

A Evolução das Desigualdades por Categorias de Escolaridade no Brasil entre 1996 e 2004: Uma Análise com Regressões Quantílicas para a população urbana.

Ricardo Schmidt Filho^{*}

Marcos Aurélio Andrade^{**}

Maria de Fátima Sales de Souza Campos^{***}

Resumo: Neste artigo foram derivadas regressões quantílicas para o período de 1996 a 2004 a partir dos micro-dados da PNAD. Foram derivadas variáveis categóricas para os diversos estratos educacionais como estratégia para acompanhar a evolução relativa dos rendimentos destas categorias ao longo do período. Além disso, a técnica das regressões quantílicas permitiu distinguir o comportamento das variáveis ao longo da distribuição. A evolução dos coeficientes das variáveis de capital humano sugerem uma convergência entre os estratos educacionais, e sublinha significativa perda de salários relativa para trabalhadores qualificados no Brasil na categoria de Ensino Fundamental I e II. Além disso, a utilização da metodologia quantílica permitiu detectar diferenças de resposta dos rendimentos ao atributo de carteira assinada para os trabalhadores dos quantis inferiores e superiores.

Palavras-Chave: Mercado de Trabalho, Diferenciais de Salário, Regressões Quantílicas.

Abstract: In this paper some quantile regressions were estimated for the period 1996-2004 using the PNAD micro data. Categorical variables were used to describe different educational levels as a strategy to model the evolution of labor income for these categories for a long period of time. The quantile regression technique allows to distinguish the variables' behavior throughout the distribution. The evolution of coefficients for human capital suggests a convergence among the educational categories, and shows the significant loss of relative wages for skilled workers in Brazil in the fundamental level category. Also, the quantile regression techniques allows the analysis to detect diverse response of earnings between formal and non-formal workers from upper and inferior quantiles.

Key words: Labor Market, Wage Differentials, Quantile Regressions.

* Doutorando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná e bolsista do CAPES. E-mail: rschmidtilho@hotmail.com.

** Aluno de Doutorado em Teoria Econômica pela Fundação Getúlio Vargas - EESP. Email: marcosrocha@gyml.com.br
Web-page: marcosrochaeco@blogspot.com

*** Doutora em Economia - PIMES/UFPE. Docente do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina. Email: mfscampos@uol.com.br.

1. Introdução

A compreensão do funcionamento do mercado de trabalho é importante para o entendimento da economia de um país, uma vez que neste mercado são determinados os rendimentos de uma parte muito significativa da população. O Brasil é um dos países com mais elevados níveis de desigualdade de renda do mundo e uma parte considerável desta está relacionada à desigualdade existente nos rendimentos do trabalho entre os indivíduos ocupados. De fato, se a remuneração de todos os trabalhadores no país fosse à mesma, cerca de 60% da desigualdade de renda familiar per capita seria eliminada.¹ Assim sendo a compreensão de como são determinados os rendimentos do trabalho, e de como a educação torna-se um elemento explicativo para os diferenciais destes torna-se relevante. Este artigo se propõe a investigar a evolução dos diferenciais salariais entre os estratos de anos de educação dentro do período de 1996 a 2004, posterior a muitas reformas, e contemporâneo a diversas mudanças que vêm ocorrendo na economia brasileira..

As reformas econômicas que se aprofundaram nos anos 1990 no Brasil são um dos fatores que impactaram sobre a evolução do comportamento do mercado de trabalho. Salm et al (1997) aponta para grandes aumentos de produtividade no setor manufatureiro ao longo dos anos 1990 motivados, principalmente, pela adoção de tecnologia poupadora de trabalho. Barros et al (1996) e Moreira e Najberg (1997) encontraram redução no emprego industrial como resultado da abertura comercial.

Além da avaliação do impacto de transformações internacionais sobre o mercado doméstico, o estudo dos diferenciais salariais por nível de escolaridade tem outras finalidades, entre as quais três podem ser destacadas, como enumerado em Barros e Mendonça (2000): i) revela o montante adicional em salário resultado de maior escolaridade, ou o tamanho do incentivo para os indivíduos adquirirem mais educação; ii) sendo os salários proporcionais à produtividade do trabalhador, e dados os níveis de escolaridade, os diferenciais de salários são uma *proxy* do impacto da educação sobre a produtividade e, através dos canais conhecidos, sobre o crescimento econômico; iii) Os diferenciais de salários informam como as desigualdades educacionais determinam desigualdades salariais.

Barros e Mendonça (2000) argumentam que o impacto da educação não é revelado somente pelo diferencial salarial bruto. Para os autores, as diferenças de remuneração entre níveis de escolaridade podem advir de uma série de outras características dos trabalhadores no mercado de trabalho igualmente importantes que explicam, de forma parcial, os diferenciais de salários. Se os salários dos trabalhadores de maior escolaridade são mais elevados devido a características outras que não a educação, então os diferenciais de salários não fariam, a princípio, com que os trabalhadores de baixa escolaridade desejassem investir em educação, já que mais anos de escolaridade não lhes garantiriam retornos maiores. O tratamento econométrico do impacto da educação, portanto, deve ser feito com a estimação dos diferenciais educacionais entre os grupos por escolaridade, adotando-se o controle de uma série de características individuais observáveis. Dessa forma são obtidos os diferenciais salariais controlados que, estes sim, darão a dimensão real do impacto da escolaridade. Por isso, neste trabalho, a equação minceriana é estendida com diversas variáveis de controle.

O método de equações quantílicas tem sido utilizado para a análise das equações salários como uma extensão a análise convencional aos mínimos quadrados ordinários. Ao longo dos anos, diversas tendências da economia e de comportamento do mercado de trabalho têm alterado a composição da distribuição dos salários. Há, reconhecidamente, diversos fatores de atuação sobre a estrutura de salários que são relevantes: a liberalização comercial; as alterações no perfil da oferta de trabalho das novas gerações; as ações de políticas públicas de assistência e redução da desigualdade, entre outros. Uma análise com regressões quantílicas, por exemplo, ajuda a esclarecer como essas modificações alteram a estrutura dentro da distribuição. Diversos *papers* que estudam o assunto, como Silveira Neto e Campelo (2003), Buchinsky (1994), Chamberlain (1994), Machado

¹ Segundo Foguel e Azevedo (2006).

& Mata (1997) e Fitzenberger e Kurz (1997) aconselham o uso de regressões quantílicas para levar em conta as modificações na distribuição condicional da renda.

Este trabalho busca contribuir à literatura especializada derivando as regressões quantílicas para um *continuum* de tempo, de 1996 a 2004, usando a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)². O objeto do trabalho é avaliar se as diferentes parcelas dos quantis da distribuição da variável de salários apresentam respostas diferenciadas às variáveis exógenas, *em especial com relação aos estratos educacionais e seus retornos*. Além disso, o trabalho inova ao construir uma série de variáveis categóricas para cada um dos estratos de educação formal com vistas à análise diferenciada da evolução dessas categorias. O foco aqui é como evolui a desigualdade entre os estratos de *anos de escolaridade*, ou seja, como o retorno por educação evoluiu dentro da gama dos níveis de educação formal. Neste contexto, o uso da metodologia quantílica estende a análise convencional dos diferenciais de salário, contribuindo com a observação das mudanças que ocorrem dentro da estrutura da distribuição dos rendimentos.

