

**ÁREA DE INTERESSE:** Economia regional e agrícola

**Título:** Capital Humano Diminui Desigualdade? Evidências Para o Brasil a Partir de Regressões Quantílicas.

**Palavras-chave:** salário, capital humano, desigualdade, regressão quantílica, setor agrícola e análise contrafactual.

**Autor:** Wellington Ribeiro Justo

**Professor da Universidade Regional do Cariri (URCA) – Doutorando em Economia(PIMES).**

**Rua João Cardoso Aires, 325/202 Boa Viagem – Recife –PE CEP 50 130 300**

**Tel: 0xx (81) 8848 1898**

**justowr@yahoo.com.br**

## **Capital Humano Diminui Desigualdade? Evidências Para o Brasil a Partir de Regressões Quantílicas.**

**Resumo** - Este artigo faz uma análise empírica das taxas de retorno do capital humano durante o período de profundas e aceleradas mudanças macroeconômicas ocorridas no Brasil no período 1992-2002, notadamente, a liberalização comercial, fazendo uso das PNAD's. Foram estimadas regressões quantílicas para obter o perfil do impacto do capital humano na distribuição dos salários. Os resultados indicam evidências do crescimento da desigualdade nas taxas de retorno à educação. Contudo, há evidências que a educação não é utilizada como um dispositivo na seleção pelo mercado de trabalho, mas é considerada com uma associação intrínseca à produtividade. Apesar das taxas de retorno terem sido mais altas para os quantis superiores da distribuição, melhorias nas características de dotação e educação têm sido sentidas mais fortemente para os trabalhadores situados nos quantis inferiores e têm sido reconhecidas e remuneradas pelo mercado de trabalho, compensando os efeitos das taxas de retorno. Os resultados também apontam para uma diminuição das diferenças salariais entre os trabalhadores do setor agrícola com os demais setores, em especial para os situados nos quantis mais elevados da distribuição.

**Palavras-chave:** salário, capital humano, desigualdade, regressão quantílica, setor agrícola e análise contrafactual.

**Abstract** - This paper undertakes an empirical examination of rates of return to human capital in Brazil through the period of macroeconomic stabilization and trade liberalization (1992-2002), using data from the PNAD. An appropriate empirical strategy is to fit the earnings model across different points in the conditional sample distribution using the quantile regression. Simultaneous quantile equations are estimated to gain a picture of the impact of human capital on earnings across the hourly earnings distribution. Counterfactual analysis is considered showing the changes in the actual (empirical) distributions and in the conditional distributions. The results aim that there is evidence for growing inequality in rates of return to education in Brazil. However find evidence that education is no longer used as a screening device in the labour market, but rather rewarded for its innate association with higher productivity. Although increases in rates of return to education have been more pronounced at the top of the earnings distribution, this has not led to increased inequality. This is because levels of education and other labour market-rewarded endowments have increased and offset the rate of return effect. The results also reveal that is evidence for narrow differentials wage between workers in agricultural sector and workers in other sectors for those higher up the earnings distribution.

**Keywords:** earnings, human capital, inequality, quantile regression, counterfactual analysis.

**JEL Classification:** R15, J31, I20, C14

## 1 - Introdução

Nos últimos 20 anos, os países em desenvolvimento têm experimentado grandes mudanças, sobretudo na economia, seguindo a instabilidade econômica internacional das décadas de 70 e 80 do século passado. Vários foram os países que adotaram programas de ajuste estrutural para enfrentar desequilíbrios na balança de pagamentos e controlar altas taxas de inflação. Por volta da metade dos anos 80 alguns países adotaram mudanças sem precedentes envolvendo liberalização comercial, privatização de empresas estatais, desregulamentação do mercado financeiro, de capitais, de produto e trabalho que têm provocado mudanças profundas e aceleradas nas economias destes países (Arbache, 2000).

Na literatura internacional, trabalhos tais como: Kats and Murphy (1992), Arbache (1998) entre outros têm mostrado que as reformas econômicas “liberais” têm apresentado efeitos tanto de curto quanto de longo prazo no mercado de trabalho, especificamente no aumento da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados e o aumento do desemprego, notadamente entre os trabalhadores de baixa qualificação, nos países desenvolvidos. Entretanto há uma defasagem em termos de conhecimento dos efeitos destas mudanças nos países em desenvolvimento.

