabalhadores mais jovens, de 20 a 39 anos, na faixa de 5 a 8 anos de estudo. Os resultados sugerem ainda que os trabalhadores mais velhos em 1998 possuíam apenas de 1 a 4 anos de estudo.

Tabela 3 Decomposição dos anos de estudo por faixa etária em 1998

Faixa etária	Anos de estudo					
	1 a 4	5 a 8	9 a 11	Mais de 11		
20 a 29 anos	17.8%	33.1%	20.2%	28.8%		
30 a 39 anos	23.9%	31.1%	15.9%	29.1%		
40 a 49 anos	31.6%	30.8%	11.9%	25.7%		
50 a 59 anos	46.6%	28.4%	7.8%	17.1%		
Total	26.9%	31.3%	15.3%	26.5%		

Esta comparação sugere que as condições do mercado de trabalho mudaram nos últimos dez anos com relação ao nível de escolaridade dos trabalhadores. Por exemplo, a faixa etária de 20 a 29 anos em 1998 que passa a ter 30 a 29 anos em 2008 com mais de 11 anos aumentou em quase 15 pontos percentuais com redução nas até 8 anos de estudo. O retorno de adultos aos bancos escolares se dá nas gerações mais velhas apenas para universitários, pois a parcela de pessoas com 1 a 4 anos de estudo de 40 a 49 anos em 1998 cai apenas 1.6p.p.até 2008 (faixa 50-59 anos), enquanto que a proporção de pessoas com algum ensino superior (mais de 11 anos) aumentou 4p.p.

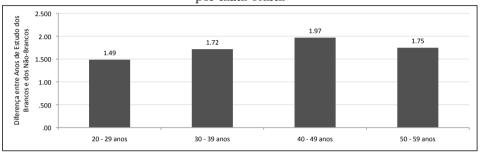
Ainda dentro deste contexto, dado os menores anos de estudo, é de se esperar que em 1998 as pessoas entrassem mais cedo no mercado de trabalho. Neste trabalho a variável "idade em que começou a trabalhar" será usada como *proxy* de experiência.

Com base nos dados da PNAD, a diferença é mais significativa até os 9 anos, sugerindo que as crianças tem ficado mais tempo na escola em 2008. Com relação aos homens, há ainda em 2008 uma grande proporção de homens que entraram no mercado de trabalho entre 10 e 14 anos, mas já é possível perceber um número

crescente de homens que escolheram entrar mais tarde no mercado de trabalho dada a busca por melhor qualificação via escolaridade, mas comprometendo, de certa maneira, a experiência. Cabe saber o que o mercado de trabalho prioriza.

Já, com relação às mulheres, a entrada no mercado de trabalho sempre foi mais tarde do que a dos homens. As mulheres, independentemente, da faixa etária possuem maior escolaridade que os homens. De fato, desde os anos 70, as mulheres eram mais escolarizadas. Contudo, acredita-se existir um "buraco" na distribuição dos homens mais velhos. Seria de se esperar que houvesse menos homens que mulheres no ensino médio e mais homens universitários, mas, de qualquer forma, sem conseguir compensar o ensino médio.

Gráfico 4 – Diferença entre o nível de escolaridade dos brancos e não-brancos por faixa etária

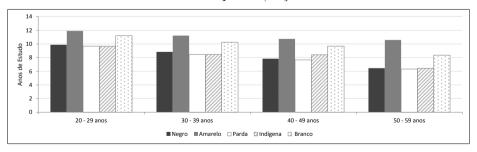


Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

O Gráfico 3 indica que a diferença entre o nível de escolaridade entre homens e mulheres é maior nas gerações mais novas, o que pode ser um fator explicativo da redução do diferencial absoluto de salários.

Cabe verificar agora se esta situação é mantida ao analisar o nível de escolaridade por faixa etária, controlando por cor.

Gráfico 5 – Anos de estudo por cor/raça em cada faixa etária



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

De acordo com o Gráfico 4, a maior diferença ocorre na faixa etária entre 40 e 49 anos. Uma possível explicação para isso é a expansão do vestibular nos anos 70. Durante esta expansão, os mais pobres e excluídos não tiveram acesso ao ensino

médio urbano dos grandes colégios públicos da classe média como, por exemplo, o Pedro II no Rio de Janeiro, e com isto não puderam pegar a expansão vestibular.

De qualquer forma, apesar de ter diminuído a diferença entre os anos de estudo dos trabalhadores brancos e não-brancos, nota-se certa estagnação entre as faixas etárias. A fim de analisar melhor este comportamento, decompõem-se os não-brancos em negros, amarelos, parda e indígenas.

Gráfico 6 – Densidade dos log-rendimentos dos homens e mulheres

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2008.

Percebe-se pelo gráfico que o nível de escolaridade dos trabalhadores de cor/raça amarela é superior a todos os demais grupos. Contudo, considerando apenas os trabalhadores entre 20 a 59 anos de idade, a proporção de indivíduos amarelos é bastante pequena, 0.5%, não fazendo, portanto, grande diferença no total. Já, os brancos respondem por, aproximadamente, 45%, proporção similar aos pardos. Os trabalhadores de cor negra, por sua vez, correspondem a 8.4% e, finalmente, os indígenas por 0.3%. A diferença entre os anos de estudo reduziu-se ao longo das faixas etárias analisada, sendo bastante expressiva ao compararmos o grupo dos mais jovens, entre 20 e 29 anos, com a faixa etária de 50 a 59 anos.

Enquanto a escolaridade dos homens brancos aumentou, em média, 29% em relação aos homens brancos entre 50 e 59 anos, a escolaridade das mulheres negras de 20 a 29 anos aumentou 59% em relação à escolaridade das mulheres negras na faixa etária entre 50 e 59 anos.

