

Retornos à Educação e Discriminação no Mercado de Trabalho Brasileiro: Evidências por Regressões Quantílicas em Categorias Ocupacionais

*Fabiano Olanda Sales Rocha¹
Andrei Gomes Simonassi²
Ronaldo de Albuquerque e Arraes³
Francisca Livia Souza Menezes⁴*

Resumo

O estudo amplia abordagens tradicionais relacionadas aos determinantes dos rendimentos do trabalho no Brasil ao analisá-los segundo quantis de renda dentro de grupos ocupacionais selecionados em 1995, 2002 e 2009. Nos três períodos, regressões quantílicas em equações mincerianas são estimadas e os resultados confrontados com estimações tradicionais por MQO. As estimativas diferem dramaticamente e permitem constatar que: i) o retorno à educação cresce com a qualificação do cargo, ii) existe uma relação crescente do retorno à educação com o nível de renda dentro de cada ocupação, mas temporalmente o ganho de um ano de estudo adicional vem diminuindo e iii) muito embora seja verificada uma redução das desigualdades por sexo e raça no mercado de trabalho, existem indícios de agravamento destas em profissões de baixa qualificação e remuneração.

Palavras-Chave: Regressões Quantílicas; Ocupações; Equações Mincerianas

Abstract

The study extends traditional approaches related to the determinants of labor income in Brazil to analyze them according to quantiles of income within occupational groups selected in 1995, 2002 and 2009. In all three periods, quantile regressions in equations mincerianas are estimated and the results compared with traditional OLS estimates. The estimates differ dramatically and it appears that: i) the return to education increases with the qualifications of office, ii) there is a growing relationship with the return to education and income level within each occupation, but in time gain a year of additional study has been decreasing and iii) although it is verified a reduction of inequality by race and gender in the labor market, there are signs of deterioration in these low-skilled occupations and pay.

Keywords: Quantile Regressions; Occupations; Equations Mincerianas

ÁREA ANPEC: Economia do Trabalho – 12

Classificação JEL: J31 / J71 / C21

¹ Mestrando em Economia do Setor Público, CAEN/UFC.

² CAEN/UFC

³ CAEN/UFC

⁴ Mestranda em Economia, CAEN/UFC.

1 – INTRODUÇÃO

Presenciamos nos últimos anos um período de crescimento econômico em nosso país, acompanhado de uma elevação na renda real dos trabalhadores. Essa nova conjectura tem sido responsável por alterar as relações de trabalho existentes, induzindo a mão de obra à adaptação às novas exigências de qualificação profissional. Conforme o país cresce, torna-se necessária a qualificação da mão de obra nacional, justamente para atender a demanda do mercado de trabalho. Dessa forma, trabalhadores mais escolarizados estão aptos a desfrutarem de mais oportunidades e, possivelmente, perceberem maiores salários.

De todos os determinantes do salário do trabalhador, a educação tem vital importância, sendo, inclusive, um dos principais focos da literatura especializada. Afirma-se, como em Resende e Wyllie (2005), que o investimento em educação é capaz de gerar crescimento econômico, sendo esse investimento uma das explicações para o apurado desenvolvimento da economia dos tigres asiáticos.

Especificamente no Brasil, onde a desigualdade na distribuição de renda é latente, a educação é um meio de minimizar as diferenças salariais. Portanto, os estudos referentes à percepção dos retornos à educação tornam-se fundamentais para orientar eventuais políticas que visem combater essa desigualdade.

Diversos estudos que visam analisar os determinantes dos rendimentos possuem como preceito fundamental a teoria seminal de Mincer (1974), que postula um modelo onde o rendimento do trabalhador é dependente do seu nível de educação e de sua experiência no mercado de trabalho. No Brasil, geralmente esses estudos estão associados aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui abrangência nacional. Ocorre que, devido à grande heterogeneidade das informações em torno do mercado de trabalho nacional, onde as diferenças sociais e econômicas são profundas entre os diversos estados brasileiros, principalmente entre os do norte e sul, são observadas diversas distorções salariais entre indivíduos com qualificações semelhantes e ocupantes de uma mesma categoria profissional.

Um dos métodos utilizados para estimar os retornos à educação é o método de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Porém ele possui uma limitação: baseia-se na média da distribuição condicional da variável dependente e, portanto, considera que as dispersões em torno da média não são informações relevantes. Essa limitação acaba por prejudicar análises importantes, pois se temos informações dispersas ao longo da distribuição o retorno à educação calculado pode não ser o ideal para orientar uma política de combate à desigualdade salarial ao longo de toda a distribuição.

Considerando que as informações são dispersas ao longo da distribuição, faremos uso do método de Regressão Quantílica, que permite uma análise completa da distribuição condicional da variável dependente. Essa técnica escalona a distribuição em quantis, oferecendo resultados para cada um deles. Sendo assim poderemos aferir os retornos à educação ao longo de toda a distribuição, fornecendo análises mais apuradas e precisas.

Nesta pesquisa, partiremos das premissas mincerianas e utilizaremos os dados da PNAD, porém agregando à literatura tradicional e recente as seguintes especializações: i) por categoria de ocupações profissionais; ii) por nível de renda, observando a ocupação do trabalhador.

Ademais, este trabalho expande a teoria minceriana visando captar a questão da discriminação em relação a sexo e raça no mercado de trabalho, obedecendo também os níveis de renda e as ocupações profissionais dos trabalhadores.

Equações mincerianas são estimadas via método de Regressão Quantílica para quantis selecionados e os resultados são confrontados com os obtidos mediante MQO, verificando análises mais precisas e bastante divergentes em relação ao método tradicional, destacando-se: i) os retornos à educação são relevantemente diferentes entre as categorias ocupacionais e crescem à medida que aumenta a renda dos trabalhadores dentro de uma mesma ocupação; ii) apesar da discriminação em relação a sexo e raça no mercado de trabalho estar diminuindo, ela ainda é presente nas ocupações com baixa qualificação e nos quantis de baixa renda.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais cinco seções, nesta sequência: revisão da literatura, onde serão expostos os principais estudos relacionados ao tema; metodologia, onde apresentaremos de forma breve como funciona o método de Regressão Quantílica; base de dados e evidências empíricas; resultados; e considerações finais.

2 – REVISÃO DA LITERATURA

2.1 – Literatura sobre os Determinantes dos Rendimentos

Como dito anteriormente, a teoria econométrica seminal no que tange os determinantes dos rendimentos provém de Mincer (1974), e basicamente apresenta o modelo de capital humano de investimento em educação e em treinamento abaixo:

$$\ln w(s, x) = \alpha + \beta s + \gamma x + \vartheta x^2, \quad (1)$$

onde $w(s, x)$ representa a renda do trabalhador ajustada pelas horas trabalhadas em função dos anos de estudo (s) e da experiência (x). A inclusão de x^2 visa captar retornos decrescentes da variável experiência.

Langoni (1973) é um dos precursores brasileiros a seguir a abordagem minceriana. Basicamente ele estima seu modelo mediante regressões log-lineares tendo como variáveis explicativas a educação, idade, sexo, atividade e região de residência. O citado autor considerava que a educação possuía grande importância como variável explicativa da renda. De fato, os resultados obtidos evidenciam que o “poder de explicação” das 5 variáveis conjuntamente em 1960 era de 51%, abaixo dos 59% observados para 1970, quando a parcela referente às outras 4 variáveis permaneceu constante, e o crescimento devido somente à maior participação da educação no “poder explanatório” do modelo.

Nos moldes de Mincer e utilizando dados da PNAD de 1985, Lam e Levison (1990) comparam os perfis de desigualdade de renda por idade e experiência entre homens brasileiros e norte-americanos, encontrando retornos à educação aumentando com a idade para os dois países, porém coeficientes mais elevados para o Brasil. Os autores afirmam que retornos à educação mais elevados para o Brasil corroboram com os argumentos de Langoni (1973) de que a quase-renda gerada pelo incremento da educação é um fator de concentração de renda, podendo ser apenas transitório se houver um novo equilíbrio entre oferta e demanda por trabalho.

Leal e Werlang (1991) também encontraram retornos pessoais aos investimentos em educação elevados para o Brasil, em torno de 16% reais ao ano. Eles utilizaram a metodologia minceriana e realizaram seus cálculos a partir dos dados das PNAD's de 1976-1989.

Soares e Gonzaga (1999) partem da metodologia criada por Dickens e Lang (1985 e 1992) e utilizam *switching-regressions* para testar a hipótese de que o mercado de trabalho brasileiro possui dualidade. Porém, com base em resultados encontrados a partir dos dados da PNAD de 1988, afirmam que a hipótese testada parece não existir, que na realidade um modelo competitivo linear é mais robusto para explicar os retornos à educação que, por sua vez, foi calculado em 15,4%. Atestam ainda que a educação é o determinante básico dos rendimentos.

Menezes Filho (2001) afirma que os retornos à educação são elevados no Brasil devido a uma distribuição educacional deficiente. O estudo analisa os dados das PNAD's de 1977-1997 e evidencia que houve uma tímida melhora do nível educacional. Já os retornos financeiros à educação estão declinando ao longo do tempo, fato que permite admitir certa expansão do acesso à educação.