Do ponto de vista de arcabouços teóricos, Trabalhos como Murphy and Welch (1992), Juhn, (1999) entre outros têm se utilizado das previsões do modelo de Heckscher-Ohlin (H-O) para avaliar o comportamento do retorno das variáveis de capital humano como resultado de uma mudança estrutural na demanda em favor do trabalho qualificado. Contrapondo ao modelo de H-O, trabalhos como Robins e Gindling (1999) documentam aumento na demanda relativa por trabalho qualificado em países em desenvolvimento.

Evidências para o Brasil sugerem aumento nos retornos das variáveis de capital humano no período pós-reformas econômicas, remetendo a possíveis mudanças na estrutura de demanda por trabalho. Arbache (1999) tenta explicar a tendência do aumento da desigualdade verificada no Brasil nos anos 90. Uma outra abordagem empírica utilizada para tratar do retorno das variáveis do capital humano e desigualdade e renda no Brasil têm sido os modelos de regressão quantílica. Nesse sentido, trabalhos como Silveira Neto e Campelo (2003), Araújo Júnior e Silveira Neto (2004) entre outros exploram esta abordagem. Especificamente para verificar a tendência dos retornos das variáveis de capital humano no Brasil após a liberalização econômica, destaca-se o trabalho de Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003).

Dentro desta última perspectiva, este artigo procura avançar em termos da literatura preenchendo algumas lacunas, quais sejam: trabalhar com dados mais recentes, acrescentar variáveis importantes para controle do retorno ao capital humano, bem como comparar o retorno ao capital humano entre homens e mulheres e verificar o comportamento dos diferenciais de salários entre o setor agrícola e os demais setores da economia. Este trabalho insere-se em uma preocupação teórica e empírica que consiste em analisar o impacto da liberalização econômica no mercado de trabalho. Para consecução deste objetivo, estimar-se-ão regressões quantílicas de capital humano, para obter o retrato do impacto do capital humano em diferentes pontos da distribuição de salário no Brasil, fazendo uso da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), referente aos anos de 1992, 1995 e 2002.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: além dessa introdução, na seção seguinte apresentam-se alguns aspectos teóricos sobre capital humano. Na seção 3 é realizada uma análise descritiva do perfil do capital humano, no que diz respeito a anos de estudo, idade, experiência, interação estudo e experiência, sugerindo a idéia de desigualdade: ao longo da distribuição salarial e inter-regional das variáveis de capital humano. Na Seção 4 são apresentados os resultados econométricos e um exercício contrafactual. Na seção 5 podem ser encontradas as principais conclusões obtidas.

## **2 - Abordagem Empírica**

Na teoria do capital humano, Arabsheibani (1998) argumenta que o investimento em capital humano aumenta a renda dos indivíduos uma vez que a aquisição de educação eleva a produtividade. Uma explicação alternativa é que a educação age apenas como um filtro ou uma seleção. Daí surge uma questão importante nos estudos de retornos à educação, se de fato, a educação formal age como uma seleção, separando os indivíduos mais hábeis (e escolarizados) dos menos hábeis (e escolarizados). Na hipótese de seleção, Arrow (1973) argumenta que no momento da contratação a produtividade é desconhecida para os empregadores e que, por isso, os empregadores utilizam a educação como uma *proxy* para a produtividade latente. Em setores competitivos do mercado de trabalho a produtividade será valorizada e os retornos à educação serão mais elevados. Em setores não-competitivos do mercado de trabalho retornos à educação, subsequentes à contratação serão menores. Daí é possível que a avaliação da educação como instrumento de seleção pode variar através da distribuição de salário em função dos diferentes

graus de competitividade do mercado de trabalho. Em particular, a seleção pode ser mais importante no topo da distribuição, enquanto na base pode ser menos importante.