A diferença entre o nível de escolaridade entre esses grupos é menor na faixa etária entre 20 e 29 anos, o que pode indicar que as políticas públicas de educação estão funcionando. De qualquer forma, é preciso atenção, pois não se analisa, por falta de dados, a qualidade desses anos de estudo, o que sem dúvida é algo importante na colocação no mercado de trabalho.

Teoricamente, são muitos os trabalhos que avaliam o impacto da escolaridade no diferencial de salário. Segundo Ramos e Vieira (1996), há três principais teorias que tratam da relação entre educação e rendimento, são elas: a teoria do capital humano; a teoria da sinalização; e a teoria credencialista.

A teoria do capital humano amplia a teoria do investimento, que trata da decisão de acumulação de capital fixo e financeiro, para explicar a decisão de acumulação de capital humano. Segundo essa teoria, as decisões que orientam o indivíduo a acumular capital humano seguem os princípios de maximização neoclássica, isto é, o individuo incorre em custos para acumular capital humano, mas aufere como benefício a elevação da renda propiciada por esta acumulação, assim, enquanto os retornos esperados forem maiores que os custos, o individuo continuará a investir nesse capital. ¹

Destaca-se entre os principais representantes dessa teoria Mincer (1958), que enfatizou a desigualdade de renda, contribuindo para redirecionar a análise econômica para a função de produção por meio de um modelo no qual diferenciais de ganhos inter e intra-ocupacionais são explicados pelo investimento em capital humano. Também Schultz (1961), que destacou as contribuições do fator humano na produção e nos processos de crescimento e de desenvolvimento econômico, bem como o retorno do investimento em educação. E, por fim, Becker (1975, 1993) que concedeu um tratamento mais rigoroso para a questão dos retornos à escolarização (Moretto 2000).

Para Ramos e Vieira (1996), enquanto a teoria do capital humano defende que a educação formal torna os indivíduos mais produtivos e, em conseqüência, habilitados a receber maiores salários, a teoria da sinalização contesta a existência de causalidade entre educação e produtividade. Mais especificamente, no entender de Ramos e Vieira (1996), a teoria da sinalização defende que a educação formal não tem influencias diretas sobre a produtividade dos trabalhadores, que é determinada por outras características individuais como o talento, a força de vontade e a inteligência. Contudo, as referidas características não são facilmente observáveis, de modo que a educação formal é um meio pelo qual as pessoas que possuem tais atributos possam expressá-los. Neste sentido, não é a educação que faz com que as pessoas sejam mais produtivas e sim as pessoas mais produtivas almejam ter mais educação. A educação funcionaria apenas como um sinal de maior produtividade para o empregador (Almeida e Pereira 2003).

Nessa teoria, as escolas seriam uma espécie de agência de socialização, que prepara as pessoas de diferentes origens para o desempenho de distintos papéis

Entre as atividades que constituem em investimento em capital humano ressaltam-se a educação (Becker 1993); o treinamento (Becker 1993); a migração (Sjaastad 1962); e a saúde (Grossman 1972).

na vida, ao invés de um lugar onde se desenvolveriam as habilidades cognitivas dos estudantes. Uma versão mais radical da teoria da sinalização afirma que as escolas servem apenas para fornecer credenciais. Esta vertente, rotulada de credencialista, defende que as escolas oferecem credenciais que tornam mais simples a tarefa dos empregadores na seleção de seus empregados (Almeida e Pereira 2003).

No âmbito da visão credencialista, de acordo com Ramos e Vieira (1996), não há qualquer vínculo direto e indireto entre educação e produtividade e, em conseqüência, entre produtividade e salários. A correlação positiva observada empiricamente entre salários e escolaridade não envolve qualquer causalidade, refletindo apenas a existência de estratificação social. Sendo assim, o sistema educacional leva somente à diferenciação dos indivíduos quanto aos atributos não produtivos, sendo um exemplo a classe social a que pertencem. Além disso, se algumas classes sociais possuem acesso mais fácil a educação que outras, a educação pode garantir a continuidade do acesso desse grupo da população a maiores salários, em detrimento dos outros grupos.

(2) Ocupação de trabalhos tradicionalmente masculinos pelas mulheres jovens

A partir dos dados da PNAD 2008, é possível avaliar o deslocamento do percentual por gênero e cor (branca e negra) entre as atividades em 2008.

Seja por gênero ou por cor, a proporção dos jovens entre 20 e 29 anos trabalhando na atividade agrícola diminuiu, assim como na atividade "administração pública". Com relação à agricultura, é de se esperar que estas pessoas estejam procurando atividades mais rentáveis como, por exemplo, comércio e reparação. Outro ponto que merece ser destacado é a redução da participação das mulheres, tanto brancas quanto negras, nos serviços domésticos e aumento dessas nas atividades "indústria de transformação" e, principalmente, das mulheres negras na construção, ainda que seja uma proporção pequena do total.

4. Metodologia e Resultados

Dado o objetivo do trabalho de avaliar a existência de diferentes mercados de trabalho dependendo do grupo etário, optou-se pela regressão quantílica. A idéia é comparar os resultados dos quantis entre as faixas etárias. A grande vantagem em utilizar a regressão quantílica em situações cuja variável dependente é salário é a maior robustez em relação à presença de *outliers* e trazer um retrato mais completo da relação entre características pessoais e rendimentos.

Para entender a relação entre as características observadas e a distribuição de rendimentos do trabalho entre diferentes gerações, estima-se o modelo (1), em dois estágios, para os quatro grupos etários de interesse:

- (i) de 20 a 29 anos;
- (ii) de 30 a 39 anos;
- (iii) de 40 a 49 anos; e

(iv) de 50 a 59 anos.