A utilização de uma base de dados como a PNAD permite ainda incorporar na análise uma vasta gama de variáveis *dummies* que oferecem explicações adicionais para os diferenciais de salário que transcendem a observação comum dos fatores de capital humano. Assim, por exemplo, é possível identificar como evoluiu o diferencial de rendimentos salariais por sexo, e como ele se dá ao longo dos quantis, períodos e estratos escolares. Os resultados são avaliados dentro das transformações estruturais de reformas macro e micro que a economia brasileira têm experimentado.

Este artigo está estruturado da forma que se segue: além desta introdução, a seção seguinte detalha alguns aspectos teóricos do arcabouço que deu origem à equação salarial minceriana, qual seja, a teoria do capital humano e suas implicações. Na Seção 3 é apresentada a base de dados e os procedimentos adotados para a construção da amostra, além da metodologia de regressões quantílicas. A Seção 4 apresenta os resultados das regressões. A Seção 5 conclui com uma apreciação geral do trabalho.

2. Fundamentação Teórica

A teoria econômica tem modelos teóricos diversos para descrever a forma com que o mercado de trabalho aloca os rendimentos entre os trabalhadores³. Pode-se dizer que a primeira explicação da determinação dos salários amplamente aceita no *mainstream* veio com o modelo neoclássico original, que dizia que os rendimentos eram derivados da ação da oferta e demanda por mão-de-obra. No equilíbrio, os trabalhadores deveriam ser remunerados de acordo com sua produtividade marginal na produção dos bens e serviços oferecidos na economia. Com o tempo, o modelo se mostrou insuficiente para explicar o funcionamento do mercado, em especial no que se refere à incapacidade em explicitar como os investimentos em educação poderiam determinar diferenças salariais. Tornava-se necessário um modelo de escolhas racionais que explicasse os diferenciais de salários no mercado de trabalho, incorporando no esquema o comportamento dos indivíduos em seu investimento em educação. É isso que a teoria do capital humano se propôs a fazer.

A teoria do capital humano veio ampliar o enfoque da teoria neoclássica inicial, ao defender que a não homogeneidade do fator trabalho era devida a diversos determinantes importantes na formação da mão-de-obra, em especial a escolaridade. Mais tarde, a variável experiência foi também introduzida como elemento importante de determinação dos diferenciais salariais.

A teoria do capital humano prevê que a demanda pela educação está relacionada positivamente com os aumentos nos ganhos vitalícios ou com os benefícios cotidianos que uma formação escolar proporciona.

² Dentro do período excetua-se o ano 2000, ano em que a pesquisa da PNAD não foi realizada.

³ Essa exposição é baseada em Ehrenberg e Smith (2000).

Os ganhos médios dos trabalhadores devem elevar-se com o aumento do nível de educação. Se isso não acontecesse, os incentivos para os estudantes investirem em educação – o que, na maioria das vezes, é muito dispendioso em tempo e dinheiro – desapareceriam. Além disso, é empiricamente constatado que o perfil idade/rendimentos dos trabalhadores tem uma forma convexa, o que a teoria do capital humano explica em termos da evolução do treinamento no emprego. Os ganhos são baixos a princípio, enquanto o indivíduo investe em treinamento, mas irão elevar-se, e de forma rápida, à medida que vão sendo adquiridas novas qualificações que proporcionam remunerações adicionais. Portanto, o aumento mais rápido nos ganhos irá ocorrer no início da carreira do trabalhador, depois, tende a reduzir sua taxa, e, finalmente, irá cair. É essa dinâmica da evolução da variável idade/ganhos que reproduzirá uma forma convexa à função.

Com o passar do tempo, e na medida em que os trabalhadores envelhecem, é natural que a quantidade de investimentos em treinamentos feitos por estes indivíduos tenda a se reduzir. O mesmo acontecerá com a taxa em que aumenta a produtividade. Essa redução da taxa de aumento da produtividade terá como consequência a depreciação das qualificações do trabalhador ao longo do tempo, o que gera uma baixa nos rendimentos médios auferidos com a proximidade da aposentadoria.

Dentro do arcabouço da teoria do capital humano, Mincer (1974) argumenta que o indivíduo dedica-se à educação no começo de sua carreira, quando seu estoque de capital humano é baixo. Esta fase é dedicada pelo indivíduo apenas ao aprendizado, até o período em que este escolherá entrar no mercado de trabalho, quando passa a combinar o processo de aprendizado com algum trabalho que executa. Uma função-salário minceriana típica capta o perfil salário-idade na seguinte forma:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_3 x + \beta_4 x^2 + \beta_5 sx + \mu \quad (1)$$

onde:

y é a taxa de salário do trabalhador;

s é o número de anos de estudo;

x é o número de anos de experiência no mercado de trabalho;

x^2 é o termo experiência ao quadrado;

sx é o termo de interação entre escolaridade e experiência;

μ é um termo erro aleatório.

O termo β_1 é o coeficiente de escolaridade, que mensura a taxa de retorno à educação. Os coeficientes β_3 e β_4 , respectivamente designando a experiência e a experiência ao quadrado, mensuram a importância do treinamento no trabalho e do estoque de capital humano do trabalhador na determinação de seus rendimentos. Mincer (1974) usou a idade de cada trabalhador para montar uma variável *proxy* da experiência. A construção da variável *proxy* toma por hipótese que os trabalhadores entram na força de trabalho logo depois de completar sua educação e que $s + 6$ é a idade de conclusão da formação educacional⁴.

Seja x a experiência; tem-se, de acordo com a especificação convencional minceriana, que:

$$x = idade - s - 6 \quad (2)$$

Os rendimentos decrescentes obtidos por cada ano de escolaridade adicional são captados na equação de salários pelo coeficiente do termo quadrático da educação (s^2), que se espera que seja negativo na estimação. Para a variável experiência ao quadrado (x^2), espera-se que seu sinal seja negativo como forma de refletir a existência dos rendimentos decrescentes; ou seja, o sinal

⁴ É suposto que seis anos é a idade em que o indivíduo começa a estudar.

negativo aponta que, para níveis maiores de experiência, haverá um retorno proporcionalmente inferior da taxa de rendimentos.⁵

Neste tópico destacamos a relevância da educação, em um nível teórico, para a determinação do rendimento dos trabalhadores. Assim percebe que há uma formulação teórica que nos aponta para a pertinência da questão aqui posta.

A seguir parte-se para uma breve análise do método a ser utilizado econometricamente para se capturar o impacto da educação sobre o rendimento.

3. Regressões Quantílicas

A técnica semi-paramétrica de regressões quantílicas tem despertado a atenção de numerosos pesquisadores e servido de instrumental para diversas constatações empíricas. Uma análise com regressões quantílicas ajuda a esclarecer como modificações alteram a estrutura dentro da distribuição. Assim o método torna-se relevante para o estudo presente pois nos permite verificar como as modificações na quantidade de anos de estudo trazem impacto para o rendimento dos indivíduos. A seguir faz-se uma breve revisão sobre a literatura acerca do método de regressões quantílicas.