A literatura empírica da seleção distingue a hipótese entre as formas fraca e forte (Psacharopoulos, 1979; Arabsheibani and Rees, 1988). A forma fraca supõe que os empregadores pagarão um mais alto salário inicial para recrutar pessoas com mais alto nível de educação relativamente às pessoas com níveis de educação mais baixa, mas ajustarão a remuneração após observá-las no trabalho, conforme o desempenho. Na versão forte os empregadores continuarão a pagar altos salários mesmo após observar o desempenho no trabalho, porque consideram a educação intrínseca à produtividade aumentando com a experiência no trabalho. Contudo, o perfil experiência-renda de um trabalhador educado convergirá no tempo, com o trabalhador não-educado, corrigindo gradualmente o “erro” na contratação. Psacharopoulos (1979) propõem o que tem tornado conhecido como o teste P(sacharopoulos) de investigação empírica.

Com o intuito de verificar a tendência do retorno do capital humano e testar a hipótese forte, far-se-á o uso do modelo adaptado de Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003). Assume-se que o log do salário hora para indivíduos  $j$ ,  $y_j$ , são determinados de acordo com a função Minceriana da seguinte forma:

$$y_j = a_0 + a_1 S_j + a_2 E_j + a_3 E_j^2 + a_4 S_j E_j + b' Z_j + u_j \quad (1)$$

onde  $S$  é anos de educação,  $E$  é anos de experiência,  $Z$  são outras variáveis sócio-econômicas que afetam o salário,  $a_j$  e  $b$  são coeficientes e  $u$  é o termo de erro. A inclusão da interação entre anos de educação e anos de experiência propicia um teste de convergência direta do perfil salário-experiência sob a hipótese forte de seleção de acordo com Lee (1980). A hipótese será válida se  $a_4 < 0$ , e rejeitada se  $a_4 \geq 0$ .

Na literatura internacional trabalho como Buchinsky (1994), Machado e Mata (2001), Martins e Pereira (2004) têm mostrado que a utilização de modelos (OLS) falha ao revelar que os efeitos da educação nos salários são constantes ao longo da distribuição condicional de salário. No Brasil, trabalhos como Silveira Neto e Campelo (2003), Araújo Júnior e Silveira Neto (2004) entre outros, têm comprovado a falha da utilização dos modelos OLS. Isso reforça a necessidade de investigar a hipótese de seleção através da distribuição de salário. Uma estratégia empírica apropriada é ajustar modelos através de diferentes pontos da distribuição amostral condicional, usando o método de regressão quantílica. Esse método foi inicialmente proposto por Koenker e Basset (1978). Assume  $y_i$ ,  $i = 1, \dots, n$  é uma amostra de observações no log do salário, e que  $X_i$  é

um vetor  $K \times 1$  compreendendo educação, experiência e outras características controladas contidas no lado direito da equação (1). O modelo de regressão quantílica pode ser expresso por:

$$y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i}, \text{Quant}_\theta(y_i | X_i) = X_i' \beta_\theta, \theta \in (0,1) \quad (2)$$

onde  $\text{Quant}_\theta(y_i | X_i)$  denota o quantil  $q$  do log do salário hora condicional no vetor de regressores. Seguindo Koenker e Basset (1978) a regressão quantílica  $q$  pode ser definida como a solução do problema:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (3)$$

onde  $\rho_\theta(\cdot)$  é conhecido como função *check* definida como:

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

A estimação é pela minimização dos desvios ponderados absolutos e pode ser executado usando programação linear de acordo com Buchinsky (1998). Uma matriz de variância-covariância estimada para escolha do sistema de regressão quantílica é obtida usando o método de re-amostragem bootstrap através do programa Stata 8. Os coeficientes da regressão quantílica podem ser interpretado através da derivada parcial do quantil condicional com respeito a um regressor particular. Isso é igual à uma mudança marginal no  $q$  th quantil condicional devido a uma mudança no regressor. É importante, contudo notar que uma amostra individual  $q$  th pode não mais pertencer a um quantil de suas características medidas por uma mudança em um regressor particular. Daí, por exemplo, taxas de retorno a anos adicionais de educação ou experiência são capturadas pela estimativa dos coeficientes aplicados a um indivíduo remanescente a um quantil condicional particular.

### 3 - Fonte dos dados e Descrição

Neste trabalho usam-se dados das PNAD's de 1992, 1995 e 2002. A amostra é composta por pessoas com idade entre 18 e 65 anos com salário não nulo, que permite obter informações do salário-hora, capital humano e outros controles utilizados na estimação proposta.