Seguimos a literatura revista acima e estimamos a relação entre rendimentos e escolaridade e idade na distribuição de rendimentos, através do seguinte modelo:

$$\ln w = \alpha + \beta_1 escolaridade + \beta_2 idade + \beta_4 branco + \beta_5 fem + \varepsilon \tag{1}$$

sendo fem e branco variáveis binárias. Ou seja, fem assume valor igual a 1 quando mulher e 0 caso contrário. E, a variável branco assume valor igual a 1 quando a cor é branca e 0 quando é negra. O modelo acima é estimado por grupos de idade. Com isto não é necessário colocar um termo quadrático para idade, como usual na literatura, pois nosso modelo, em realidade faz uma aproximação linear desta forma quadrática e interage todos os coeficientes com a idade, gerando um modelo mais rico do que as equações mincerianas usuais, com escolaridade, idade, e seus quadrados.

A estimação da equação de salário, por sua vez, é feita através de regressões quantílicas condicional, como Buchinsky (2001). Para tanto, $Q_{\theta}(\ln w|Z)$, sendo $\theta \in (0,1)$, são os quantis (θ) da distribuição (em log) dos salários ($\ln w$) dado um vetor Z de co-variáveis importantes para explicar os salários. As variáveis adotadas neste trabalho são:

- (i) nível de escolaridade;
- (ii) idade:
- (iii) sexo; e
- (iv) cor.

A regressão quantílica condicional é modelada por:

$$Q_{\theta}(\ln w|Z) = Z\beta_{\theta} \tag{1'}$$

em que β_{θ} é o vetor de coeficientes da regressão quantílica.

Para um dado $\theta \in (0,1), \beta_{\theta}$ pode ser estimado pela minimização de β , conforme sugerido por Koenker e Basset (1978):

$$n^{-1} \sum_{i=1}^{n} \rho_{\theta} (w_i - z_i' \beta)$$
 (2)

$$\rho_{\theta}(u) = \begin{cases} \theta_u & \text{para } u \ge 0\\ (\theta - 1)u & \text{para } u < 0 \end{cases}$$
 (3)

As estimativas dos coeficientes nos diferentes quantis permitem uma caracterização completa da distribuição condicional de salários e os seus coeficientes podem ser interpretados como uma taxa de retorno das habilidades no mercado de trabalho em diferentes pontos da distribuição condicional de salários. Cabe mencionar apenas que sendo um modelo log-linear, a interpretação dos coeficientes como elasticidades pode ser feita utilizando o antilog dos coeficientes obtidos.

Considera-se não só a cor negra, como também parda e indígena.

Devemos ter atenção para o fato de que o salário não é observado para as pessoas que não estão no mercado de trabalho, o que gera um viés de seletividade amostral como destacado em Coelho et alii (2010). Assim, a fim de superar este problema e estimar o efeito causal dos regressores sobre a variável de interesse, utilizamos uma versão do modelo de correção de Heckman, que reinterpreta o problema de viés de seleção como um de viés de variável omitida, adaptada para o contexto de regressão nos quantis. Neste considera-se, inicialmente, um modelo probit, que procura capturar a probabilidade de estar no mercado de trabalho e, num segundo estágio, estima-se a equação de interesse, no caso, de salário, com a inclusão da informação sobre a probabilidade da pessoa estar trabalhando.

Mais especificamente, a correção de viés por seleção amostral emprega uma aproximação de terceiro grau para o termo desconhecido de correção na regressão nos quantis, como sugerem Coelho et alii (2010). Esta aproximação utiliza a função-índice de um modelo de previsão de estar selecionado (em nosso caso, com rendimento do trabalho positivo). Em notação matemática, ou seja, considerando um modelo single-index para $Pr(I(rendimento_i > 0)|X) = F(g_i)$, onde F é uma função distribuição paramétrica e $g_i = X_i \gamma$. Em uma regressão nos quantis como especificada acima $\ln w_B = Z_B \beta_B + \varepsilon_B$, o viés de seleção poderia ser mitigado ao empregar uma regressão $Y = Z\beta + \sum_{r=1}^3 \arg_i^r + \eta$, onde as colunas de Z estão incluídas em X. Seguindo Coelho et alii (2010), utilizamos um modelo Probit para estimar o modelo de probabilidade, isto é escolhendo F, como a distribuição Normal Padrão (ϕ). Enquanto aqueles autores utilizaram também um modelo não paramétrico para F, escolhemos uma distribuição paramétrica por conveniência analítica e diante dos resultados de que ambos os métodos conseguem corrigir (em diferentes graus) o viés de seleção.

Partindo para a análise dos resultados empíricos, utilizando quantis e a distribuição completa de rendimentos, os resultados obtidos corroboram com os obtidos na análise descritiva dos dados. Vemos abaixo que a distribuição de rendimentos dos homens está a direita do rendimento das mulheres, sugerindo, assim, a existência de diferenciais persistentes no mercado de trabalho por gênero. Contudo, apesar de tal situação, não há dominância de primeira ordem dos homens, o que sugere que o rendimento de algumas mulheres é maior do que o dos homens, principalmente, nos percentis inferiores.

Com relação à desigualdade intra-grupos, os índices de Gini³ e de Theil⁴ sugerem que a desigualdade nos rendimentos é maior entre os homens. Como sugerido pela análise descritiva, as gerações mais novas estão encontrando um mercado de trabalho menos desigual irrespectivo do gênero.

³ O índice de Gini consiste em um número entre 0 e 1, onde 0 corresponde à perfeita igualdade de renda e 1 corresponde à completa desigualdade. O índice de Gini é o coeficiente expresso em pontos percentuais (é igual ao coeficiente multiplicado por 100).

⁴ O índice de Theil é dado pelo logaritmo neperiano da razão entre as médias aritméticas e geométricas da renda familiar per capita média. Se a razão entre as médias for igual a 1, Theil será igual a zero, indicando perfeita distribuição. Quanto maior a razão entre as médias, maior será o valor para o índice de Theil, e pior será a distribuição de renda.