Análise interessante desenvolvem Resende e Wyllie (2005) quando utilizam dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV – IBGE) de 1996 e 1997 visando estabelecer maior precisão para a variável experiência tendo ainda a qualidade da educação como variável de controle, encontrando retornos à educação de 12,6% para mulheres e 15,9% para homens.

Até o momento vimos que os diversos estudos estimam os retornos à educação e diferem apenas por aspectos espaciais, temporais, atributos individuais, etc. Esta pesquisa propõe duas novas especializações: i) calcular os retornos marginais à educação por ocupação profissional; ii) captar, através do uso de Regressões Quantílicas, as diferenças entre os retornos à educação dentro de uma mesma ocupação, evidenciando as distâncias entre baixos e elevados salários, tendo em vista as distorções regionais em uma pesquisa como a PNAD.

2.2 – Literatura sobre a Agregação em Categorias Ocupacionais

Alguns trabalhos, como Schmicht e Strauss (1975), alertam na direção de pesquisas sobre os determinantes dos rendimentos que sejam especializadas em categorias ocupacionais. Entretanto, organizar diversas ocupações em algumas categorias, sem perder informações relevantes, não é tão simples.

Os precursores na criação de classes sociais são Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987), que formularam o esquema EGP (iniciais dos primeiros autores). Basicamente, o esquema divide os agentes econômicos em empregadores e/ou proprietários e empregados. Composto por sete classes, o esquema foi utilizado no projeto CASMIN (*Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*), coordenado por Goldthorpe na década de 1980. O esquema vem sendo amplamente utilizado em diversas pesquisas comparativas. As classes são as seguintes: i) profissionais, administradores e gerentes (delegam autoridade aos empregados); ii) trabalhadores não manuais de rotina (são supervisionados diretamente pelo empregador); iii) pequenos proprietários com ou sem empregados (empregadores ou empregados por conta própria); iv) empregadores e proprietários rurais; v) técnicos e supervisores do trabalho manual e trabalhadores manuais qualificados (trabalho supervisionado com certo grau de liberdade para os supervisores); vi) trabalhadores manuais não qualificados; vii) trabalhadores manuais não qualificados no setor rural.

Apesar de existirem diversos esquemas de agregação, todos mantêm certo grau de similaridade com o EGP. Pastore (1979) propõe uma agregação em seis grupos, porém, devido à heterogeneidade das ocupações, preocupa-se com a perda de informações. Silva et al. (1988), visando reduzir os problemas relacionados à

heterogeneidade, cria um esquema com dezoito categorias, porém pouco utilizado em pesquisas. Já Scalon (1999), utilizando técnicas de análise de conglomerados e modelos log-lineares para combinação de categorias, consegue especificar as dezoito categorias de Silva et al. (1988) em apenas nove, minimizando a perda de informações. Contudo, a mesma autora em Ribeiro e Scalon (2001) faz uso do esquema EGP tradicional.

Baseando-se no esquema EGP, esta pesquisa recodifica os dados das mais de oitocentas classificações presentes na PNAD em seis categorias ocupacionais: profissionais, administradores e gerentes; trabalhadores não manuais de rotina; pequenos proprietários com ou sem empregados; trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; trabalhadores manuais não qualificados e manuais não qualificados rurais; empregadores e proprietários rurais.

A partir desta agregação, aplicando-se o método de Regressões Quantílicas, esperamos verificar de forma mais clara as diferenças dos retornos à educação entre as ocupações e ainda entre as faixas salariais.

3 – METODOLOGIA: MODELAGEM POR REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Quando retornos à educação são estimados via o tradicional método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estamos assumindo implicitamente que a dispersão em torno da distribuição condicional da variável exógena não é importante. O fato é que MQO estabelece relações em torno da média condicional, generalizando os resultados obtidos a partir de características do “centro da distribuição”. Contudo, essa limitação pode impossibilitar certas análises empíricas.

Partindo do pressuposto que os dados de toda a distribuição são relevantes, ou seja, são suficientemente importantes para influenciar os parâmetros da distribuição condicional da variável dependente, a análise por quantis consiste em uma forma mais detalhada de investigar a distribuição condicional de tal variável. Este é o fator sobre o qual se fundamenta a proposta de Koenker e Basset (1978), denominada de regressões quantílicas.

Da forma tradicional, os estimadores são obtidos a partir de um problema de minimização. Do mesmo modo que a média amostral é a solução de um problema de minimização da soma dos quadrados dos resíduos, a mediana é a solução para a minimização da soma absoluta dos resíduos, ela aloca o mesmo número de observações acima e abaixo da mediana, igualando o número de resíduos positivos e negativos. Baseado nisso, os quantis podem ser obtidos a partir de uma soma absoluta dos resíduos, mas assimétrica e ponderada, dando diferentes pesos para resíduos positivos e negativos, gerando portanto estimadores mais eficientes (Koenker e Hallock, 2001).

O que se faz é estimar os parâmetros do modelo proposto por quantis da variável dependente. No caso da equação de salários (w_i) o que se propõe é estimar uma equação minceriana para cada quantil de " $\ln w_i$ ". Seguindo Martins e Pereira (2004), formalmente teremos:

$$\ln w_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta_i} \text{ com } Quant_\theta(\ln w_i | X_i) = X_i' \beta_\theta \quad (2)$$

θ define o quantil de " $\ln w_i$ ", de forma que a θ -ésima regressão quantílica ($0 < \theta < 1$) é definida como a solução para o problema:

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{i: \ln w_i \geq x_i \beta} \theta |\ln w_i - x_i \beta| + \sum_{i: \ln w_i < x_i \beta} (1 - \theta) |\ln w_i - x_i \beta| \right\} \quad (3)$$

Normalmente escrito como:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_i \rho_\theta(\ln w_i - x_i \beta_\theta) \quad (4)$$

Onde:

$$\rho_\theta(\varepsilon) = \theta \varepsilon \text{ se } \varepsilon \geq 0 \quad \text{ou} \quad \rho_\theta(\varepsilon) = (\theta - 1) \varepsilon \text{ se } \varepsilon < 0 \quad (5)$$

Segundo Martins e Pereira (2004), apesar de não ter uma forma explícita, esse problema pode ser resolvido eficientemente utilizando-se métodos de programação linear e os desvios padrão podem ser obtidos por *bootstrap*.

Fazendo-se $\theta = 1/2$, tem-se a mediana, $\theta = 1/4$, o primeiro quartil e assim por diante. A principal vantagem desse método é a sua flexibilidade em modelar dados com distribuição condicional heterogênea, quando a taxa de mudança condicional no quantil, expressa pelos coeficientes de regressão, depende do quantil, sendo, portanto, muito útil quando se analisam equações de salários.

O modelo a ser utilizado neste trabalho, sob o qual incidirá a metodologia por regressões quantílicas, será o seguinte:

$$\ln Y_i = \alpha_i + \beta_i a_{\text{stud}_i} + \gamma_i \text{exper}_i + \delta_i \text{exper}_i^2 + \theta_i \text{sexo}_i + \vartheta_i \text{raça}_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Com isso, além de comparar os retornos para educação entre os diferentes grupos de ocupações, a partir das regressões quantílicas, este trabalho compara esses retornos entre os quantis de um mesmo grupo ocupacional.

4 – BASE DE DADOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Os dados utilizados nesta pesquisa provêm das PNAD's realizadas pelo IBGE nos anos de 1995, 2002 e 2009. Com abrangência nacional, trata-se de uma pesquisa que carrega enorme quantidade de informações sobre aspectos econômicos, sociais, demográficos, etc. Os dados referentes à renda real e salário mínimo estão deflacionados tendo como base os preços constantes de 2009.

Consideramos os indivíduos ocupados, de ambos os sexos e com idade igual ou superior a vinte e um anos⁵, gerando um total de observações de 103.039 em 1995, 126.715 em 2002 e 143.638 em 2009.

Abaixo segue tabela que retrata os limites de renda para cada categoria. Apesar de utilizarmos o log da renda nas regressões, os dados abaixo evidenciam as diferenças salariais entre os quantis selecionados.

⁵ Esse critério foi utilizado devido a Proxy empregada pela literatura do capital humano para determinar a variável experiência na equação minceriana: $x = \text{idade} - s - 6$, onde x é experiência e s representa os anos de estudo.