Estas foram introduzidas na literatura especializada por Koenker e Basset (1978). Buchinsky (1994) é responsável por diversos trabalhos seminais no tratamento por quantis das equações salário. Em uma extensiva análise do assunto, seus resultados mostram que os retornos a escolaridade e experiência diferem ao longo dos quantis da distribuição salarial, embora seus padrões de mudança resultem similares. Significantes diferenças de desigualdade salarial são encontradas em seu artigo ao longo dos grupos de indivíduos por habilidade (*skill*). O autor utiliza dados da *March Current Population Survey* de 1964 a 1988 para os Estados Unidos. O autor alinha diversas explicações concorrentes para seus resultados estatísticos. Entre elas, a de que a demanda por trabalho mudou daqueles trabalhadores qualificados para aqueles menos qualificados; nesse caso, mudanças tecnológicas são apresentadas como explicação (Davis e Haltiwanger (1991), Mincer (1991)). Outra explicação sugere que os déficits comerciais dos Estados Unidos levaram ao declínio do setor manufatureiro e, assim, a um declínio na demanda por trabalhadores “mais bem educados” (Murphy e Welch, 1991). Mudanças nas instituições responsáveis pelo estabelecimento dos salários, como o declínio dos sindicatos e a queda do valor real do salário mínimo, também são fatores apontados comumente para aquele país (Freeman, (1991)).

O resultado que se destaca, segundo o autor, é de que o retorno médio para os anos de educação e os retornos para cada quantil mudam com padrões similares. Entretanto, os retornos para educação *ao longo dos cinco quantis diferem de forma significativa*. De forma geral, os retornos para a educação são maiores para os quantis maiores. Em especial, durante os anos 1980, há um considerável e sem precedentes aumento nos retornos a educação, com grande aumento para os maiores quantis.

Em um artigo que examina a evolução dos retornos para a educação em Portugal durante os anos 1980 e começo de 1990, Hartog *et al* (1994) mostram que a modelagem na média apenas (MQO – Mínimos Quadrados Ordinários) perde diversas características importantes da estrutura salarial. O uso das regressões quantílicas no trabalho desses autores revela que os efeitos da educação não é constante ao longo da distribuição dos salários. Os retornos são maiores para aqueles indivíduos nos maiores quantis da distribuição de salários condicional. A desigualdade salarial em Portugal aumentou no período e os retornos a educação tiveram papel importante neste processo.

De acordo com Buchinsky (1998), os modelos quantílicos têm várias características úteis:

- a) os modelos podem ser usados para caracterizar a distribuição condicional inteira de uma variável dependente, dado um conjunto de variáveis explicativas;

⁵ Para detalhes, consultar Mincer (1974), Becker (1957) e a explicação didática de Ehrenberg e Smith (2000).

- b) o modelo de regressão quantílica tem uma representação de programação linear que torna as estimações fáceis;
- c) a função objetivo da regressão quantílica é uma soma ponderada dos desvios absolutos;
- d) quando o termo erro aleatório tem uma distribuição não normal, os estimadores das regressões quantílicas podem ser mais eficientes do que os obtidos pelo MQO convencional;
- e) as diferentes soluções nos distintos quantis podem ser interpretados como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores ao longo dos vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Assim, diversamente dos coeficientes MQO convencionais, as regressões quantílicas capturam as mudanças na distribuição e em seu formato.

De acordo com a metodologia proposta inicialmente por Koenker e Basset (1978), assume-se que y_i , ($i = 1, \dots, n$), é uma amostra de observações do logaritmo dos rendimentos, e que X_i é um $K \times 1$ vetor que é constituído por variáveis como educação, experiência, e diversas outras variáveis de controle. O modelo de regressão quantílica pode, então, ser definido como se segue:

$$y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (3)$$

$$Q_\theta(y_i : X_i) = X_i' \beta_\theta, \theta \in (0,1) \quad (4)$$

onde $Q_\theta(y_i : X_i)$ representa o θ quantil do log do salário horário condicional dado o vetor de regressores. A regressão quantílica θ pode ser definida como a solução do problema seguinte:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (5)$$

onde $\rho_\theta(\cdot)$ é conhecido como função *check* que, por sua vez, é definida como:

$$\rho_\theta(\cdot) = \begin{cases} \theta u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} \geq 0 \\ (\theta - 1) u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} < 0 \end{cases}$$

A interpretação dos coeficientes das regressões quantílicas é conceitualmente bastante análoga a de regressões MQO. No caso do MQO, os coeficientes das regressões medem a influência das variáveis exógenas sobre a média condicional da variável dependente, enquanto que no caso da regressão quantílica os coeficientes β_θ representam a influência dos regressores sobre a variável dependente condicional ao θ -ésimo quantil.

Neste tópico procurou-se realizar uma breve revisão do método de regressões quantílicas, mostrando como este se desenvolveu e quais suas principais características, que o fazem pertinente para a análise da questão aqui posta. A seguir temos informações sobre a base de dados a ser utilizada no trabalho bem como a discussão dos resultados alcançados.

4. Base de dados e variáveis selecionadas.

A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para os anos de 1996 a 2004, exceto 2000, quando a pesquisa não foi realizada em função do censo demográfico. Uma das virtudes desta base de dados é que ela nos permite a análise tanto do setor formal como do setor informal da economia, permitindo assim que possamos perceber o impacto da escolaridade tanto no mercado de trabalho formal, onde se espera um nível médio de escolaridade maior, como para o mercado informal, com nível médio de escolaridade inferior.

Para a análise empírica foi utilizado o peso do indivíduo na PNAD como variável de ponderação⁶. Foram selecionados apenas os indivíduos economicamente ativos e retirados os trabalhadores agrícolas: a amostra se restringe a trabalhadores urbanos. A diferença substancial de funcionamento dos mercados de trabalhos agrícola e urbano sugere o uso desta distinção. Ademais, a metodologia da PNAD mudou: apenas a partir de 2002 os indivíduos de área rural da região Norte foram incorporados na amostra. Foram também excluídos os aposentados e pensionistas de instituto de previdência federal, estadual ou municipal. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões.