Tabela 4 Índices de desigualdade

	Índice	de Gini	Índice de Theil		
Homens		Mulheres	Homens	Mulheres	
Total	0,521	0,506	0,577	0,537	
20-29	0,393	0,404	0,325	0,335	
30-39	0,480	0,488	0,464	0,480	
40-49	0,527	0,534	0,548	0,585	
50-59	0,578	0,561	0,703	0,649	

Considerando as regressões quantílicas, cujos resultados ⁵ são apresentados graficamente (Gráfico 7), temos que os coeficientes nos modelos com seleção são sempre abaixo dos modelos sem seleção, o que está de acordo com o esperado pela teoria.

É possível, com base nos resultados, estabelecer ainda alguns padrões. O primeiro deles é quanto à escolaridade, que nos diferentes quantis de renda, contribui menos para o aumento do rendimento nas gerações mais jovens quando comparado às mais velhas, a única exceção é o grupo de 40-49 anos no primeiro quantil de renda. Uma das possíveis explicações é o fato de que, como mostrado nas estatísticas descritivas, as gerações mais jovens são mais homogêneas no que se refere ao nível de escolaridade, fazendo com que esta variável tenha uma menor influência sobre o rendimento desse grupo etário comparativamente aos demais, nos diferentes quantis. Notemos ainda que para as faixas etárias maiores, a partir de 40 anos, a correção de seleção deixa o coeficiente de escolaridade predominantemente com valor crescente, enquanto sem seleção, a curva apresenta um formato de U, indicando que a correção de seleção afeta mais os percentis mais baixos.

O coeficiente da variável idade é, em geral, positivo, mas relativamente pequeno nas gerações mais jovens. Para as gerações mais velhas, por exemplo, as de 50-59, esse coeficiente é estatisticamente não significativo ou muito próximo de zero. Destaque-se que a separação de grupos de interesse por faixa etária torna o diferencial de idade pequeno e com menor capacidade de explicar o diferencial de rendimento entre os quantis.

⁵ Não apresentamos as saídas dos computadores para poupar espaço, frente à grande quantidade de resultados. Em detalhe, o modelo de primeiro estágio utilizou, além das variáveis da equação (1), o número de filhos menores de três anos, o número de filhos menores de seis anos, o número de filhos menores de dezoito anos, se a pessoa é de referência na família, a renda de outras fontes que não o trabalho da pessoa e a renda domiciliar per capita, excluída a renda do trabalho da pessoa, acompanhando Coelho et alii (2010), sendo todas interagidas com o indicador de grupo de idade, para criar um modelo flexível no grupo de idade. Os desvios padrões dos coeficientes foram estimados utilizando reamostragem (bootstrap), com 100 replicações. A estimação consumiu 20 horas e foi utilizado o software Stata. Os desvios padrões dos coeficientes foram estimados conjuntamente para permitir testes de hipótese entre quantis através do comando sqreg do Stata. As estimativas detalhadas estão disponíveis com os autores.

O efeito de ser ou não branco para o aumento do logaritmo do salário, com exceção dos percentis mais baixos, é positivo, mas menor nas gerações mais jovens relativamente às mais velhas em todos os quantis de renda, confirmando a hipótese desta pesquisa de que as gerações mais jovens estão ingressando em um mercado de trabalho mais igualitário. Essa menor discriminação por cor diminui à medida que as condições de inserção no mercado de trabalho se aproximam. Por exemplo, o aumento da educação dos trabalhadores negros pode ter contribuído para a redução do diferencial de rendimento entre negros e brancos.

O fato de ser mulher contribui negativamente para o rendimento, mas assim como ocorre com a discriminação por cor, a discriminação por gênero também é menor nas gerações mais jovens. Além disso, a correção do viés de seleção possui maior impacto sobre os percentis mais baixos, considerando as gerações mais velhas. Para pessoas entre 40 e 59 anos de idade, o estudo mostra que ser mulher implica num menor rendimento.

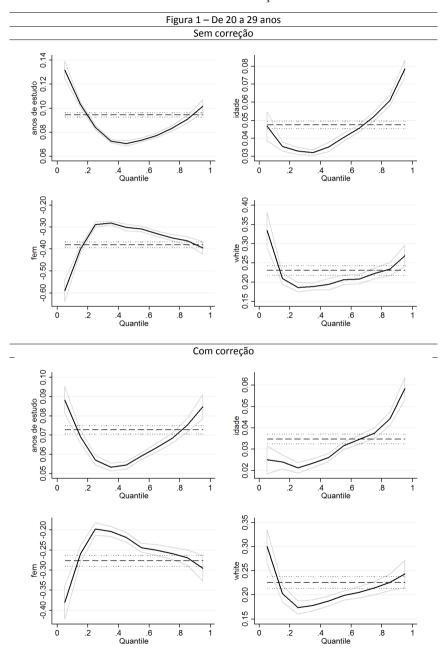
Em termos de magnitude, a discriminação por sexo se mostra mais intensa que a discriminação por cor. E, com base na estatística descritiva, não é possível afirmar que seja um problema de menor qualificação das mulheres, tendo em vista que desde a década de 1970 elas possuem maior nível de escolaridade em comparação com os homens.