Tabela 1: Rendas Máximas calculadas para cada categoria de ocupação, por ano e percentil. (Valores a preços constantes de 2009)

| RENDA MÁXIMA | | 5% | 25% | 50% | 75% | Média |
|---------------------------------------|------|-----------|------------|------------|------------|--------------|
| Prof. e Adm. | 1995 | 381.70 | 1017.87 | 2035.73 | 3817.00 | 3035.69 |
| | 2002 | 391.74 | 940.19 | 1880.38 | 3290.66 | 2824.81 |
| | 2009 | 500.00 | 1000.00 | 1800.00 | 3000.00 | 2653.51 |
| Trab. Rotina Não-Manual | 1995 | 254.47 | 508.93 | 827.02 | 1526.80 | 1207.33 |
| | 2002 | 313.40 | 470.10 | 705.14 | 1178.37 | 1026.87 |
| | 2009 | 465.00 | 550.00 | 800.00 | 1200.00 | 1072.92 |
| Peq. Prop. | 1995 | 254.47 | 508.93 | 1272.33 | 2544.67 | 2399.41 |
| | 2002 | 783.49 | 1566.98 | 3133.96 | 6267.99 | 5082.70 |
| | 2009 | 1000.00 | 2000.00 | 3000.00 | 5000.00 | 5169.63 |
| Trab. M. Qual., Tec. e Sup. | 1995 | 254.47 | 508.93 | 763.40 | 1445.37 | 1173.53 |
| | 2002 | 235.05 | 454.42 | 705.14 | 1253.58 | 1062.72 |
| | 2009 | 250.00 | 500.00 | 800.00 | 1300.00 | 1142.06 |
| Trab. M. Não-Qual. e M. Rurais | 1995 | 127.23 | 254.47 | 508.93 | 763.40 | 663.29 |
| | 2002 | 109.69 | 313.40 | 470.10 | 705.14 | 593.01 |
| | 2009 | 120.00 | 450.00 | 500.00 | 800.00 | 662.83 |
| Peq. Prop. Rurais | 1995 | 76.34 | 203.57 | 305.36 | 508.93 | 460.88 |
| | 2002 | 62.68 | 188.04 | 313.40 | 470.10 | 562.43 |
| | 2009 | 63.00 | 200.00 | 465.00 | 600.00 | 636.29 |

Fonte: Elaboração própria. Resultados encontrados a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 do IBGE.

Dessa forma, exemplificando, os Trabalhadores de Rotina Não Manuais situados no primeiro percentil ganham, em 1995, no máximo R\$ 254,47. Já os Pequenos Proprietários integrantes do percentil 75% em 2009 ganham, no máximo, R\$ 5.000,00.

Podemos verificar diferenças salariais consideráveis dentro de uma mesma categoria, como na dos Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores, que no primeiro percentil no ano de 2009 auferem apenas R\$ 250,00 e no último percebem R\$ 1.300,00. Podemos notar ainda que a média é bastante alta na maioria dos casos, fato este que evidencia a concentração de renda nos últimos percentis da distribuição.

Um critério bastante utilizado para estabelecer a condição social da população brasileira, inclusive já tendo constado em pesquisas de instituições oficiais, é o que classifica as famílias em classes sociais.

Tabela 2: Critério de classes sociais por renda familiar. (Valores a preços constantes de 2009)

| CLASSES | Salários Mínimos (SM) | Renda Familiar |
|----------------|------------------------------|-------------------------------|
| A | Acima de 20 SM | Acima de R\$ 9.300,00 |
| B | 10 a 20 SM | R\$ 4.650,01 até R\$ 9.300,00 |
| C | 4 a 10 SM | R\$ 1.860,01 até R\$ 4.650,00 |
| D | 2 a 4 SM | R\$ 930,01 até R\$ 1.860,00 |
| E | Até 2 SM | 0 até R\$ 930,00 |

Fonte: elaboração própria a partir de dados constantes em pesquisas oficiais.

Refazendo a tabela 1 pelo critério de classes econômicas, temos⁶:

Tabela 3: Rendas Máximas pelo critério de classes sociais por renda individual. (Valores a preços constantes de 2009)

| RENDA MÁXIMA | | 5% | 25% | 50% | 75% | Média |
|---------------------------------------|------|-----------|------------|------------|------------|--------------|
| Prof. e Adm. | 1995 | D | C | B | A | A |
| | 2002 | D | C | B | A | A |
| | 2009 | C | C | B | A | A |
| Trab. Rotina Não-Manual | 1995 | D | C | C | B | B |
| | 2002 | D | C | C | B | C |
| | 2009 | D | C | C | B | C |
| Peq. Prop. | 1995 | D | C | B | A | A |
| | 2002 | C | B | A | A | A |
| | 2009 | C | B | A | A | A |
| Trab. M. Qual., Tec. e Sup. | 1995 | D | C | C | B | B |
| | 2002 | D | C | C | B | C |
| | 2009 | D | C | C | B | C |
| Trab. M. Não-Qual. e M. Rurais | 1995 | E | D | C | C | C |
| | 2002 | E | D | C | C | C |
| | 2009 | E | D | C | C | C |
| Peq. Prop. Rurais | 1995 | E | E | D | C | D |
| | 2002 | E | E | D | C | C |
| | 2009 | E | E | D | C | C |

Fonte: Elaboração própria.

As tabelas acima evidenciam que poucas categorias ocupacionais conseguiram galgar melhorias salariais reais, permanecendo na mesma classificação econômica ao longo do tempo. Numa análise geral a renda real parece ter aumentado, porém essa melhora não foi suficiente para alavancar os indivíduos para uma melhor classe social.

Contudo, é bem verdade que esse critério de classes sociais por renda familiar é alvo de críticas severas, justamente por não condizer com a real situação econômica das famílias brasileiras. Além do que, dado as disparidades econômico-sociais entre os estados de nosso país, estar na classe A em São Paulo é diferente de estar na mesma classe no Maranhão.

Outros critérios são utilizados para enquadrar os indivíduos em classes sociais, como por exemplo, o “Critério Brasil”, adotado pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP). Esse critério tem como diretriz analisar a questão do consumo do indivíduo, sendo portanto inadequado para nossa análise.

O fato estilizado que aqui nos faz importante é observar que há certo aumento da renda real e dentro de uma mesma categoria ocupacional há distorções salariais relevantes.

Outro fato é que a média é bastante díspare em relação aos quantis selecionados, principalmente aos de baixa renda, caracterizando que as características do “centro” não são adequadas para uma análise de toda a distribuição. Muito provavelmente os retornos à educação e a questão da discriminação no mercado de trabalho serão bem diferentes nos primeiros quantis de renda que nos quantis mais elevados.

⁶ Como o critério utiliza a renda familiar, para arbitramos o valor por indivíduo dividimos os valores base por quatro, considerando um padrão familiar de quatro pessoas.

Perante essas considerações, o método de regressões quantílicas poderá aferir com maior precisão os retornos à educação para cada categoria profissional e faixa salarial, evidenciando as possíveis distorções em torno do mercado de trabalho.

5 – RESULTADOS

Visando facilitar a compreensão e análise, separamos esta seção em três subseções: a primeira refere-se à variável anos de estudo (aestud); na segunda subseção analisaremos a variável sexo; por último serão avaliados os resultados para a variável raça.

5.1 – Retornos à Educação (AESTUD)

Os dados da tabela abaixo apresentam os coeficientes calculados para a variável anos de estudo e representam os retornos à educação para as diversas categorias ao longo dos quatro percentis analisados bem como os resultados obtidos para MQO. Todos os coeficientes apresentaram significância estatística individual a 5%.

Tabela 4: Retornos à educação para as categorias de Profissões por percentil e MQO.

| AESTUD | | 5% | 25% | 50% | 75% | MQO |
|---------------------------------------|------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Prof. e Adm. | 1995 | 0.1258 | 0.1396 | 0.1421 | 0.1476 | 0.1397 |
| | 2002 | 0.1206 | 0.1370 | 0.1434 | 0.1465 | 0.1378 |
| | 2009 | 0.0809 | 0.1020 | 0.1185 | 0.1280 | 0.1119 |
| Trab. Rotina Não-Manual | 1995 | 0.0513 | 0.1030 | 0.1201 | 0.1409 | 0.1187 |
| | 2002 | 0.0575 | 0.0913 | 0.1153 | 0.1346 | 0.1170 |
| | 2009 | 0.0365 | 0.0639 | 0.0953 | 0.1229 | 0.1064 |
| Peq. Prop. | 1995 | 0.1099 | 0.1304 | 0.1467 | 0.1454 | 0.1366 |
| | 2002 | 0.0735 | 0.1036 | 0.0995 | 0.0941 | 0.0932 |
| | 2009 | 0.0721 | 0.0790 | 0.0840 | 0.0990 | 0.0876 |
| Trab. M. Qual., Tec. e Sup. | 1995 | 0.0801 | 0.0984 | 0.1112 | 0.1178 | 0.1082 |
| | 2002 | 0.0949 | 0.0969 | 0.1132 | 0.1315 | 0.1168 |
| | 2009 | 0.1009 | 0.0814 | 0.0949 | 0.1156 | 0.1058 |
| Trab. M. Não-Qual. e M. Rurais | 1995 | 0.0726 | 0.0759 | 0.0826 | 0.0992 | 0.0891 |
| | 2002 | 0.0745 | 0.0643 | 0.0623 | 0.0785 | 0.0758 |
| | 2009 | 0.0713 | 0.0507 | 0.0427 | 0.0494 | 0.0587 |
| Peq. Prop. Rurais | 1995 | 0.0773 | 0.0785 | 0.0968 | 0.1243 | 0.1096 |
| | 2002 | 0.1004 | 0.1013 | 0.1012 | 0.1447 | 0.1319 |
| | 2009 | 0.0830 | 0.0822 | 0.0756 | 0.0950 | 0.0946 |

Fonte: Elaboração própria. Resultados encontrados a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 do IBGE.