A especificação das equações-salário estimadas neste trabalho é a seguinte:

$$\ln w = \alpha + \beta_0 \text{FUNDAMENTALI} + \beta_1 \text{FUNDAMENTALII} + \beta_2 \text{ENSINOMÉDD} + \beta_3 \text{ENSINOSUPERIOR} + \beta_4 \text{PÓSGRAD} + \beta_5 \text{EXP} + \beta_6 \text{EXP}^2 + \beta_7 \text{SxEXP} + \beta_8 \text{HOMENS} + \beta_9 \text{BRANCOS} + \beta_{10} \text{CASADOS} + \beta_{11} \text{FORMAIS} + \beta_{13} \text{CHEFESFAML} + \beta_{14} \text{CENTROESTE} + \beta_{15} \text{NORDESTE} + \beta_{16} \text{SUL} + \beta_{17} \text{SUDEST} + \varepsilon$$

onde:

FUNDAMENTALI é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo tem anos de escolaridade completo ou incompleto no Ensino Fundamental I, e 0 se não;

FUNDAMENTALII é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo tem anos de escolaridade completo ou incompleto no Ensino Fundamental II, e 0 se não;

ENSINOMÉDIO é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo tem anos de escolaridade completo ou incompleto no Ensino Médio, e 0 se não;

ENSINOSUPERIOR é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo tem anos de escolaridade completo ou incompleto no Ensino Médio, e 0 se não;

PÓSGRAD é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo tem anos de escolaridade completo ou incompleto na Pós Graduação, e 0 se não;

EXP é uma *proxy* da experiência do indivíduo;

*EXP*² é o quadrado da *proxy* de experiência do indivíduo;

SxEXP é o termo do produto dos anos de escolaridade e experiência do indivíduo;

HOMENS é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é do sexo masculino, e 0 se não;

BRANCOS é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é da cor branca, e 0 se não;

CASADOS é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é casado, e 0 se não;

FORMAIS é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é trabalha no setor formal com carteira assinada, e 0 se não;

CHEFESFAMIL é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é o responsável pela família, e 0 se não;

CENTROESTE é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo vive na região Centro-Oeste do país, e 0 se não;

NORDESTE é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo vive na região Nordeste do país, e 0 se não;

SUL é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é vive na região Sul do país, e 0 se não;

SUDEST é uma variável categórica com valor 1 se o indivíduo é vive na região Centro-Oeste do país, e 0 se não;

ε é o termo erro estocástico da regressão.

As 5 primeiras variáveis buscam destacar o impacto dos anos de estudo sobre os rendimentos. As três seguintes buscam captar o impacto da experiência do trabalhador. A variável Homens procura captar se há segmentação por gênero no país⁷. Já a variável Brancos busca captar a

⁶ Com o *software* estatístico Stata 9.0, essa ponderação é feita pelo procedimento *analytical weights*.

⁷ Para maiores detalhes sobre a discriminação por sexo ver Menezes Filho e Sorzafave (2001).

divergência salarial devido a cor da pele. A variável formal busca mensurar o prêmio salarial por estar inserido no segmento formal da economia. Destacam-se, por fim, as variáveis regionais, uma vez que, a dinâmica do emprego em nível regional apresenta divergências devido às diferentes composições e estruturas econômicas regionais. Assim busca-se controlar o impacto sobre a escolaridade das realidades do mercado de trabalho de distintas regiões do país.

No próximo tópico parte-se para a apresentação dos resultados e a discussão dos mesmos.

5. Resultados e Discussão

Nesta seção são analisados os resultados advindos das equações salariais quantílicas. Todas as equações tiveram uma formatação gráfica dos coeficientes estimados ao longo dos anos cobertos pela análise para facilitar a interpretação. A Tabela 1 no final do texto apresenta as estatísticas descritivas convencionais das variáveis utilizadas nas regressões.

Os coeficientes de todas as variáveis das regressões foram significantes ao nível de significância de 5%. O R^2 das equações OLS convencionais situam-se na faixa dos 0,45, como é comum obter-se na literatura de equações-salário – uma vez que foi desconsiderada, na análise, a filiação industrial de cada trabalhador, o que reduz o potencial de explicação das equações, mas simplifica a exposição com uma especificação mais enxuta. A ênfase desse trabalho recai, portanto, sobre a análise das mudanças ao longo do tempo *dos parâmetros das variáveis de escolaridade*, mais do que no comportamento de outros fatores que possivelmente expliquem os diferenciais de salário.

Cada variável de escolaridade agrega indivíduos com o nível de escolaridade completo ou incompleto de um estrato: se o indivíduo tem o Ensino Superior incompleto ou completo como anos de escolaridade, a variável “Ensino Superior” resulta igual a 1; caso contrário, resulta igual zero. Foram feitas *dummies* para cada um dos estratos de escolaridade; o grupo base são os indivíduos sem estudo. A razão da incorporação das *dummies* está no interesse em como as posições relativas dos estratos escolares evoluiu, mais do que a análise do retorno por escolaridade de um ano adicional propriamente dito.

A estratégia de estudo das equações foi a análise comparativa das variáveis, categóricas ou não, e seus resultados ao longo do tempo, do quantil, ou de alguma categoria da amostra de interesse (estrato educacional, por exemplo). Na análise gráfica e por tabelas, as variáveis categóricas foram devidamente corrigidas para informar o impacto percentual sobre o salário que descrevem, ou seja, os valores das variáveis *dummies* para o logit quantílico foram ajustados através da relação:

$$\text{valor percentual} = [\exp(\text{coeficiente da variável}) - 1]$$

Para o ano de 2000, quando não foi realizada a pesquisa da PNAD, a análise se fez com a média dos coeficientes dos anos imediatamente anterior e subsequente. Os gráficos foram construídos a partir das *dummies* das regressões quantílicas, que informam, condicional a cada quantil, o diferencial percentual de salários para os atributos da variável categórica, tudo o mais mantido constante.⁸

As regressões que deram origem aos gráficos mostram resultados para as variáveis de controle que já são esperados para as *cross-sections*: a educação determina positivamente os salários, assim como a experiência, para todos os períodos e quantis. A experiência aparece com sinal positivo na determinação dos salários, embora sua contribuição seja tênue. O termo de interação de escolaridade e experiência aparece nulo ou fracamente positivo. A experiência ao quadrado é nula na maioria das regressões, sugerindo que não-brancos, trabalhadores formais mais do que informais, chefes de família com relação a outros membros da casa. Há diferenciações no

⁸ Note-se que as variáveis de escolaridade têm como base o grupo de indivíduos sem escolaridade, que se assume relativamente constante no período; mudanças nesse grupo alteram as magnitudes para as variáveis *dummies*. Entretanto, o foco do trabalho está mais sobre a evolução comparativa entre os estratos educacionais, que possuem um grupo de escolaridade em comum como relação.

comportamento dessas variáveis em relação ao quantis que serão mais bem explorados nas análises gráficas. Pode-se visualizar nos quadros da Figura 5 um resultado que é compartilhado por todos os quantis da distribuição: a convergência dos retornos percentuais a escolaridade entre os estratos: ou seja, fica evidenciada uma redução da desigualdade entre diplomas, controladas as características observáveis. Entretanto, a menor convergência se dá no quantil $q=90$: o estrato de pós graduação mantém o coeficiente de relação 6 com o grupo de indivíduos sem escolaridade⁹. De modo geral, o estrato de pós graduação mantém, *coeteris paribus*, o dobro em termo de retornos salariais com relação ao estrato de ensino superior.