O salário-hora é definido dividindo o salário mensal por 4.33 e dividindo pelo número de horas trabalhadas por semana. Os valores dos salários-hora são constantes em valores de 2002

corrigidos pelo IGP-DI. Anos de experiência é definido: [idade - (6 + anos de estudo)]. Alguns controles para características sócio-econômicas são utilizados: região (tomando como referência a região Sudeste foram incluídas dummies para as regiões: Nordeste, Norte<sup>1</sup>, Sul e Centro-Oeste), raça (a cor branca é tomada com referência e são utilizadas duas categorias: preta e mista), as demais *dummies* utilizadas: áreas metropolitanas, urbanas, migrantes<sup>2</sup>, setor agrícola (atividade), sindicato e gênero, tomando como referência homem.

Diferentemente do trabalho de Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003) optou-se por incluir tanto trabalhadores masculino e feminino e incluir uma *dummy* para gênero na tentativa de evitar viés de seleção e possibilitar uma comparação entre os retornos às variáveis de capital humano entre homens e mulheres. Uma breve apresentação da estatística descritiva será mostrada a seguir.

A implantação do Plano Real aumenta o salário real, conforme pode ser visto no período entre 1992 e 1995, mas com o passar do tempo, parte dos ganhos obtidos são perdidos evidenciado pela queda ocorrida entre 1995 e 2002, fato este verificado na Tabela (1A).

A média amostral de anos de estudo aumenta por (1,37) entre 1992 e 2002. Este resultado é consequência da entrada de pessoas mais jovens no mercado de trabalho. Há também uma redução dos anos médios de experiência de cerca de (0,41) anos neste período. Este resultado é em parte consistente com o aumento da média do número de anos de estudo. Contudo, há um aumento na média e na mediana da interação entre anos de estudo e experiência. Através da análise visual da distribuição do salário-hora através da estimação de funções de densidade univariada de Kernel (usando o estimador Epanechnikov Kernel) observa-se em 1992 uma dispersão maior comparativamente a 2002, conforme pode ser visto nas figuras 1A, 2A e 3A.

#### 4 - Resultados Empíricos

Os resultados chave (coeficientes  $a_1, \dots, a_4$ ) para as funções de salário estimadas para os anos de 1992, 1995 e 2002<sup>3</sup> são apresentados na Tabela (2A). Para cada ano são apresentadas estimativas de regressões quantílicas para os quantis (0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.9). Os valores dos coeficientes sugerem consideráveis variações no perfil dos retornos à educação e experiência nos

<sup>1</sup> Para região Norte a PNAD pesquisa somente pessoas na área urbana.

<sup>2</sup> O conceito de migrante adotado é o de naturalidade.

<sup>3</sup> As tabelas são muito extensas e por falta de espaço é apresentada apenas para 2002, para os demais anos pode ser disponibilizado pelo autor. No entanto, para os demais anos são apresentadas as figuras correspondentes.

diferentes pontos da distribuição de salário. Retornar-se-á a discussão do retorno das variáveis de capital humano posteriormente.

O sinal da variável anos de estudo-experiência é sempre negativa e significativa a (1%) ao longo dos quantis e em todos os anos analisados, inclusive na estimativa utilizando OLS. Estes resultados sugerem que a educação formal agiu mais como um sinal de habilidade inata ao invés de propiciar capital humano. O perfil salário-experiência parece convergir, após a contratação inicial. Resultados similares foram encontrados por Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003) para o período 1988-1998.

Retomando a discussão do retorno à educação e a experiência, olhando para a Tabela<sup>4</sup> (2A) e as Figuras (1A, 2A e 3A) é possível observar algumas regularidades. Uma delas diz respeito ao retorno, que cresce ao longo da distribuição em todos os anos analisados. A diferença entre os quantis (0.1) e (0.9) oscilou entre (3,8%) em 1992 e (5,5%) em 2002<sup>5</sup>. Uma outra regularidade é aumento do retorno à educação para o quantil (0.9) ao longo do tempo. Isto sugere que a despeito da oferta de pessoas com maior escolaridade tem aumentado o retorno para este grupo indicando um aumento na demanda relativa por trabalhadores com este perfil.