Ao observarmos os percentis 5% e 75%, podemos verificar que para praticamente todas as categorias de profissões os retornos observados para a educação crescem quando aumenta a renda. A única exceção é que em 2009 os Trabalhadores Manuais não Qualificados e Manuais Rurais localizados no percentil 5% percebiam aproximadamente 7% como incentivo à educação e os situados no quarto percentil apenas 5% aproximadamente. Este fato pode ser explicado pelas próprias características referentes ao mercado de trabalho desta categoria, que busca trabalhadores com baixa qualificação para assim ofertar baixos salários, sendo assim, à medida que a renda do trabalhador vai aumentando o mercado de trabalho desincentiva a educação.

Movimentos de queda no valor dos coeficientes são observados nos percentis intermediários para algumas profissões, como é o caso dos Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores, porém, com o decorrer do aumento da renda, a tendência de elevação dos retornos à educação volta a se estabelecer.

Analisando ano a ano, temos que em 1995, para as categorias dos Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais os retornos à educação aumentaram conforme a renda aumenta. É o que sugere o Gráfico 1 abaixo.

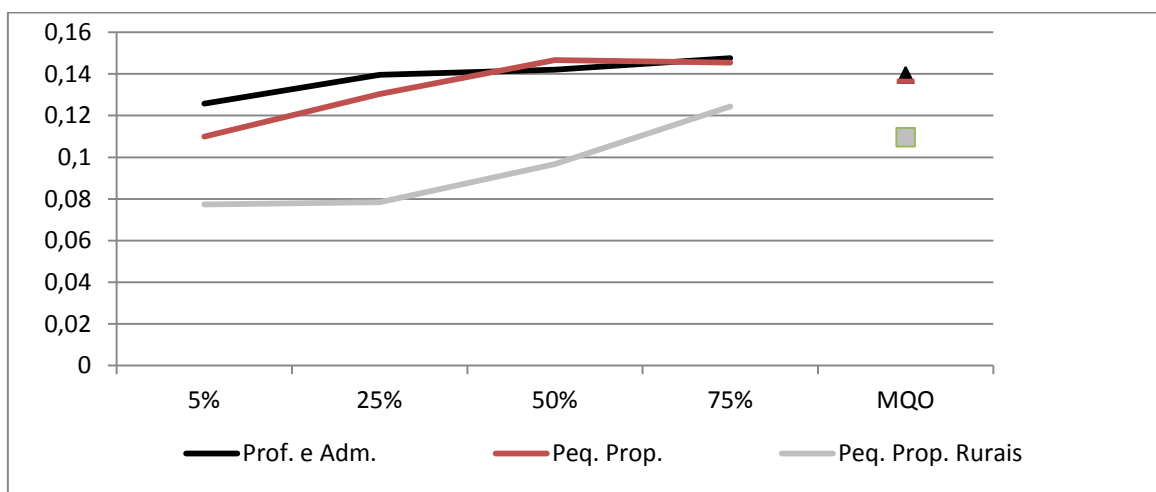


Gráfico 1: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais. Ano de 1995. Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 1995-IBGE.

Interessante verificar que para o quarto percentil os Profissionais e Administradores e os Pequenos Proprietários possuem praticamente o mesmo coeficiente de retorno à educação, sendo de aproximadamente 14,7% e 14,5% respectivamente.

Ainda para o ano de 1995, a mesma tendência verificada acontece com as categorias dos trabalhadores em geral. Para os três grupos profissionais os retornos à educação aumentam conforme a renda cresce. Visualizamos mais facilmente observando o gráfico abaixo.

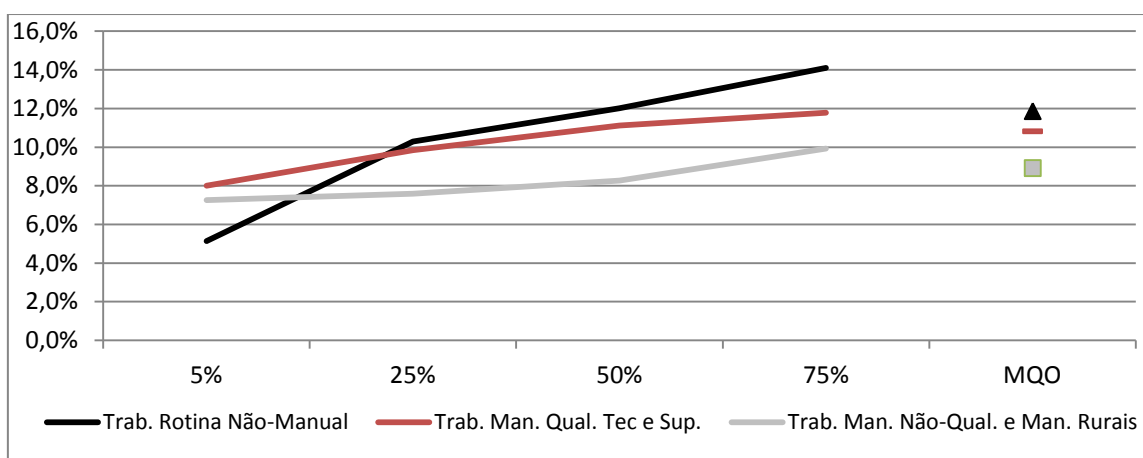


Gráfico 2: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Trabalhadores Rotina Não-Manual, Trabalhadores Manuais Qualificados Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não-Qualificados e Manuais Rurais. Ano de 1995.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 1995-IBGE.

Em 2002 a tendência é basicamente a mesma, com os retornos à educação aumentando com a renda. Vejamos o gráfico 3 que denota a trajetória do coeficiente de escolarização para as categorias Profissionais e Administradores e Proprietários.

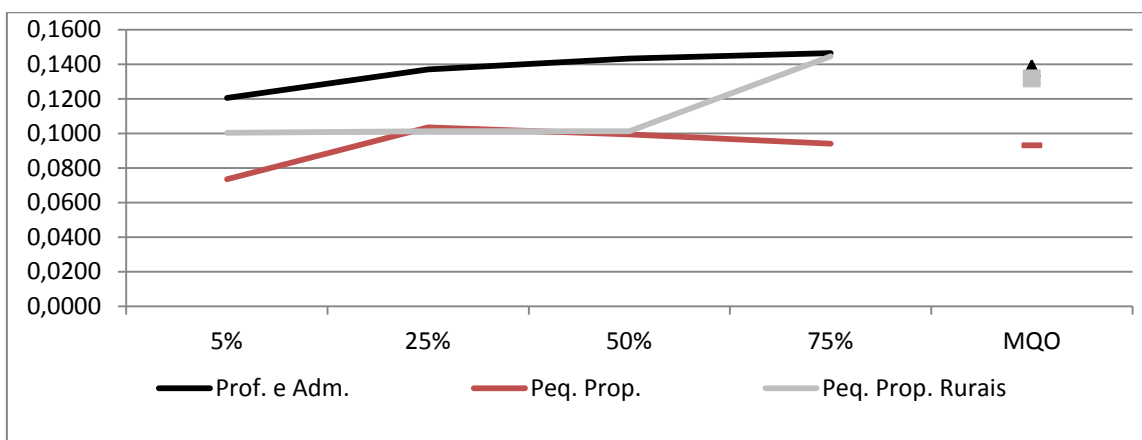


Gráfico 3: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais. Ano de 2002. Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 2002-IBGE.

Podemos notar que há uma convergência no quarto percentil entre as categorias dos Profissionais e Administradores e Pequenos Proprietários Rurais. Apesar de uma leve queda na trajetória do coeficiente relacionado aos Pequenos Proprietários, há um aumento se compararmos o primeiro percentil com o último (7,3% e 9,4% respectivamente), o que indica uma tendência diretamente proporcional ao aumento da renda.

Observamos no gráfico 4 que a evolução dos coeficientes relacionados à escolarização possui trajetória bem convergente para os grupos de Trabalhadores de Rotina Não Manuais e os Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores no ano de 2002. Já para os Trabalhadores Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais os retornos à educação são menores e apresentam inicialmente uma leve queda nos percentis intermediários, porém no último percentil há um pequeno aumento, indicando que o retorno à qualificação aumenta conforme aumenta a renda.