Mas as maiores discrepâncias reveladas pela separação entre os quantis está entre os grupos de escolaridade ao longo dos quantis. No quantil $q=25$, o extremo inferior do estrato educacional analisado, a pós-graduação, tem seus retornos à escolaridade mantidos mais ou menos constantes ao longo do período em com coeficiente de relação de 3,5 em relação ao grupo de indivíduos sem escolaridade. Os indivíduos com ensino superior mantêm um coeficiente de relação de cerca 1,5. A partir do quantil $q=50$, a distinção entre grupos superiores e inferiores de diplomas se acentua: no quantil $q=50$, a relação entre o rendimento por escolaridade controlada para indivíduos de pós graduação atinge uma média de coeficiente de relação a indivíduos sem escolaridade igual 5; para $q=75$, esse estrato chega a atingir coeficiente de relação 6 no intervalo 1998-1999, havendo ligeira redução até 2004.

Para os outros estratos inferiores à pós-graduação, o retorno a escolaridade relativa entre os estratos é menos discrepante e mais uniforme durante o período de análise, para todos os quantis: o ensino superior mantém uma média de coeficiente de relação 3. Entretanto, a evolução deste estrato nas figuras mostra que ensino superior foi o nível de educação que mais perdeu em termos relativos ao longo do período em seus retornos à escolaridade controlada. Essa trajetória é particularmente acentuada para os quantis $q=25$ e $q=50$.

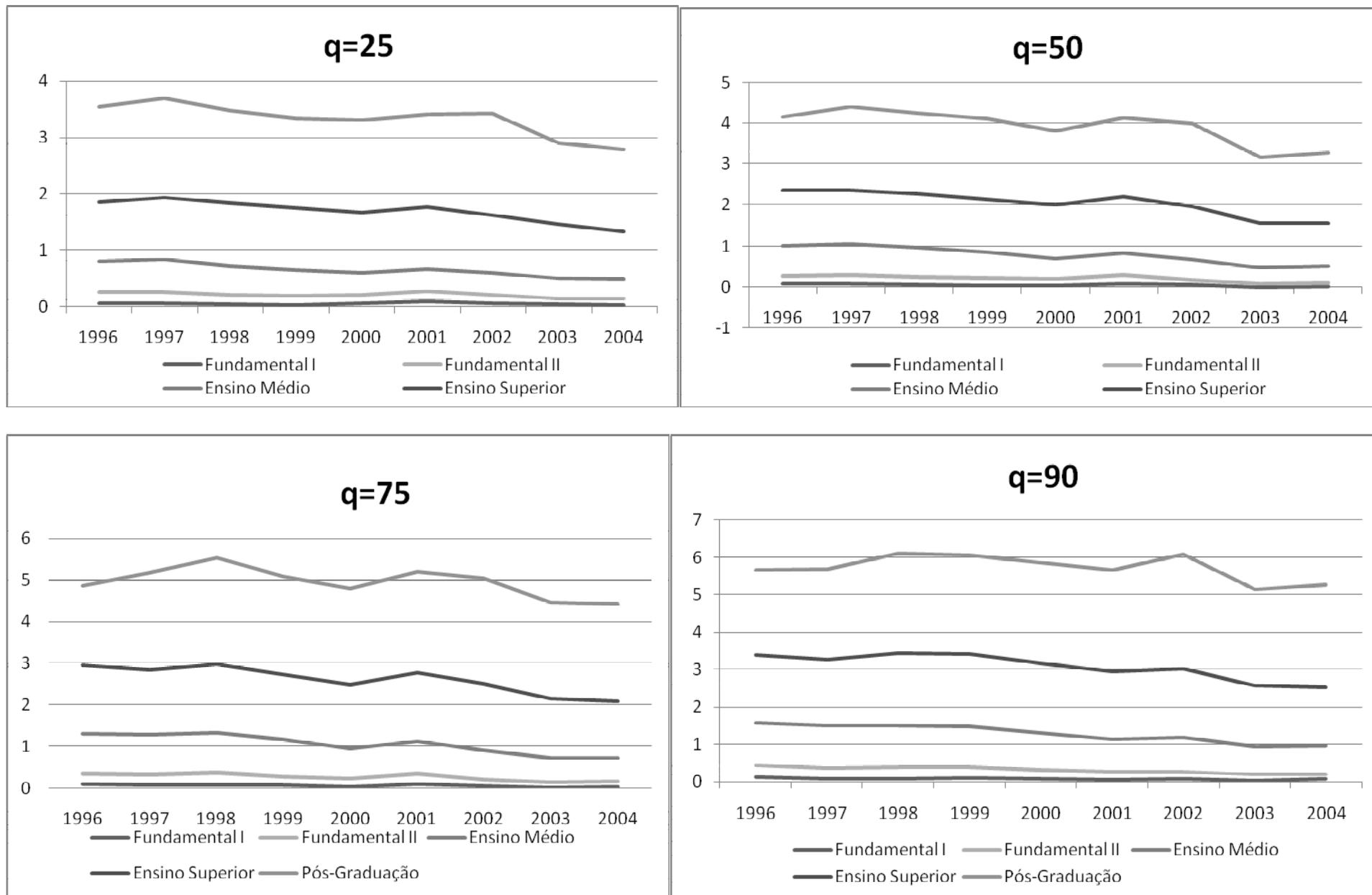
O acréscimo salarial dos indivíduos com ensino Fundamental I ou II com relação ao grupo base é mínimo em todos os quantis analisados e convergiram ao longo de todo o período. A tendência de crescimento nesse período se verifica de forma mais tênue para os quantis superiores da distribuição, se concentrando em menos de 50% de acréscimo relativo de rendimento por escolaridade com relação aos indivíduos sem escolaridade.

Outra observação importante a se fazer com relação à evolução dos coeficientes é que todos os estratos por educação para a maioria dos quantis da distribuição experimentaram queda relativa de seus rendimentos (exceto para pós-graduação em $q=90$); o ponto de inflexão da convergência é definitivamente a partir de 2002, início do governo Lula, onde a inflexão se torna mais visível.

Pode-se dizer que as curvas determinaram convergência para todos os estratos e quantis (exceto $q=90$) no final do período, indicando queda da desigualdade salarial entre os grupos de escolaridade. A explicação desse comportamento pode ser bem ampla. Como aponta Arbache (1998), a convergência dos salários e a grande competitividade no mercado de trabalho atualmente observada não deve ser exclusivamente relacionada a um só motivo, como por exemplo, a abertura comercial e as reformas com orientação pró-mercado do período após a era Collor. Outros fatores, como a estabilização da inflação, a inserção do investimento estrangeiro direto, a consolidação da estabilidade política, a redução na força de atuação dos sindicatos, entre outros fatores, podem ter contribuído para os resultados evidenciados na Figura 5.