Na Tabela (3A) verificam-se diferentes quantis da distribuição de salário para cada ano, com várias diferenças entre os quantis. Valores reais de cada distribuição empírica são visualizados nas colunas (1), (3) e (6). Entre 1992 e 1995 a distribuição desloca-se para a direita em todos os pontos da distribuição indicando um aumento real de salário. Entre 1995 e 2002, no entanto, a distribuição desloca-se para a esquerda e todos os pontos indicando queda real de salário com impacto relativo maior para os indivíduos situados nas faixas inferiores, fato este bastante comentado na literatura, após a implantação do Plano Real. As colunas (2), (4) e (7) reportam os quantis condicionais calculados dos modelos de regressão quantílicas incluindo as variáveis de capital humano e os demais controles para os valores médios. De fato, estas colunas mostram uma distribuição de salário condicional sob condições nas quais todos os indivíduos têm idêntico capital humano e outras características. A diferença entre o real e o condicional mostra que as desigualdades surgem devido às diferenças nas características de dotações. A comparação entre as diferenças entre os quantis (0.9) e (0.5) com (0.5) e (0.1) revela que as diferenças nas dotações são mais importantes do meio para o topo da distribuição. As colunas (5), (8) e (9)

---

<sup>4</sup> Idem nota anterior.

<sup>5</sup> Estes resultados são ligeiramente superiores a valores encontrados em outros trabalhos, mas que utilizam separadamente homens e mulheres e utilizam renda ao invés de salário.



reportam pontos de uma distribuição contrafactual revelando como a distribuição se comportaria entre 1995 e 2002 se os níveis médios de capital humano e outras características tivessem permanecido inalteradas ao longo dos anos. A proposta deste exercício é decompor o deslocamento da distribuição prevista em um componente causado por mudanças nas características de dotações, de mudanças causadas por variação nas taxas de retorno do capital humano e outros atributos. Se os trabalhadores em 1995 tivessem as mesmas características médias de 1992, então a diferença entre os quantis (0.9) e (0.1), por exemplo, seria de (1,753) ao invés de (1,736), ou seja, (0,97%) menor, com a diferença sendo mais pronunciada entre os quantis (0.75) e (0.25). Se a população tivesse em 2002 as mesmas características médias de 1992, então a diferença entre os quantis (0.9) e (0.1) seria de (1,645) ao invés de (1,723) com a maior diferença também entre os quantis (0.75) e (0.25). Conseqüentemente, vê-se que as melhorias nos níveis de capital humano têm contribuído para diminuir as desigualdades de salários no período 1992-2002. Resultados similares foram encontrados para o período 1988-1998 por Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003).

A Tabela (4A) ilustra o exercício da decomposição mostrando as mudanças na distribuição real (empírica) e na distribuição condicional entre 1992 e 1995, 1995 e 2002 e 1992 e 2002. Entre 1992 e 1995 o crescimento positivo nos salários é mais evidente no topo da distribuição (coluna 1) o que causa um aumento na desigualdade de renda entre estes anos. A coluna (2) mostra a inversão do resultado. As mudanças nos nível médios das características de dotações afetam mais fortemente o quantil (0.1). Por outro lado, se mantidas as características aos níveis de 1992, mostradas na coluna (3), verifica-se que há melhora nas taxas de retorno do capital humano e outros atributos para os indivíduos ao longo da distribuição com benefícios maiores para os pertencentes aos quantis inferiores. Entre 1995 e 2002 decrescem em todos os pontos da distribuição com variação entre (-11,1%) no quantil (0.1) e (-20,1%) no quantil (0.9). No período 1992-2002, os quantis inferiores têm apresentado crescimento do salário real mais acentuado (coluna 7). As razões são justificadas, em parte, pelos indivíduos com baixos salários terem se beneficiados relativamente mais do que os indivíduos com salários mais elevados das melhorias em capital humano (coluna 8). Eles também obtiveram melhorias nas taxas de retorno embora menos elevadas comparativamente aos de salários mais elevados. Isto associado com maiores benefícios nas características de dotação favorável aos de salários inferiores tem contribuído para diminuir a desigualdade de renda.

Outros resultados não menos importantes podem ser obtidos dos modelos estimados. Há uma mudança nos diferenciais de renda entre homens e mulheres no período analisado. Em 1992 a diferença de renda entre os quantis era praticamente a mesma e a patamares bastante elevados, com os homens recebendo cerca de 50% a mais que as mulheres. Em 1995 há um ligeiro aumento da diferença salarial por gênero entre os quantis. Em 2002 há uma diminuição da diferença salarial. A diferença cai até o meio da distribuição salarial e eleva-se até o topo, atingindo (37,84%)<sup>6</sup> no quantil (0.9).