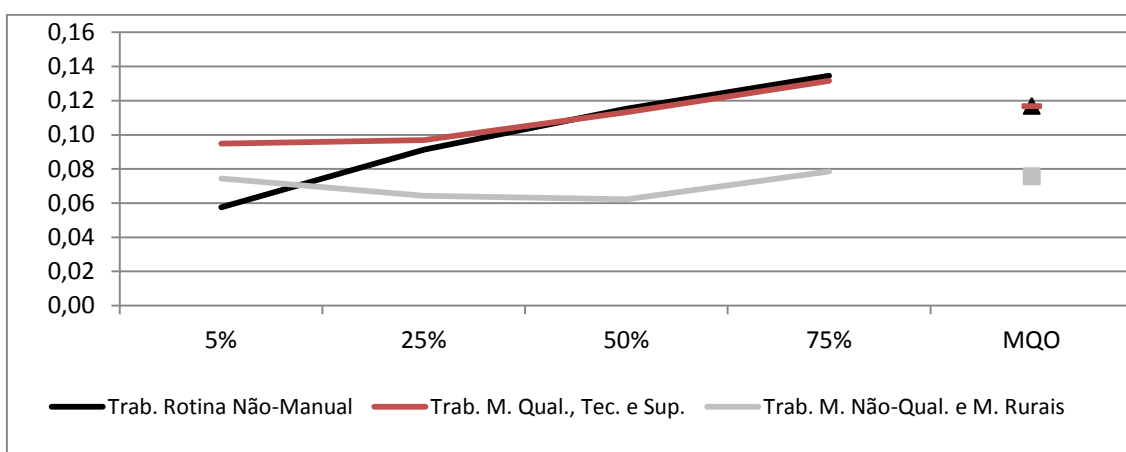


Gráfico 4: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Trabalhadores Rotina Não-Manual, Trabalhadores Manuais Qualificados Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não-Qualificados e Manuais Rurais. Ano de 2002. Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 2002-IBGE.

No ano de 2009 os retornos à educação continuam aumentando conforme a renda aumenta para as categorias de Profissionais e Proprietários (ver gráfico 5). Já para os grupos de trabalhadores, haja vista o que foi dito anteriormente, os Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais perceberam uma queda em seus retornos à educação à medida que a renda aumenta (gráfico 6).

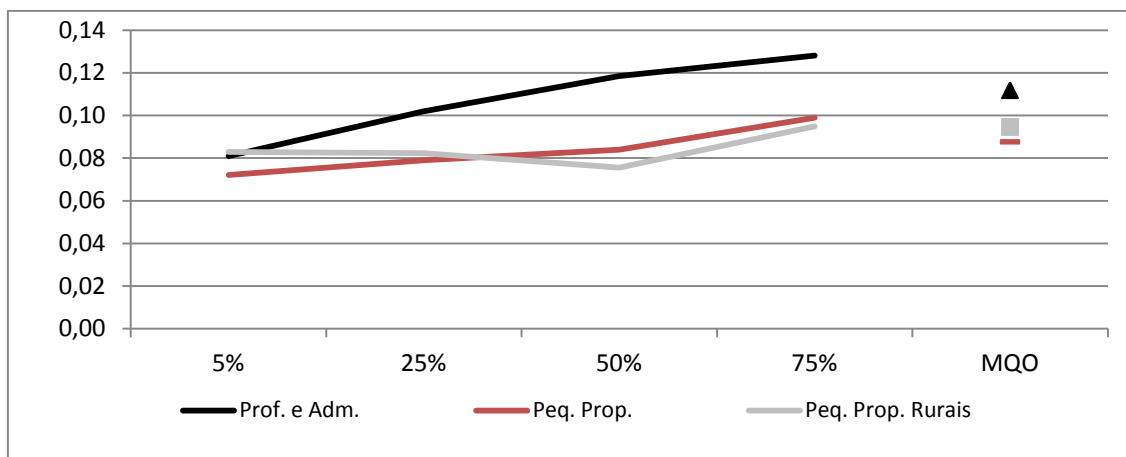


Gráfico 5: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais. Ano de 2009. Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 2009-IBGE.

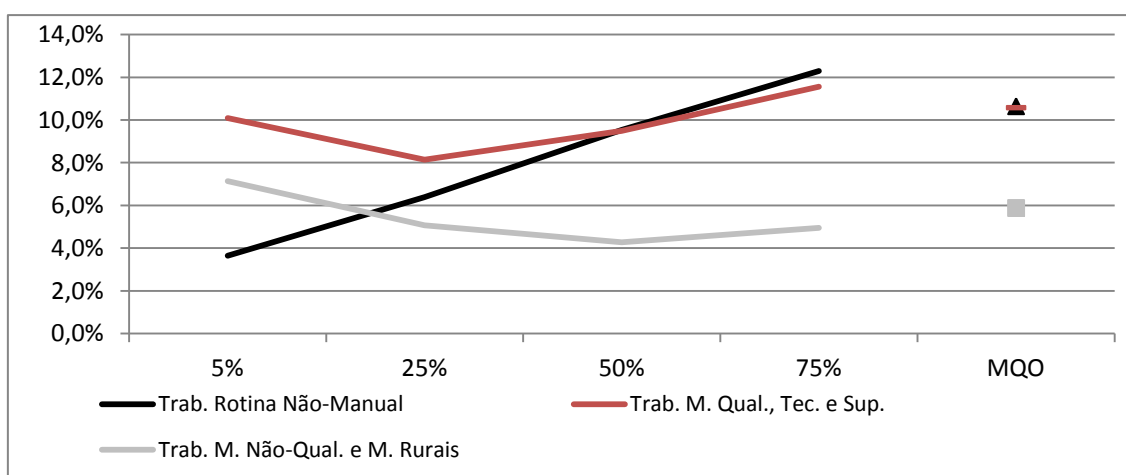


Gráfico 6: Retornos à Educação, por percentil e MQO, para Trabalhadores Rotina Não-Manual, Trabalhadores Manuais Qualificados Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não-Qualificados e Manuais Rurais. Ano de 2009. Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados da PNAD 2009-IBGE.

Para efeito de comparação, os dados apresentados nesta subseção contêm também os resultados gerados pelas regressões via Mínimos Quadrados Ordinários. Como o método de MQO baseia-se na média da distribuição condicional da variável dependente, o retorno calculado para a educação pode não ser o ideal para orientar análises para toda a distribuição. É facilmente notado que, quando a amostra é estratificada pelo método de Regressão Quantílica os resultados obtidos ao longo dos percentis se distanciam sensivelmente da média. É o que ocorre, por exemplo, se compararmos os percentis 5%, 25%, 50% e 75% com MQO do ano de 2009 para os Trabalhadores de Rotina Não Manuais (0.0365, 0.0639, 0.0953, 0.1229 e 0.1064, respectivamente). Dessa forma, os resultados aqui apresentados calculados a partir do método de Regressões Quantílicas denotam retornos à educação mais precisos,

evidenciando que, geralmente, à medida que a renda aumenta os coeficientes relacionados à escolarização aumentam.

Outra evidência importante que os resultados apresentados nos mostram é que os retornos à educação estão reduzindo ao longo do tempo. Podemos notar essa tendência em todos os percentis para praticamente todas as categorias de ocupação, principalmente de 2002 para 2009. Ou seja, considerando individualmente cada ano os retornos à escolarização vêm geralmente aumentando ao longo dos percentis, porém sua participação na determinação da renda é, para a maior parte das ocupações, decrescente ano a ano (ver gráficos 7 e 8). Essa queda gradual na importância da educação na determinação da renda vai de encontro ao fato estilizado de que, nos últimos anos, com o crescimento econômico observado no Brasil, maiores níveis de educação geram maiores crescimentos na renda.

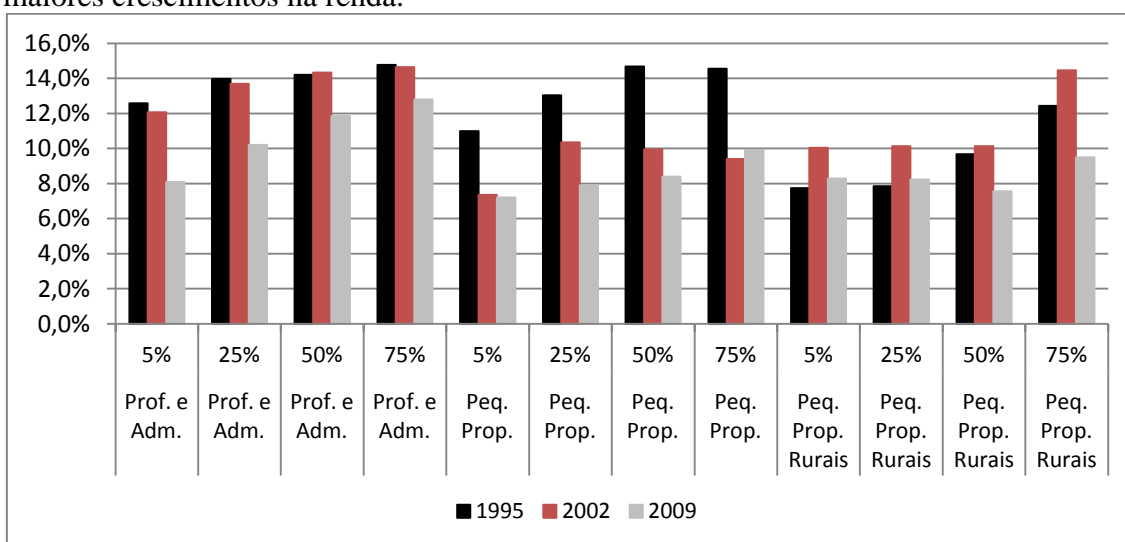


Gráfico 7: Retornos à Educação, ano a ano e por percentis, para os Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