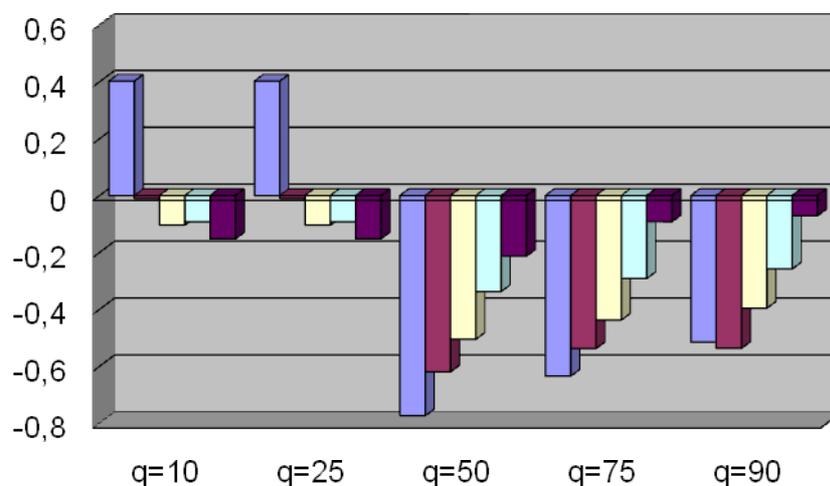
⁹ Os coeficientes devem ser multiplicados por 100 para serem interpretados como relações de porcentagem.

Grafico 1 – Evolucao dos rendimentos por estrato educacional ao longo de 1996-2004, para os quantis 25, 50, 75 e 90



Fonte: Construção a partir das variáveis categóricas das regressões. Todas as variáveis têm significância inferior a 5%.

Gráfico 3. Diferença de pontos percentuais das variáveis de rendimento por escolaridade entre o ano de 1996 e o de 2004 para os diversos quantis e estratos de educação

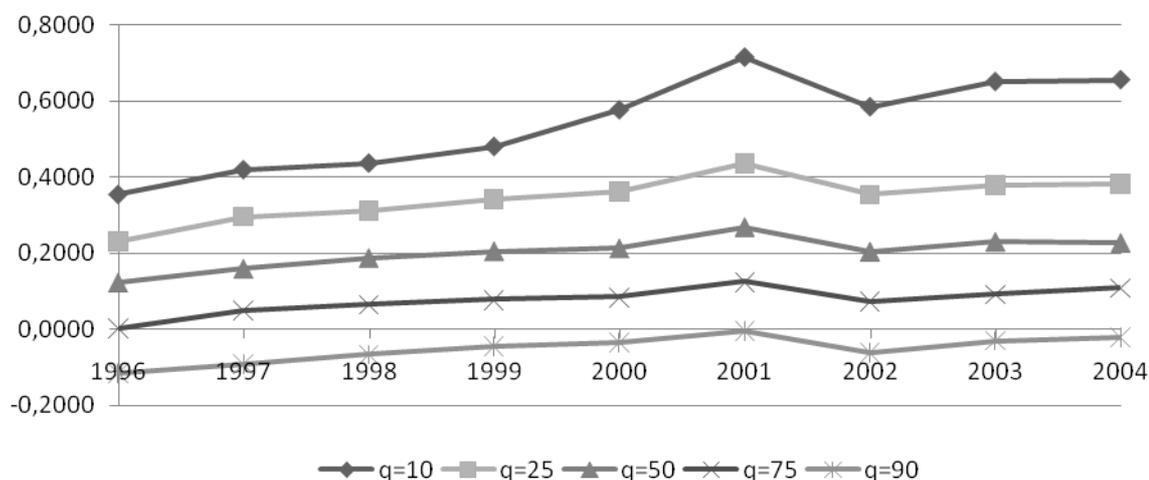


■ Fundamental I ■ Fundamental II □ Ensino Médio □ Ensino Superior ■ Pós-Graduação

Fonte: Construção a partir das variáveis categóricas das regressões. Todas as variáveis têm significância inferior a 5%.

O Gráfico 3 apresenta a diferença em pontos percentuais, no eixo vertical, das variáveis categóricas de cada estrato de escolaridade, para cada quantil. A idéia é mostrar, na diferença entre o ano de início (1996) e o ano final (2004), quem ganhou e quem perdeu em termos de rendimento relativo. O resultado para 10^o e para o 25^o quantil é de que, neste período, o estrato com Ensino Fundamental I foi o único com sinal positivo, sendo o estrato de pós-graduação o que mais perdeu. Para o 50^o e o 75^o quantil, entretanto, todos os estratos escolares experimentaram perdas relativas (lembrando que o grupo de base para as *dummies* são indivíduos sem escolaridade); o estrato de Pós-Graduação deteve menores perdas; o estrato de Ensino Fundamental I teve os sinais negativos mais significantes. Para o quantil 90^o o comportamento dos coeficientes é semelhante, embora aqui o maior sinal negativo seja para o estrato do Ensino Fundamental II.

Gráfico 4. Rendimento marginal dos trabalhadores formais ao longo do período, para os diversos quantis da distribuição



Fonte: Construção a partir das variáveis categóricas das regressões. Todas as variáveis têm significância inferior a 5%.

As variáveis que não se relacionam diretamente com o estudo da posição relativa dos diversos grupos de escolaridade aos rendimentos são usadas para controlar efeitos dos indivíduos nos ganhos que não são contemplados unicamente pelo investimento em educação. Sua presença nas estimativas são como variáveis de controle, não fazendo parte do foco principal do estudo. Entretanto, a análise da situação formal com o uso das regressões quantílicas traz resultados para os diversos pontos da distribuição que tornam importante algum comentário a respeito dos resultados expostos no Gráfico 4. Este gráfico apresenta que o atributo de carteira assinada é negativamente relacionado com o quantil da distribuição onde se insere o trabalhador. O eixo vertical mostra a diferença percentual dos rendimentos dos trabalhadores formais com relação aos informais, tudo o mais mantido constante. Visualiza-se que, quanto mais alto na distribuição quantílica de salários, menor a importância da diferença a favor dos trabalhadores formais, sendo que, para o quantil superior 90^o, a situação de emprego formal sinaliza influir *negativamente* nos rendimentos com relação à situação informal. Uma explicação possível para esse resultado é o de que a heterogeneidade de escolaridade dos trabalhadores nestes quantis é maior, quando comparada aos quantis superiores da distribuição. De fato, é reconhecido na literatura que os empregadores tendem a registrar em carteira um salário menor que o efetivamente recebido para trabalhadores estabelecidos nos quantis superiores da distribuição.