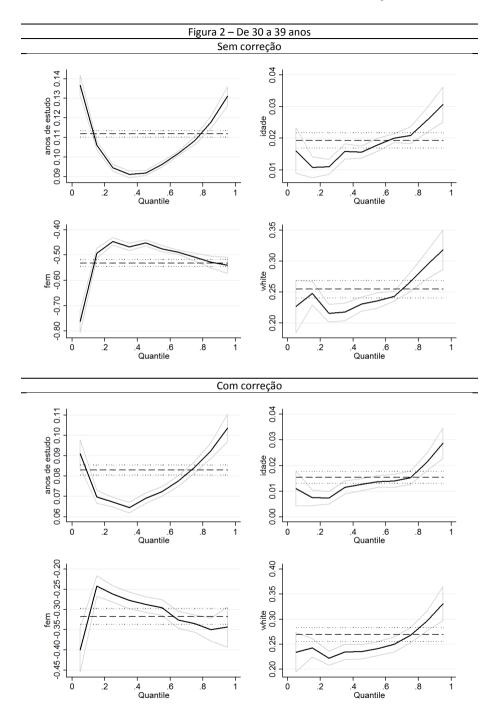
Além disso, observa-se, com exceção do primeiro quantil, que a discriminação por cor e gênero é maior nos quantis mais altos da renda. Isso mostra, principalmente no caso das mulheres, a dificuldade que elas possuem em assumirem cargos que as garantam maiores rendimentos.

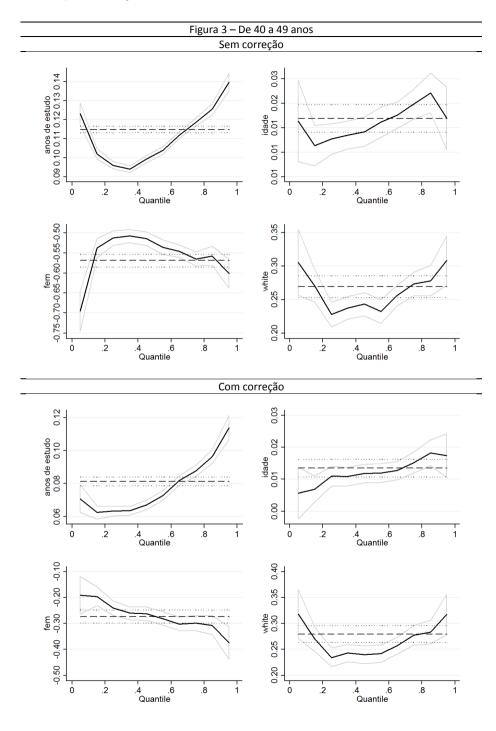
Podemos confirmar que há diferenças significativas nas estimativas dos coeficientes entre quantis, recomendando a estimação por regressão nos quantis através de um teste de hipótese para cada coeficiente entre quantis. Os resultados estão na Tabela 5.

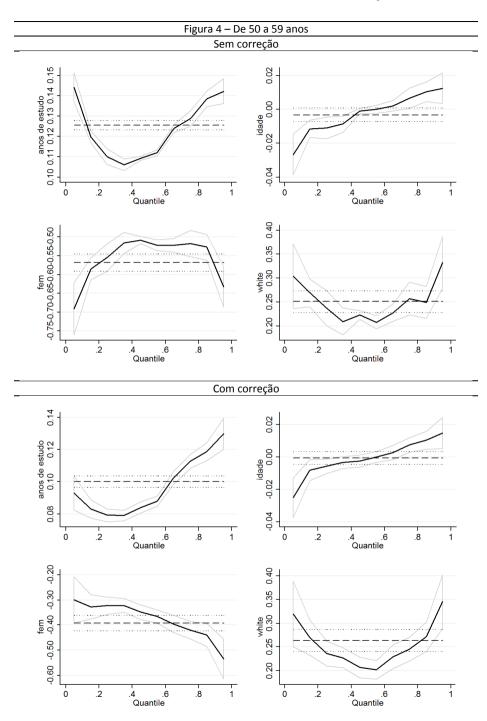
No caso da variável escolaridade, a hipótese nula de igualdade de retorno à escolaridade não é rejeitada entre as pessoas de 20 e 29 anos. Além disso, as pessoas de 30 a 39 anos possuem uma medida de diferença dos coeficientes menor que as de 40-49 e 50-59. Portanto, as medidas de diferenças de coeficientes de RQ de escolaridade são menores para gerações mais novas, mostrando, como sugere a hipótese do trabalho, que estas gerações estão ingressando em um mercado de trabalho mais igualitário.

Gráfico 7 – Resultado gráfico das regressões quantílicas sem e com correção de viés de seleção









Quanto às demais variáveis – idade, ser ou não branco e ser ou não mulher – os resultados obtidos possibilitam rejeitar a hipótese nula de igualdade de retorno dessas variáveis considerando 1, 5 e 10% de significância, com exceção para ser Branco na faixa estaria 50 a 59 anos. Isso indica que o diferencial de rendimento por idade, cor e gênero ainda persiste, mesmo nas gerações mais jovens. Vale destacar que com relação à variável cor, a diferenças entre os quantis 75 e 25 é maior entre a faixa etária de 30 a 49 anos, sugerindo um maior preconceito racial neste grupo etário. Por outro lado, ao contrário do esperado, há uma maior dispersão dos resultados referentes à variável mulher entre os indivíduos mais jovens, principalmente, na faixa etária entre 30 e 39 anos, caracterizada por maior preconceito por gênero.

Feita a correção de seleção, os números parecem corroborar ainda mais os resultados na nossa pesquisa, conforme indica a Tabela 6.

Tabela 5 $\label{eq:media} \mbox{Medidas de diferença dos coeficientes das regressões quantílicas}$

	Q75-Q25							
$\frac{1}{\ln w}$	20 a 29 anos	30 a 39 anos	40 a 49 anos	50 a 59 anos				
escolaridade	-0. 000604	0.0139534	0.0228128	0.0187743				
	(0.0016296)	(0.0016858)	(0.0013676)	(0.0027204)				
	[-0.51]	[8.28]	[16.68]	[6.90]				
idade	0.0194276	0.0098764	0.007109	0.0176172				
	(0.0011833)	(0.0008321)	(0.0018752)	(0.0043068)				
	[7.98]	[11.87]	[3.79]	[4.09]				
fem	-0.0602649	-0.0623867	-0.0525419	0.0373916				
	(0.0069074)	(0.0076051)	(0.0114489)	(0.0222058)				
	[-8.72]	[-8.20]	[-4.49]	[1.68]				
white	0.0362448	0.0507781	0.0454577	0.0199354				
	(0.0094511)	(0.0133702)	(0.0093615)	(0.0240363)				
	[3.83]	[3.80]	[4.86]	[0.83]				
cons	0.2032065	0.3245205	0. 3787766	-0. 151843				
	(0.0590378)	(0.0290838)	(0.0794506)	(0.2369453)				
	[3.44]	[11.16]	[4.77]	[-0.64]				

Nota: Erro padrão entre parênteses e teste t entre colchetes.