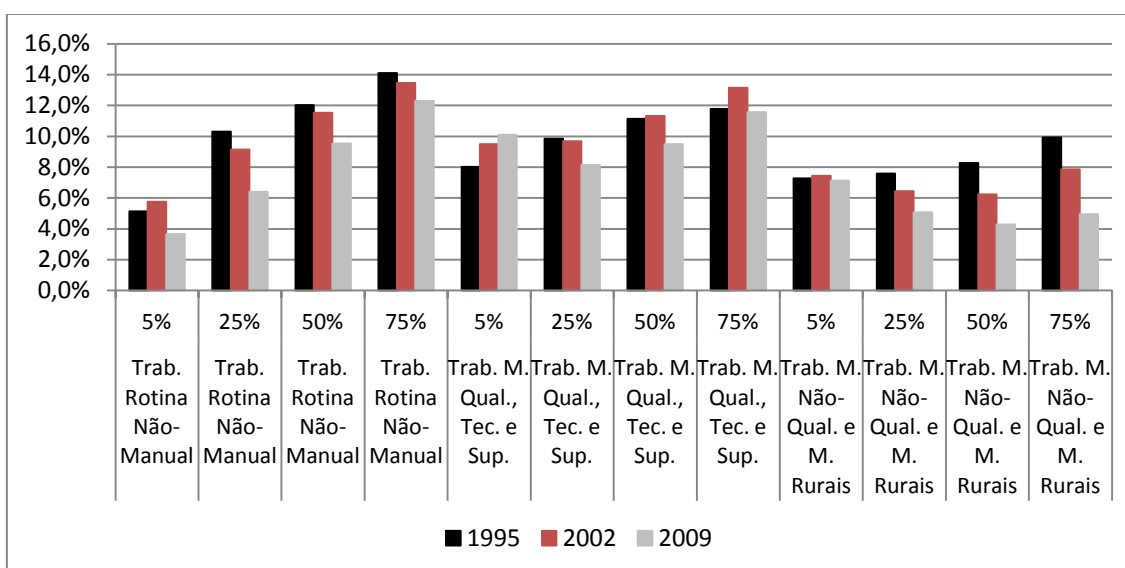


Gráfico 8: Retornos à Educação, ano a ano e por percentis, para Trabalhadores de Rotina Não Manuais, Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

É fato que a educação é considerada como um dos principais determinantes da renda, capaz de reduzir as desigualdades salariais existentes na economia. Trabalhadores mais escolarizados possuem produtividade maior, estando assim aptos a demandar maiores salários. Vimos ao longo dessa subseção que, para a maioria dos casos, os retornos à educação aumentam quando a renda é maior e, nessa conjuntura, as desigualdades salariais tendem a crescer.

Anos de estudo continuam a favorecer o crescimento da renda para todas as categorias profissionais estudadas e em todos os estratos analisados, contudo sua importância, na maioria dos casos, vem reduzindo ao longo do tempo. Os retornos à educação não estão acompanhando o crescimento econômico observado no Brasil nos últimos anos.

5.2 – Discriminação no mercado de trabalho: Variável SEXO

Buscando verificar se há ou não discriminação quanto ao sexo no mercado de trabalho, inserimos em nossas regressões a variável dummy Sexo, que assume valor igual a um caso o indivíduo seja do sexo masculino e o valor zero caso contrário. A tabela 5 abaixo evidencia os resultados obtidos.

Tabela 5: Resultados para variável Sexo para as categorias Profissionais por percentil e MQO.

| SEXO | | 5% | 25% | 50% | 75% | MQO |
|---------------------------------------|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Prof. e Adm. | 1995 | 0.5379 | 0.6191 | 0.5877 | 0.5307 | 0.5630 |
| | 2002 | 0.4043 | 0.4497 | 0.4542 | 0.4409 | 0.4346 |
| | 2009 | 0.3219 | 0.4081 | 0.4583 | 0.4443 | 0.4296 |
| Trab. Rotina Não-Manual | 1995 | 0.2918 | 0.3947 | 0.3615 | 0.3133 | 0.3540 |
| | 2002 | 0.1594 | 0.2719 | 0.2855 | 0.2882 | 0.2981 |
| | 2009 | 0.0640 | 0.1657 | 0.2462 | 0.2650 | 0.2434 |
| Peq. Prop. | 1995 | 0.7873 | 0.6392 | 0.6038 | 0.5802 | 0.6228 |
| | 2002 | 0.5817 | 0.5599 | 0.4523 | 0.3751 | 0.4525 |
| | 2009 | 0.6279 | 0.3436 | 0.4269 | 0.4164 | 0.4192 |
| Trab. M. Qual., Tec. e Sup. | 1995 | 0.6386 | 0.6239 | 0.6740 | 0.6680 | 0.6479 |
| | 2002 | 0.5540 | 0.4460 | 0.4969 | 0.4979 | 0.4947 |
| | 2009 | 0.6300 | 0.3746 | 0.4200 | 0.4763 | 0.4704 |
| Trab. M. Não-Qual. e M. Rurais | 1995 | 0.9616 | 0.6587 | 0.6812 | 0.7028 | 0.7231 |
| | 2002 | 1.0409 | 0.5860 | 0.5158 | 0.5728 | 0.6341 |
| | 2009 | 1.1527 | 0.6017 | 0.3952 | 0.4879 | 0.6016 |
| Peq. Prop. Rurais | 1995 | 0.7180 | 0.6964 | 0.5285 | 0.4588 | 0.5963 |
| | 2002 | 0.9236 | 0.7373 | 0.5179 | 0.4749 | 0.6242 |
| | 2009 | 0.9327 | 0.7638 | 0.5022 | 0.3956 | 0.5997 |

Fonte: Elaboração própria. Resultados encontrados a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 do IBGE.

Os coeficientes calculados apresentaram significância estatística individual a 5%. E se somarmos a isto o fato de os resultados apresentarem sinais positivos podemos afirmar que o mercado de trabalho apresenta discriminação quanto ao sexo, sendo que homens ganham melhor que mulheres. Resta-nos saber o comportamento da discriminação ao longo dos estratos da distribuição, ou seja, quando a renda aumenta, e se ela vem reduzindo ao longo do tempo.

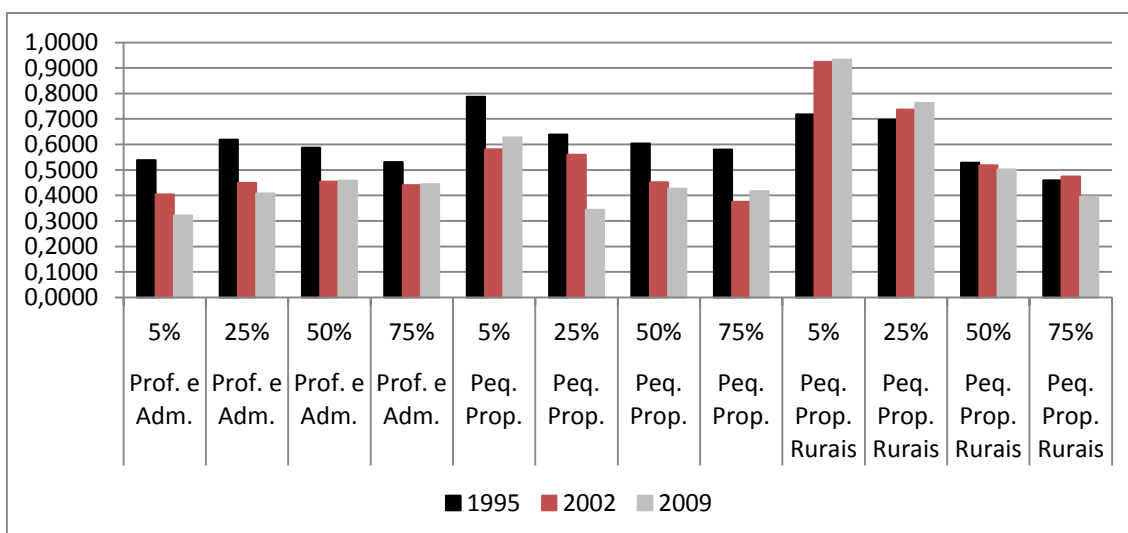


Gráfico 9: Evolução dos coeficientes relacionados a Sexo, ano a ano e por percentis, para as categorias de Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

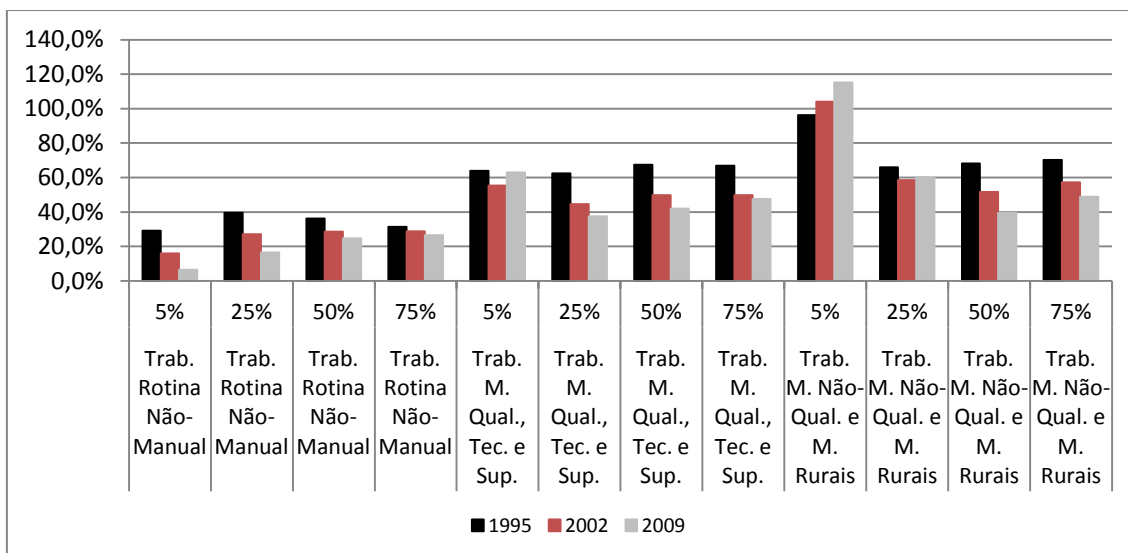


Gráfico 10: Evolução dos coeficientes relacionados a Sexo, ano a ano e por percentis, para as categorias de Trabalhadores de Rotina Não Manual, Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