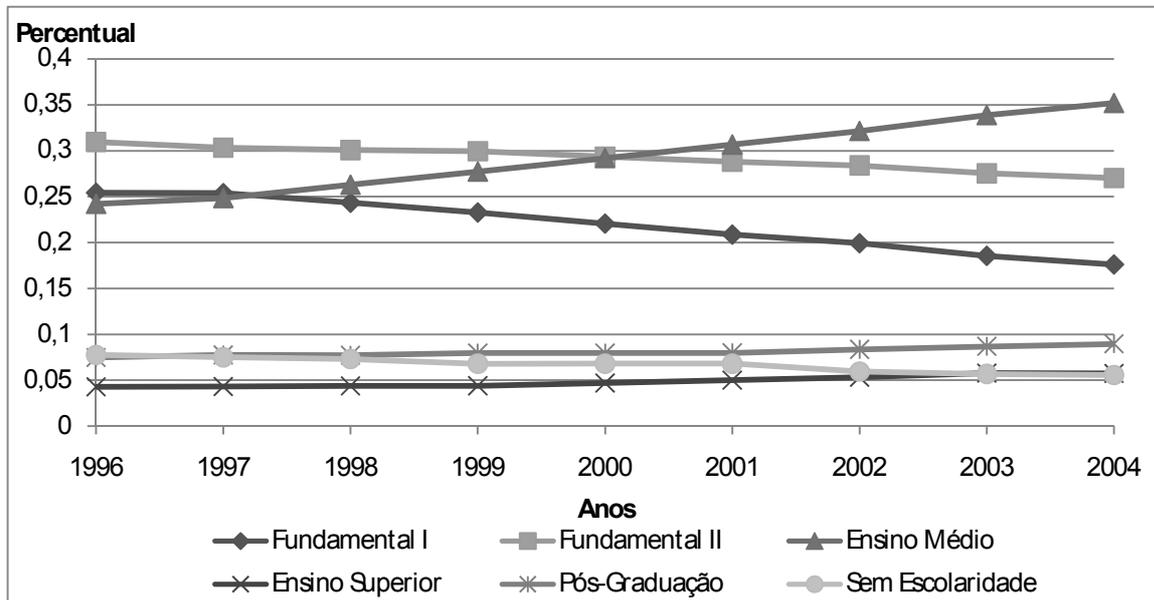
Para todos os quantis houve uma evolução positiva dos rendimentos dos trabalhadores formais em relação aos informais, atingindo pico em 2001. Para os quantis inferiores, a situação formal no trabalho garante substanciais acréscimos de rendimento percentuais. No trabalho de Menezes Filho et al (2004), são estimadas equações de salário como função da situação de formalidade utilizando-se pseudo-painéis e uma metodologia que controla o viés de auto-seleção na escolha do setor. Os autores encontraram que, condicional ao nível de escolaridade, a remuneração do setor informal supera à do setor formal; a proteção legal não garantiria acréscimos salariais aos indivíduos. As vantagens oferecidas pelo setor formal seriam compensadas no setor informal por uma remuneração adicional. Os autores apontam ainda que a existência de viés de auto-seleção no mercado de trabalho indica que, condicional ao nível de escolaridade, o diferencial de salários observados entre formais e informais decorre da melhor qualidade da força de trabalho no setor formal. Pode haver convergência desses resultados com as conclusões derivadas aqui, mas apenas para o topo da distribuição dos salários, na medida em que nesse estrato os resultados para a *dummy* do setor formal aparecem com sinal negativo. Uma possibilidade que explique esse resultado de que, apenas nos segmentos superiores da distribuição, os trabalhadores sem carteira assinada recebem maiores salários que os trabalhadores formais, é a de aqueles recebam um prêmio compensatório em salários pela ausência dos benefícios garantidos pela carteira assinada. Para motivar a permanência dos trabalhadores informais nessa situação, é possível que estes recebam um “prêmio salarial” tal que, dado sua escolaridade, detenham seus rendimentos na posição superior da distribuição. Além disso, pode-se argumentar que é institucionalmente comum que o atributo de carteira assinada deixe de ser um atributo relativamente importante para algumas categorias de profissionais liberais ou *free-lancers* dadas as peculiaridades de suas atividades¹⁰, o que faria com que essas categorias predominassem, controlada a escolaridade, no extremo superior da distribuição dos salários.

O Gráfico 6 detalha a evolução dos percentuais de indivíduos em cada um dos estratos de escolaridade ao longo do período. O eixo vertical mostra os percentuais. Os dados mostram que a oferta de indivíduos com escolaridade de Ensino Fundamental I e II caiu drasticamente – possivelmente devido à ascensão de parte dos trabalhadores a postos escolares superiores, em face às maiores exigências do mercado de trabalho na atualidade. Possivelmente esta redução na oferta deste estrato explique os ganhos relativos de rendimentos desta categoria – ou as menores perdas relativas – frente aos outros estratos escolares, como é evidenciada no Gráfico 4. Analogamente, o grupo de Ensino Médio experimentou aguda inserção, assim como os grupos de Ensino Superior e

¹⁰ Maior flexibilidade de horários e atendimentos a clientes, múltiplas jornadas permitidas pela situação informal, etc.

de Pós Graduação, de forma mais suave. Essas foram exatamente as categorias que, junto ao aumento de sua oferta relativa, tiveram sensíveis perdas de rendimentos frente aos demais indivíduos da amostra.

Gráfico 6. Evolução das posições da oferta dos grupos por escolaridade



Fonte: Construção a partir das análises descritivas da amostra.

É importante notar que este trabalho se absteve de acrescentar variáveis que caracterizassem a categoria de ocupação dos trabalhadores, por simplificação. Entretanto, como mostra Arbache (1998), enquanto as variáveis de capital humano ainda se mostram como os principais fatores determinantes dos salários durante a década de 1990, a afiliação industrial, um fator tradicional determinante de segmentação de salários (em especial durante a década de 1980), teve sua importância decrescida ao longo dos anos 1990. Em 1996, a afiliação industrial estava em sétimo lugar em importância na determinação dos diferenciais de rendimentos, atrás de todas as variáveis que relacionavam capital humano, ocupação, assim como outras variáveis categóricas tais como o diferencial por gênero e o pagamento de hora-extra.

6. Considerações Finais

Neste artigo foram derivadas regressões quantílicas para o período de 1996 a 2004 a partir dos micro-dados da PNAD. Foram derivadas variáveis categóricas para os diversos estratos educacionais como estratégia para acompanhar a evolução relativa dos rendimentos destas categorias ao longo do período. Além disso, a técnica das regressões quantílicas permitiu distinguir o comportamento das variáveis ao longo da distribuição, que pode não ser o mesmo: trabalhadores formais no quantil inferior recebem mais *ceteris paribus*, enquanto que, para os trabalhadores dos quantis superiores, a carteira assinada é um atributo negativo.

A evolução dos coeficientes das variáveis de capital humano sugerem uma convergência entre os estratos educacionais, e sublinham significativa perda relativa da categoria Ensino Fundamental I e II. A análise da conformação da oferta dos indivíduos frente a seus anos de escolaridade mostra significativo aumento da inserção relativa de trabalhadores mais escolarizados no mercado de trabalho urbano. Entretanto, uma análise detalhada da influência dos setores onde cada indivíduo se encontra empregado, como subsídio adicional às regressões, fica como uma possível extensão do trabalho no futuro.