Em primeiro lugar, porque a hipótese nula de igualdade de retorno à escolaridade é rejeitada para todas as variáveis, exceto ser branco na faixa etária de 50 a 59 anos e, em segundo lugar, porque os coeficientes ligados as variáveis escolaridade,

Tabela 6 Medidas de diferença dos coeficientes das regressões quantílicas com correção de viés de seleção

		Q75-Q25		
$\frac{1}{\ln w}$	20 a 29 anos	30 a 39 anos	40 a 49 anos	50 a 59 anos
escolaridade	0.0113738	0.0172856	0.024402	0.0336093
	(0.014554)	(0.0009175)	(0.001579)	(0.0039245)
	[7.82]	[18.74]	[15.45]	[8.56]
idade	0.0162476	0.0079149	0.0042656	0.0130821
	(0.002203)	(0.0017497)	(0.00269)	(0.0031995)
	[7.38]	[4.52]	[1.59]	[4.09]
fem	-0.061437	-0.0734362	-0.0578437	-0.0976378
	(0.0109735)	(0.0105012)	(0.0151226)	(0.0303187)
	[-5.60]	[-6.99]	[-3.82]	[-3.22]
white	0.040375	0.0456201	0.0427088	0.0094299
	(0.009659)	(0. 0055586)	(0.0164987)	(0.0121161)
	[4.18]	[8.21]	[2.59]	[0.78]
cons	1.581897	1.399264	1.276261	0.6413597
	(0.090607)	(0.1265384)	(0.126699)	(0.1937615)
	[17.46]	[11.06]	[10.07]	[-3.31]

Nota: Erro padrão entre parênteses e teste t entre colchetes.

ser mulher e ser branco possuem menor coeficiente na faixa etária de 20 a 29 anos quando se compara as outras faixas etárias.

Para mostrar que as novas gerações estão, de fato, se deparando com um mercado de trabalho mais igualitário devemos comparar os diferenciais de rendimento (coeficientes da regressão) entre as diferentes faixas etárias, o que é feito por meio de teste estatístico de hipótese.

A idéia básica do teste é a seguinte: considere uma regressão para uma faixa de idade A, $\ln w_A = \beta_A X_A + \varepsilon_A$, e outra regressão para outra faixa de idade B, $\ln wB = \beta_B X_B + \varepsilon_B$, onde Y_j e X_j representam o vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente e a matriz $n \times k$ de observações das variáveis explicativas, β_j o vetor k de coeficientes (incluindo a constante) e ε_j os vetores de termos aleatórios, potencialmente heterocedásticos, mas independentes entre n e entre si, k0 para os grupos de idade k1. Estas regressões foram estimadas para

 $^{^6}$ É importante notar que, enquanto estimativas do mesmo vetor de coeficientes, com os mesmos dados, para quantis diferentes não são independentes, em um cross-section, estimativas do mesmo vetor

um quantil específico θ . Em Koenker (2005, Cap. 3) podemos ver que para um quantil específico, sob correta especificação do modelo, a estimativa do vetor β_j , denominado b_j possui a seguinte distribuição assintótica: $\sqrt{n(b_{j\theta} - \beta_{j\theta})} \rightarrow N(0, \Omega_{j\theta})$. A partir daí, como as observações são independentes entre si, entre grupos de idade, testes de igualdade de coeficientes da forma $H_0: R(\beta_A - \beta_B) = 0$, onde R é uma matriz $p \times k$ de restrições, que possui elementos constantes, em geral zeros e uns, caracteriza um teste de Wald, que possui forma e distribuição assintótica $n(b_{A\theta} - b_{B\theta})'[R(\Omega_{A\theta} + \Omega_{B\theta})R']^{-1}(b_{A\theta} - b_{B\theta}) \rightarrow \chi_p$. A matriz R para testar todos os coeficientes iguais a zero (inclusive a constante) é uma matriz identidade. Para o caso especial do teste do k-ésimo coeficiente, a matriz R é um vetor $1 \times k$, com todos os elementos iguais a zero, exceto o último, que seria igual à unidade.

Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 7 Em geral vemos que as diferenças entre coeficientes entre faixas de idade são significativas do ponto de vista estatístico, com exceção das faixas de idade entre 30 e 39 anos e 40 a 49 anos. Estas duas faixas de idade parecem ser mais homogêneas entre si, na relação entre as características observadas e os rendimentos. A variável escolaridade confirma este padrão, além de apresentar semelhança entre as faixas de idade nos percentis mais baixos ($\theta = .10$) para a maioria das combinações de faixas de idade.

5. Conclusões

Neste artigo analisou-se o diferencial de rendimentos por gênero e cor no Brasil segundo os dados da PNAD de 1998 e 2008, focando as diferenças entre gerações de trabalhadores em 2008, por faixas de 10 anos.

A análise descritiva apontou uma redução no diferencial de rendimentos entre homens e mulheres e brancos e não-brancos quando comparados os dados de 1998 com os dados de 2008. Apontou, também, que as gerações mais jovens como, por exemplo, as pessoas de 20 a 29 anos, estão se deparando com um mercado de trabalho mais igualitário do que as pessoas de 50 a 59 anos, onde o diferencial de rendimentos por cor e gênero é maior.