Uma possível explicação para a redução no *gap* salarial por gênero no período analisado é que as mulheres têm se beneficiado mais, relativamente aos homens, em função de melhorias nas dotações observáveis e têm recebido maiores retornos a essas características graças a possível diminuição na discriminação, como argumenta Arabsheibani, Carneiro and Hanley (2003a). Esse argumento respalda-se em uma possível mudança no padrão de migração intersetorial diferente para homens e mulheres. As mulheres têm aumentado a participação no setor de serviços e, desta forma, estão menos expostas aos impactos do mercado externo. De fato, a liberalização introduz maior competição para os homens relativamente às mulheres implicando em maior queda salarial para os homens.

Neste trabalho buscou-se incluir uma variável que pudesse tentar captar o efeito das mudanças ocorridas na economia no período 1992 e 2002 entre os setores, especificamente, entre o setor agrícola e os demais setores da economia. Verificou-se uma diminuição do *gap* salarial do setor agrícola ao longo da distribuição. No quantil (0.1) a diferença salarial desfavorável ao setor agrícola era de (-32,03%) enquanto no quantil (0.9) era de apenas (-11,29%). Esse padrão repete-se em 1995. Em 2002 novamente há uma diminuição ao longo da distribuição com uma forte diminuição para os trabalhadores do topo da distribuição. No quantil (0.9) os trabalhadores do setor agrícola recebiam (-2,88%) em relação aos demais setores, conforme é apresentado na Tabela (2A).

A liberalização econômica ocorrida no Brasil nas últimas décadas tem provocado efeitos diversos entre os setores da economia. Nesse sentido, a diminuição da dispersão salarial dos mais qualificados no setor agrícola relativamente aos demais setores sugere um aumento na demanda relativa de trabalho qualificado contrariando as previsões do modelo H-O. Tendo em vista o baixo nível de escolaridade dos trabalhadores brasileiros comparativamente aos países em

---

<sup>6</sup> Valores ajustados através da relação: valor % =  $100 * [\exp(\text{coef}) - 1]$ , com dados da Tabela (2A).

desenvolvimento, era de esperar, pelas previsões do modelo H-O, um aumento relativo na demanda por trabalhadores menos qualificados. No entanto, Kats (1992) e Krueger and Summers (1988) têm sustentado que a inovação e difusão tecnológica têm contribuído para mudar o perfil da demanda de trabalho qualificado em favor dos trabalhadores aptos a conviverem com as novas tecnologias de produção e que a introdução de novas tecnologias não está limitada aos setores industriais ligados ao comércio exterior, mas tem se difundido por toda a economia incluindo o setor de serviços e a agricultura, o que justificaria em parte, os resultados encontrados.

A importância das disparidades intersetoriais para os quantis mais baixos da distribuição de salários pode ser percebida considerando as diferentes contribuições das variáveis explicativas incluídas no modelo para as diferenças de salário. Com a omissão de cada grupo de variável é verificado o impacto sobre o desvio-padrão do modelo. Foram feitos exercícios para verificar as contribuições de cada grupo de variáveis e ordená-las de acordo com sua importância, por quantil. Percebe-se que, embora as variáveis de capital humano sejam mais importantes para explicar as diferenças salariais, a participação no setor agrícola é relativamente mais importante para o quantil inferior e, relativamente menos importante para o quantil mais elevado, conforme pode ser visto na tabela (5A)<sup>7</sup>. Isto é, embora menos importante que as variáveis de capital humano, o setor agrícola importa para explicar as diferenças de salário com os indivíduos dos demais setores da economia, sobretudo se o indivíduo pertence à faixa de salários mais baixa da distribuição condicional desta variável no universo considerado.