7. Bibliografia

- ARABSHEIBANI, G. R, CARNEIRO, F. G, HENLEY, A. Human Capital and Earnings Inequality in Brazil, 1988–1998: Quintile Regression Evidence. **World Bank Policy Research Working Paper**, nº 3147, 2003.
- ARBACHE, J. S. How do economic changes affect the structure of wages: the case of Brazilian manufacturing, 1984-1996. **In: 1999 Royal Economic Society Conference 1999**, Nottingham, 1999.
- ARROW, K. Higher education as a filter. **Journal of Public Economics**, 2, p.193-216, 1973.
- BARROS, R.P.; MENDONÇA, R. e FOGUEL, M. O Impacto da Abertura Comercial sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro. **Águas de Lindoia: Annals of XXIV Brazilian Economic Meeting**, 1996.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Salário e Educação no Brasil. **Projeto Nordeste/Fundescola**, Série Estudos, n. 10, 2000.
- BECKER, G. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. **Journal of Political Economy**, v.70, 1962.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression: A practical guideline for empirical research. **Brown University and NBER**, 1997.
- EHRENBERG, R. e SMITH, R. **A Moderna Economia do Trabalho: Teoria e Política Pública**, Quinta Edição, Makron Books, 2000.
- FOGUEL, M. N.; AZEVEDO, J. P. Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1984-2005. IPEA, texto para discussão 1247, Rio de Janeiro, 2006.
- KOENKER, R. e BASSET, G., Regression Quantiles. *Econometrica*, n. 46, 1978.
- MENEZES FILHO, N., MENDES, M., ALMEIDA, E. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, vol. 58, n. 2, 2004.
- MENEZES FILHO, N. A.;SORZAFAVE, L. A Participação Feminina no Mercado de Trabalho Brasileiro: Evolução e Determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, V. 31, N. 3, P. 441-478, 2001
- MILNER, C. e WRIGHT, P. Modelling Labour Market Adjustment to Trade Liberalisation in an Industrializing Economy?, **Economic Journal**, nº 108, 1998.
- MINCER, J. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: NBER Press, 1974.
- MOREIRA, M.M. e NAJBERG, S. Abertura Comercial: Criando ou Exportando Empregos? **Texto para Discussão No. 59**, Rio de Janeiro: DEPEC - Banco de Desenvolvimento Econômico e Social, 1997.

- OLIVEIRA, C. e RIOS-NETO, E. Tendências da Desigualdade Salarial para Coortes de Mulheres Brancas e Negras no Brasil. **Estudos Econômicos**, n. 36, 2006.
- PAUS, E.A. e ROBINSON, M.D. The Implications of Increasing Economic Openness for Real Wages in Developing Countries, 1973-90. **World Development**, nº 25, 1997.
- REVENGA, A. Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing, **Journal of Labor Economics**, nº 15, 1997.
- SALM, C.; SABOIA, J. e CARVALHO, P.G.M. Produtividade na Indústria Brasileira: Questões Metodológicas e Novas Evidências Empíricas, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, nº 27, 1997.
- SILVEIRA NETO, R. da M. e CAMPELO, A. K. O Perfil das Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas para os anos de 1992 e 2001, **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**, Porto Seguro, 2003.

Tabela 1 – Estatística Descritiva das variáveis

	1996		1997		1998		1999		2001		2002		2003		2004	
	Média	Desvio- Padrão														
Inwhw	0.570	0.948	0.609	0.943	0.633	0.929	0.639	1.003	0.890	0.923	0.751	0.915	0.829	0.910	1.003	0.890
Branços – <i>dummy</i>	0.544	0.498	0.537	0.499	0.532	0.499	0.533	0.496	0.500	0.499	0.518	0.500	0.513	0.500	0.496	0.500
Casados - <i>dummy</i>	0.773	0.419	0.769	0.422	0.765	0.424	0.760	0.743	0.437	0.427	0.756	0.430	0.750	0.433	0.743	0.437
Experiência	19.319	12.320	19.382	12.318	19.439	12.364	19.488	19.356	12.696	12.466	19.394	12.513	19.353	12.595	19.356	12.696
Experiência ²	524.996	594.250	527.400	596.794	530.719	595.145	535.200	535.827	599.894	600.124	532.683	595.888	533.180	598.900	535.827	599.894
Formais - <i>dummy</i>	0.524	0.499	0.519	0.500	0.514	0.500	0.505	0.510	0.500	0.500	0.502	0.500	0.500	0.500	0.510	0.500
Fundamental I - <i>dummy</i>	0.254	0.435	0.254	0.435	0.243	0.429	0.233	0.176	0.381	0.422	0.209	0.406	0.199	0.399	0.176	0.381
Fundamental II - <i>dummy</i>	0.309	0.462	0.303	0.460	0.301	0.459	0.299	0.270	0.444	0.458	0.288	0.453	0.284	0.451	0.270	0.444
Homens - <i>dummy</i>	0.579	0.494	0.581	0.493	0.579	0.494	0.572	0.555	0.497	0.495	0.569	0.495	0.564	0.496	0.555	0.497
Médio - <i>dummy</i>	0.242	0.428	0.248	0.432	0.263	0.440	0.277	0.352	0.477	0.448	0.306	0.461	0.321	0.467	0.352	0.477
Nordeste - <i>dummy</i>	0.261	0.439	0.263	0.440	0.270	0.444	0.272	0.269	0.443	0.445	0.270	0.444	0.271	0.444	0.269	0.443
Norte- <i>dummy</i>	0.075	0.263	0.076	0.266	0.076	0.265	0.074	0.123	0.329	0.261	0.111	0.314	0.113	0.316	0.123	0.329
Pós-Graduação- <i>dummy</i>	0.075	0.263	0.077	0.267	0.077	0.266	0.079	0.089	0.285	0.270	0.080	0.271	0.083	0.276	0.089	0.285
Recebimento de Renda- <i>dummy</i>	0.057	0.231	0.053	0.225	0.056	0.229	0.055	0.097	0.297	0.227	0.059	0.236	0.074	0.262	0.097	0.297
Chefe de Família- <i>dummy</i>	0.449	0.497	0.451	0.498	0.454	0.498	0.454	0.450	0.498	0.498	0.459	0.498	0.450	0.498	0.450	0.498
Centro-Oeste- <i>dummy</i>	0.108	0.310	0.113	0.316	0.116	0.320	0.114	0.119	0.324	0.318	0.119	0.323	0.117	0.321	0.119	0.324
Escolaridade	8.112	4.209	8.163	4.230	8.275	4.217	8.430	9.211	4.127	4.196	8.682	4.197	8.887	4.161	9.211	4.127
Sudeste	0.374	0.484	0.369	0.482	0.358	0.479	0.360	0.319	0.466	0.480	0.330	0.470	0.331	0.470	0.319	0.466
Sul	0.183	0.386	0.179	0.384	0.180	0.384	0.180	0.170	0.375	0.384	0.171	0.376	0.169	0.375	0.170	0.375
Superior- <i>dummy</i>	0.043	0.202	0.043	0.203	0.044	0.204	0.044	0.057	0.232	0.205	0.050	0.217	0.053	0.224	0.057	0.232
Escolaridadex Experiência	132.757	98.662	133.853	99.143	136.104	100.427	138.913	151.979	111.261	101.758	142.561	105.728	146.069	107.485	151.979	111.261

whw	3.016	5.728	3.124	7.186	3.149	5.840	3.135	4.461	13.650	5.322	3.537	7.434	3.764	6.551	4.461	13.650
Observações	94447		99377		99570		101792		125791		114113		118189		125791	

Fonte: Resultados da pesquisa a partir das PNADs.