A fim de investigar essa relação para os diferentes quantis da renda e controlando para algumas variáveis importantes para explicar o diferencial de rendimentos, utilizou-se a metodologia de regressões quantílicas com correção de seletividade amostral. Os resultados das regressões apontam que a variável cor é importante para explicar o diferencial de rendimentos em todos os pontos da distribuição de rendimentos. No entanto, quando comparados os resultados entre as diferentes faixas etárias, o coeficiente dessa variável é menor nas faixas etárias mais jovens comparativamente às mais velhas, confirmando a hipótese de que as novas gerações estão se deparando com um mercado de trabalho mais igualitário.

de coeficientes, com dados diferentes (em nosso caso, grupos de idade), para o mesmo quantil, são independentes.

Tabela 7 Testes de diferença dos coeficientes entre faixas de idade nas regressões quantílicas com correção de viés de seleção: estatísticas de teste calculadas e (p-valor)

Teste igualdade coefi	cientes d	la regres	são exceto	Teste igu	aldade coef	icientes	de escol	aridade
constante entre faixas de idade				entre faix	kas de id	lade		
$\theta = .10$				$\theta = .10$				
20 a 29	30 a 39 4	10 a 49	50 a 59		20 a 29	30 a 39	40 a 49	50 a 59
anos	anos	anos	anos		anos	anos	anos	anos
20 a 29 anos	31.46	39.92	74.56	20 a 29 a	nos	0.65	2.18	10.29
30 a 39 anos (0.000)		17.72	31.63	30 a 39 a	nos (0.798)		5.80	7.48
40 a 49 anos (0.000)	(0.000)		40.94	40 a 49 a	nos (0.351)	(0.018)		19.08
50 a 59 anos (0.000)	(0.000)	(0.000)		50 a 59 a	nos (0.000)	(0.003)	(0.000)	
θ	$\theta = .25$				θ	= .25		
20 a 29	30 a 39 4	10 a 49	50 a 59		20 a 29	30 a 39	40 a 49	50 a 59
anos	anos	anos	anos		anos	anos	anos	anos
20 a 29 anos	123.66	60.12	229.99	20 a 29 a	nos	19.50	6.15	60.53
30 a 39 anos (0.000)		7.64	59.17	30 a 39 a	nos (0.000)		2.52	20.03
40 a 49 anos (0.000)	(0.168)		79.09	40 a 49 a	nos (0.012)	(0.280)		29.25
50 a 59 anos (0.000)	(0.000)	(0.000)		50 a 59 a	nos (0.000)	(0.000)	(0.000)	
θ	$\theta = .50$				θ :	= .50		
20 a 29	30 a 39 4	10 a 49	50 a 59		20 a 29	30 a 39	40 a 49	50 a 59
anos	anos	anos	anos		anos	anos	anos	anos
20 a 29 anos	154.28	158.70	269.91	20 a 29 a	nos	57.42	35.37	121.82
30 a 39 anos (0.000)		3.09	76.74	30 a 39 a	nos (0.000)		0.89	35.06
40 a 49 anos (0.000)	(0.726)		72.72	40 a 49 a	nos (0.000)	(0.719)		38.30
50 a 59 anos (0.000)	(0.000) ((0.000)		50 a 59 a	nos (0.000)	(0.000)	(0.000)	
θ	$\theta = .75$				θ :	= .75		
20 a 29	30 a 39 4	10 a 49	50 a 59		20 a 29	30 a 39	40 a 49	50 a 59
anos	anos	anos	anos		anos	anos	anos	anos
20 a 29 anos	284.28	290.68	300.05	20 a 29 a	nos	83.43	98.36	273.79
30 a 39 anos (0.000)		18.27	99.69	30 a 39 a	nos (0.000)		2.27	97.43
40 a 49 anos (0.000)	(0.000)		71.99	40 a 49 a	nos (0.000)	(0.331)		69.75
50 a 59 anos (0.000)	(0.000)	(0.000)		50 a 59 a	nos (0.000)	(0.000)	(0.000)	
θ	$\theta = .90$				θ :	= .90		
20 a 29	30 a 39 4	10 a 49	50 a 59		20 a 29	30 a 39	40 a 49	50 a 59
anos	anos	anos	anos		anos	anos	anos	anos
20 a 29 anos	227.48	231.52	292.37	20 a 29 a	nos	41.27	46.16	138.02
30 a 39 anos (0.000)		12.19	58.94	30 a 39 a	nos (0.000)		3.02	50.86
40 a 49 anos (0.000)	(0.015)		33.69	40 a 49 a	nos (0.000)	(0.196)		23.57

Nota: A tabela apresenta as estatísticas de teste Wald (acima da diagonal) e os p-valores respectivos (abaixo da diagonal) para testes de hipótese de igualdade de coeficientes entre faixas de idade. Por exemplo, no quantil 0.90, a esta 'tistica de teste para igualdade dos coeficientes da regressão (exceto constante) entre as faixas de idade de 30 a 39 anos e 40 a 49 anos é 12.19, e seu p-valor 0.015, ou 1,5%. Os testes do lado esquerdo da tabela possuem 4 graus de liberdade e os testes do lado direito 1 grau de liberdade.

No caso do diferencial de rendimentos por gênero, as regressões quantilílicas indicaram um coeficiente negativo para a variável binária mulher. No entanto, como no caso da variável cor, esse coeficiente é significativamente menor para as pessoas de 20 a 29 anos em comparação às gerações mais velhas. Além disso, em termos de magnitude, a discriminação por sexo se mostra mais intensa que a discriminação por cor. E, com base na estatística descritiva, não é possível afirmar que seja um problema de menor qualificação das mulheres, tendo em vista que desde a década de 1970 elas já possuíam maior nível de escolaridade em comparação com os homens.