Conforme nos mostram os gráficos 9 e 10, com exceção das categorias de Pequenos Proprietários Rurais e Trabalhadores Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais, onde os coeficientes aumentam acentuadamente ao longo do tempo no primeiro percentil, a discriminação quanto à sexo no mercado de trabalho diminuiu com o aumento da renda e vem suavizando ao longo do tempo. Porém ainda é acentuada nos níveis salariais mais baixos.

A discriminação quanto ao sexo é assunto deveras debatido em torno da construção de políticas antidiscriminatórias. Os dados apresentados nesta subseção evidenciam que a discriminação existe e é relevante. Mais uma vez torna-se importante a análise mediante Regressões Quantílicas, pois vimos que em determinados percentis a

discriminação vem reduzindo, porém em outros estratos da mesma categoria de ocupação, seja em determinado ano ou ao longo do tempo, a discriminação aumenta. Os detalhes obtidos com o método de Regressões Quantílicas podem fazer bastante diferença na orientação de ações visando o combate à discriminação quanto ao sexo.

5.3 – Discriminação no mercado de trabalho: Variável RAÇA

Ainda buscando evidenciar a questão da discriminação no mercado de trabalho, inserimos em nossas regressões a variável dummy Raça, que assume valor igual a 1 se o indivíduo for branco e zero caso contrário. A tabela 6 abaixo evidencia os resultados obtidos.

Tabela 6: Resultados para variável Raça para as categorias Profissionais por percentil e MQO.

| RAÇA | | 5% | 25% | 50% | 75% | MQO |
|---------------------------------------|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Prof. e Adm. | 1995 | 0.3724 | 0.2941 | 0.3027 | 0.2946 | 0.2990 |
| | 2002 | 0.2398 | 0.2554 | 0.2765 | 0.2740 | 0.2648 |
| | 2009 | 0.1275 | 0.2077 | 0.2229 | 0.2145 | 0.2067 |
| Trab. Rotina Não-Manual | 1995 | 0.1526 | 0.2476 | 0.2499 | 0.2315 | 0.2245 |
| | 2002 | 0.1121 | 0.1933 | 0.1917 | 0.1835 | 0.1929 |
| | 2009 | 0.0510 | 0.1230 | 0.1511 | 0.1541 | 0.1348 |
| Peq. Prop. | 1995 | 0.2620 | 0.2985 | 0.3278 | 0.2862 | 0.2948 |
| | 2002 | 0.4207 | 0.2877 | 0.1776 | 0.1249 | 0.2181 |
| | 2009 | 0.2097 | 0.1674 | 0.0000 | 0.0000 | 0.1337 |
| Trab. M. Qual., Tec. e Sup. | 1995 | 0.2952 | 0.2814 | 0.2733 | 0.2394 | 0.2674 |
| | 2002 | 0.2645 | 0.2223 | 0.2304 | 0.2159 | 0.2242 |
| | 2009 | 0.2329 | 0.1680 | 0.1672 | 0.1679 | 0.1828 |
| Trab. M. Não-Qual. e M. Rurais | 1995 | 0.1959 | 0.2242 | 0.2189 | 0.2342 | 0.2263 |
| | 2002 | 0.2516 | 0.1971 | 0.1810 | 0.1979 | 0.2026 |
| | 2009 | 0.2776 | 0.1710 | 0.1464 | 0.1505 | 0.1808 |
| Peq. Prop. Rurais | 1995 | 0.4111 | 0.2131 | 0.2447 | 0.2759 | 0.2753 |
| | 2002 | 0.2568 | 0.2139 | 0.1980 | 0.2224 | 0.2432 |
| | 2009 | 0.3479 | 0.2995 | 0.2633 | 0.3331 | 0.3441 |

Fonte: Elaboração própria. Resultados encontrados a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 do IBGE.

Todos os coeficientes estimados apresentam significância estatística individual a 10%, com exceção dos coeficientes para a categoria de Pequenos Proprietários em 2009 nos percentis 50% e 75%, que não possuem significância estatística. Podemos inferir, a partir dos dados apresentados acima, que existe discriminação quanto à Raça no mercado de trabalho brasileiro. Faremos exercício semelhante ao realizado na subseção anterior, analisando qual é a tendência da discriminação racial no mercado de trabalho quando a renda aumenta e ao longo do tempo.

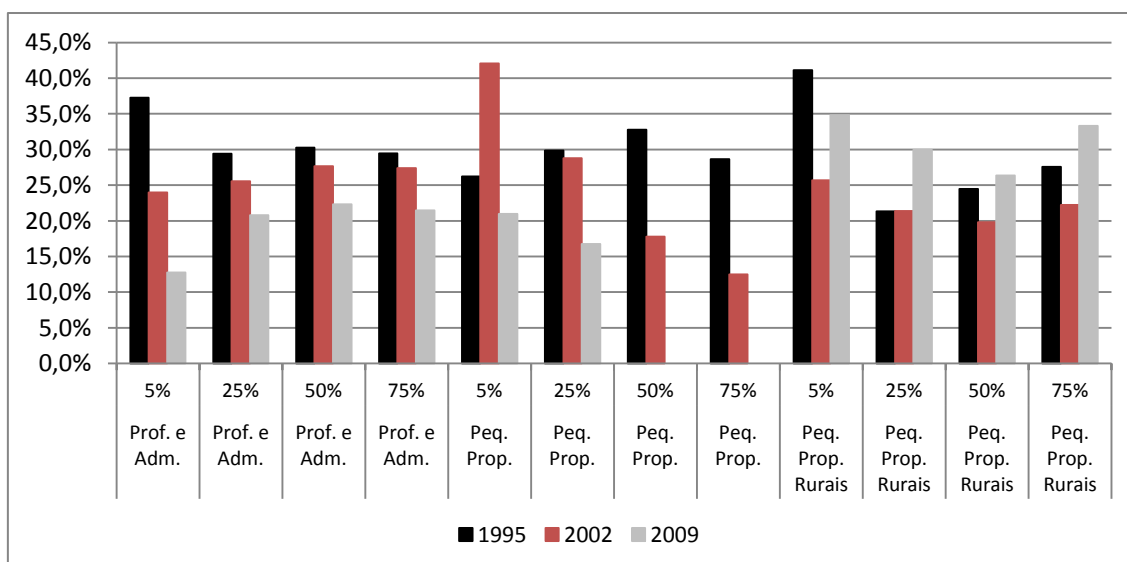


Gráfico 11: Evolução dos coeficientes relacionados à Raça, ano a ano e por percentis, para as categorias de Profissionais e Administradores, Pequenos Proprietários e Pequenos Proprietários Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

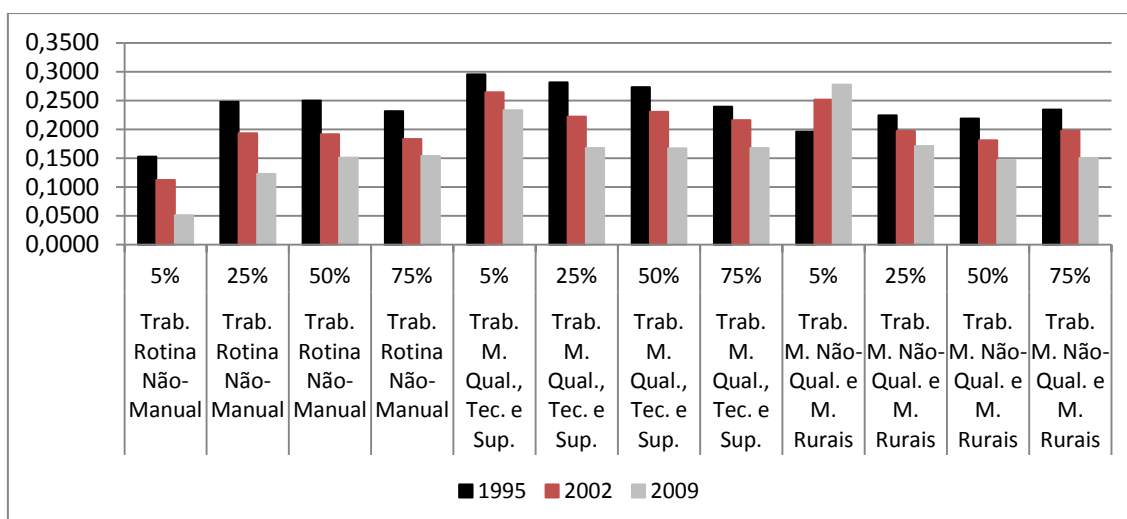


Gráfico 12: Evolução dos coeficientes relacionados à Raça, ano a ano e por percentis, para as categorias de Trabalhadores de Rotina Não Manual, Trabalhadores Manuais Qualificados, Técnicos e Supervisores e Trabalhadores Manuais Não Qualificados e Manuais Rurais.