Portanto, os resultados da pesquisa apontam que há diferenciais persistentes por cor e gênero, não explicados por diferenciais de escolaridade e idade no mercado de trabalho brasileiro, sugerindo discriminação, por um lado. Por outro lado, essa discriminação é menor entre as gerações mais jovens comparativamente às mais velhas, de 40 a 49 anos.

As condições do mercado de trabalho mostram-se distintas para essas gerações, os mais jovens, em geral, possuem mais anos de escolaridade o que pode ser um dos fatores para explicar a redução no diferencial de rendimentos por gênero e cor, mas que não o único, haja vista que, desde a década de 1970, as mulheres possuem escolaridade superior a dos homens embora persista o diferencial de rendimentos entre ambos.

Essa constatação serve de motivação para que outras pesquisas sejam feitas sobre o assunto, de modo a investigar em detalhe as diferentes condições do mercado de trabalho no qual as distintas gerações estão inseridas. Ao mesmo tempo, levanta questionamentos sobre a evolução da desigualdade no país devido a mudanças demográficas, em que ao longo do tempo gerações mais novas e com rendimentos mais igualitários substituem gerações mais velhas, que se retiram do mercado de trabalho, mais desiguais. Isto passa pela identificação de efeitos coortes separados de efeitos idade, possível sobre hipóteses, e espaço natural para futuros estudos. Vale notar que estudos anteriores, como Oliveira e Rios-Neto encontraram tendências de coorte neutros para mulheres por cor, usando dados até 1999 apenas.

Referências bibliográficas

- Almeida, E. P. & Pereira, R. S. (2003). Críticas à teoria do capital humano: Uma contribuição à análise de políticas públicas em educação. Texto para Discussão 863, IPEA. Disponível em: http://www.ipea.gov.br.
- Bartalotti, O. & Leme, M. C. S. (2007). Discriminação salarial além da vida: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas. In ANPEC, editor, *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*.
- Batista, N. N. F. & Cacciamali, M. C. (2009). Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. Revista Brasileira de Estudos Populacionais, 26:97–115.
- Becker, G. S. (1975). Human Capital. National Bureau of Economic Research, New York.Becker, G. S. (1993). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. University of Chicago, Chicago, Ill.

- Behrman, J. R. & Birdsall, N. M. (1988). The reward for good timing: Cohort effects and earnings functions for Brazilian males. *The Review of Economics and Statistics*, 70:129–35.
- Buchinsky, M. (2001). Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S. *Empirical Economics*, 26:87–113.
- Carvalho, A. E., Silva, D., & Neri, M. (2006). Diferenciais de salários por raça e gênero: Aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais, complexas. Economics Working Papers (Ensaios Economicos da EPGE) 638, Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation.
- Carvalho, A. P. & Barreto, R. G. (2002). Diferenciais de salário: O lugar da mulher no mercado de trabalho. In *Anais do XIII Encontro Anual de Estudos Populacionais*, Ouro Preto-MG. Meio digital.
- Coelho, D., Veszteg, R., & Soares, F. (2010). 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 1483, IPEA, Brasília.
- Fernandes, R. (2002). Desigualdade salarial: Aspectos teóricos. In Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil. IPEA-MTE, Brasília.
- Firpo, S., Gonzaga, G., & Narita, R. (2003). Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. Pesquisa e Planejamento Econômico, 33:211–52.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80:223–255.
- Koenker, R. (2005). Quantile Regression. CUP, Cambridge.
- Koenker, R. & Basset, G. (1978). Regression quantiles. *Econometric*, 46:33–50.
- Madalozzo, R. (2009). Market and home production: Gender differences in Brazil. Working papers WPE-168, Insper. Recuperado em 20 de Maio, 2009, disponível em: http://www.insper.org.br/sites/default/files/2009_wpe168_0.pdf.
- Maldaner, I., De Souza, K. R., Greco, S. C. B., Shikida, P. F. A., Andronio, J., & Staduto, R. (2006). Diferenças salariais por cor no mercado de trabalho da Região Sul do Brasil. In *Anais do XLIV Congresso da SOBER*. Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Fortaleza.
- Matos, R. S. & Machado, A. F. (2006). Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001). *Econômica*, 8:5–27.
- Menezes-Filho, N. (2002). Equações de rendimento: Questões metodológicas. In *Estrutura Salarial*, chapter 2. IPEA, Rio de Janeiro.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. The Journal of Political Economy, LXVI:281–302.
- Moretto, C. F. (2000). Função minceriana de determinação dos rendimentos individuais: Uma aplicação do método de variáveis instrumentais. *Teoria e Evidência Econômica*, 8:47–65.
- Neri, I. C. A., Araujo Jr, I. T., Figueiredo, N. R. M., & Santos, J. M. (2009). Decomposição do diferencial regional de salário entre gêneros: Uma abordagem por regressões quantílicas. In de Desenvolvimento, F. B., editor, Anais do XIV Encontro Regional de Economia, Fortaleza.
- Oliveira, A. M. H. C. & Rios-Neto, E. L. G. (2006). Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. *Estudos Econômicos*, 36:205–236.

- Prata, A. C. & Pianto, D. M. (2009). Diferenciais salariais por raça no Brasil: Análises contrafactuais 1996 e 2006. In SBE, editor, 31° Meeting of the Brazilian Econometric Society, Foz do Iguaçu.
- Ramos, L. & Vieira, M. (1996). A relação entre educação e salários no Brasil. In *A Economia Brasileira em Perspectiva*, pages 493–510. IPEA.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. American Economic Review, 51:1–17.
 Sjaastad, L. A. (1962). The costs and returns of human migration. The Journal of Political Economy, 70:80–93.
- Vaz, F. M. (2009). A desigualdade de rendimento do trabalho segundo a PNAD de 2008. Nota técnica, IPEA.