Fonte: Elaboração própria a partir de cálculos utilizando dados das PNAD's 1995, 2002 e 2009 – IBGE.

Podemos verificar ao observar os gráficos acima que não há um comportamento uniforme para todas as categorias ocupacionais, visto que em algumas os coeficientes relacionados à discriminação racial reduzem quando a renda aumenta e em outras ele permanece constante ou encena trajetória ascendente. Contudo, numa análise temporal, podemos afirmar que, com exceção da categoria dos Pequenos Proprietários Rurais e do primeiro percentil dos Trabalhadores Manuais Não-Qualificados e Manuais Rurais, o aspecto discriminatório no que tange a raça dos indivíduos vem diminuindo.

Destaque importante deve ser feito para o agrupamento de Pequenos Proprietários, que no ano de 2009 apresentou coeficientes sem significância estatística individual nos percentis 50% e 75%, denotando uma possível ausência de discriminação racial.

Outro fato que merece destaque é que os maiores coeficientes calculados para a variável raça são observados nos primeiros percentis de renda, ou seja, a discriminação quanto à raça no mercado de trabalho brasileiro é mais concentrada na camada de baixa renda.

Os resultados vistos nesta subseção apresentam a problemática da discriminação racial no mercado de trabalho brasileiro. Vimos que o fato do indivíduo ser branco gera uma vantagem no crescimento de sua renda em relação às outras raças. Os resultados obtidos pelo método de Regressões Quantílicas são importantes quando evidenciam que, ao longo da distribuição, a discriminação acontece de formas variadas, sendo que muitas vezes os estratos de menor renda apresentam coeficientes superiores à média, como é o caso, por exemplo, dos Profissionais e Administradores no percentil 5% em 1995, com coeficiente relacionado à raça de 0.3724 e MQO igual a 0.2990, ou dos Trabalhadores Manuais Não Qualificados, que no percentil 5% em 2009 apresentaram coeficiente de 0.2776 e média igual a 0.1808.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversos estudos ao longo do tempo partem da teoria minceriana visando estimar os retornos à educação. É fato indiscutível, inclusive corroborado por este estudo, que a educação é o determinante básico do salário do trabalhador e fonte de abrandamento da desigualdade salarial. Investimentos em educação geram trabalhadores mais produtivos e capacitados, colaborando com o desenvolvimento econômico do país.

As especializações propostas nesta pesquisa, ao estratificar a distribuição em quantis e ao agrupar as centenas de ocupações em seis categorias profissionais, favorecem análises sobre determinantes dos rendimentos, evidenciando resultados mais precisos e valiosos no que tange a problemática da desigualdade salarial e discriminação no mercado de trabalho.

Esta pesquisa confrontou os resultados obtidos mediante regressões quantílicas com os potencialmente calculados via MQO, evidenciando que, ao longo da distribuição, os coeficientes se distanciam de forma relevante da média. Dessa forma, os resultados das regressões quantílicas denotam que à medida que a renda aumenta retornos à educação também são substancialmente maiores em alguns grupos ocupacionais.

De fato, quando retornos à educação são estimados pelo método tradicional de MQO, os resultados giram em torno da média da variável condicional, com as características do “centro” da distribuição sendo “impostas” a toda a distribuição. Regressões quantílicas mostram-se mais adequadas a análises que partem de distribuições demasiadamente heterogêneas, como é o caso das características advindas de uma pesquisa como a PNAD.

Outro tema abordado por esta pesquisa foi em relação à discriminação no mercado de trabalho brasileiro. Os resultados mapeiam a evolução da questão da discriminação quanto a sexo e raça para as seis categorias ocupacionais e por faixa de renda. Embora esteja ocorrendo um abrandamento dos dois tipos de discriminação, eles ainda estão presentes de forma acentuada nas camadas mais baixas de renda.

Uma das motivações deste estudo era captar a evolução dos retornos à educação. Os resultados nos mostram que a educação contribui positivamente com o crescimento do salário em todos os quantis de renda, para todas as categorias ocupacionais e em todos os anos pesquisados. Contudo, sua contribuição vem diminuindo ao longo do tempo, fato que pode estar relacionado à expansão da educação em nosso país. Os

retornos à educação parecem não estar atrelados ao crescimento econômico observado no Brasil nos últimos anos, diferentemente do observado por Langoni (1973).

Diante da vasta literatura que envolve os determinantes dos rendimentos e longe de exaurir o tema, este trabalho, através das especializações propostas, fornece detalhes sobre o comportamento dos retornos à educação e das variáveis de discriminação, podendo orientar de forma mais precisa possíveis políticas de combate às desigualdades.

REFERÊNCIAS

- BARROS, Ricardo P. et al. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. In: BARROS, Ricardo P., FOGUEL, Miguel N., ULYSSEA, Gabriel. *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. IPEA, Brasília, v.1, p.107-127, 2007.
- BRASIL. Secretaria de Assuntos Estratégicos. **Ipeadata**, 2010. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: outubro de 2010.
- _____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **IBGE**, 2010. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: julho de 2010.
- _____. **Ministério da Previdência Social**, 2010. Disponível em: <www.previdenciasocial.gov.br>. Acesso em: outubro de 2010.
- ERICKSON, Robert e GOLDTHORPE, John H. "The CASMIN Project and the American Dream". **European Sociological Review**, v. 8, p. 283-306, 1992.
- _____. **The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies**. Oxford, Oxford University Press, 1993.
- _____. e PORTOCARRERO, Luciene. "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies". **British Journal of Sociology**, v. 30, 1979.
- ECONOMIA, **iG São Paulo**. São Paulo, 19 de Nov. 2010. Disponível em: <http://economia.ig.com.br >. Acesso em 19 nov. 2010.
- FREGUGLIA, Ricardo et al. Education and Labour Market Occupation Outcomes: Evidence from Brazil. **Working Paper**. Lancaster University Management School, 31p. UK, 2011.
- GOLDTHORPE J H: **Social Mobility and Class Structure in Modern Britain**, 2. ed. Oxford: Clarendon Press, 1987.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. W. Regression Quantiles. **Econométrica**, v. 46, n.1, p. 33-50. Jan. 1978.
- KOENKER, R.; HALLOCK. Quantile Regression. **Journal of Economic Perspectives**, v.15, n.4, p. 143-156, 2001.
- LEE, Lung-Fei. Generalized Econometric Models with Selectivity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 507-512, Mar. 1983.
- LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, p. 219-256, 1990.
- _____.Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. **Journal of Development Economics**, n.37, p.199-225, 1992.
- LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e planejamento Econômico**, p. 559-574, 1991.
- LIMA, J. R. F. **Efeitos da Pluriatividade e Rendias Não-Agrícolas sobre a Pobreza e Desigualdade Rural na Região Nordeste**. 2008 157 p. Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.
- MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. São Paulo: USP/ Departamento de Economia, março, 2001.

- MINCER, J. B. **Schooling, Experience and Earnings**. Columbia University Press, New York, 152 p., 1974.
- PASTORE, José. **Desigualdade e Mobilidade Social no Brasil**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1979.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. **Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais**. Texto para discussão n.03, UFRJ, Rio de Janeiro, 2005.
- ROY, Andrew D. Some thoughts on the distribution of earnings. **Oxford Economic Papers**, v.3, p.135-146, 1951.
- SCALON, Maria Celi **Dados**, v. 41, n. 2, 1998.
- _____; RIBEIRO, Carlos Antônio Costa. Mobilidade de Classe no Brasil em Perspectiva Comparada. **Dados**, v.44, n.01, 2001.
- _____. **Mobilidade Social no Brasil: Padrões e Tendências**. Rio de Janeiro, Revan/IUPERJ-UCAM, 1999.
- SCHMICHT, Peter; STRAUSS, Robert. The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models. **International Economic Review**, v.16, p. 471-486, 1975.
- SCHULTZ, T.W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, v.51, n.5, p.1035-1039, 1961.
- SILVA, Nelson do Valle e RODITI, Déborah. "Et Plus Ça Change. Tendências Históricas da Fluidez Social no Brasil", in C. Hasenbalg e N. V. Silva (eds.), **Estrutura Social, Mobilidade e Raça**. Rio de Janeiro, IUPERJ/Vértice, 1988.
- SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não-linearidade no retorno da educação . **Revista de Econometria**, v.19, n.2, 1999.
- UEDA, E. M.; HOFFMAN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, v.6, n.2, 2002.