Um outro resultado que reforça o argumento acima é o comportamento dos salários dos trabalhadores da área urbana comparativamente aos da área rural. Em 1992, o salário dos trabalhadores da área urbana praticamente diminui ao longo da distribuição variando de um acréscimo de (26,05%) para os que se encontram no quantil (0.1) e de (14,24%) para os situados no quantil (0.9). Em 1995 há uma certa estabilidade da diferença entre os quantis girando em torno de (18%). Em 2002, o padrão é de diminuição da vantagem do trabalhador da área urbana entre os quantis. Para o quantil (0.1) a diferença reduz para (15,14%) enquanto no quantil (0.9) é de (8,37%). Contudo, dadas as simultâneas mudanças ocorridas na economia brasileira neste período é preciso ter cautela com os resultados. Arbache (2000) ressalta a possibilidade dos efeitos nas mudanças tecnológicas predominarem no curto prazo, enquanto o argumento dos

---

<sup>7</sup> Por falta de espaço é apresentada apenas para o ano de 2002. Mas para todos são apresetnadas as figuras 4A, 5A e 6A.

efeitos do comércio predominarem no longo prazo. Uma vez que o modelo H-O assume curvas de demanda de trabalho perfeitamente elásticas, isto só ocorre no longo prazo, o que não estaria contrariando as previsões do modelo.

Embora focado na exposição e exploração do perfil e retorno do capital humano, esse trabalho não se aprofunda nas possíveis razões das disparidades intersetoriais associadas aos quantis mais baixos da distribuição salarial. Porém como já foi dito anteriormente, ao menos em parte, tais diferenças podem estar associadas com a escassez relativa de mão-de-obra qualificada no setor agrícola comparada aos demais setores da economia.

No que diz respeito às desigualdades regionais de renda os resultados são similares aos obtidos por Silveira Neto e Campelo (2003). A região Nordeste apresenta um elevado *gap* de renda em relação à região Sudeste, mas que diminui ao longo da década analisada. Uma regularidade verificada diz respeito a menor diferença de renda entre os mais ricos do nordeste em relação aos ricos do sudeste. Em 1992 os trabalhadores nordestinos que estavam no quantil (0.1) recebiam (-40,73%), enquanto os de renda mais elevada recebiam (-18,96%). A diferença cai em 1995 e em 2002 os respectivos valores são: (-33,77%) para os de renda mais baixa e (-14,39%) para os de renda mais elevada<sup>8</sup>.

Um outro resultado obtido que merece atenção é o desempenho dos diferenciais de renda entre as áreas metropolitanas e não metropolitanas. Há uma diminuição das diferenças de renda favorável aos trabalhadores das áreas metropolitanas. Esse resultado juntamente com a diminuição dos diferenciais de renda entre as regiões parece apontar para uma mudança na geografia econômica no Brasil, com uma tendência de desconcentração espacial o que, em parte, explicaria a diminuição dos diferenciais de renda entre as regiões e entre as áreas metropolitanas e não metropolitanas. Nesse sentido, Maciel (2003) aponta esse fenômeno destacando o aumento relativo do emprego formal fora das áreas metropolitanas remetendo os resultados às possíveis efeitos das mudanças ocorridas na economia brasileira, notadamente a liberalização econômica.

Finalmente, um outro resultado obtido diz respeito a um ganho salarial mais elevado dos migrantes relativamente aos não-migrantes. O fato de ser migrante eleva o salário de forma crescente ao longo da distribuição em todos os anos considerados. Em 1992 no quantil (0.9)

---

<sup>8</sup> Resultados obtidos da Tabela (2A) e demais omitidas, conforme nota nº 4. Transformação em valor % conforme explicado na nota nº 7.

correspondia a um acréscimo de (12,3%) e em 2002 de (15,4%). Estes resultados sugerem uma seletividade do migrante.<sup>9</sup>

## 5 - Considerações Finais

Neste artigo foi desenvolvida uma investigação empírica do impacto da educação e experiência na distribuição de salário dos trabalhadores brasileiros ao longo do período 1992-2002, período este marcado por profundas reformas macroeconômicas e comerciais, através da estimação de regressões quantílicas de capital humano. Em geral os resultados apontam para um aumento das forças competitivas no mercado de trabalho. Isto ocorre, notadamente por causa do deslocamento do papel da qualificação educacional, sendo este atributo melhor remunerado pelo mercado por associá-los a taxas mais altas de produtividade. Os retornos à educação são mais elevados no topo da distribuição de salários em todos os anos analisados.

Com estes resultados poderia se esperar fortes evidências do crescimento das desigualdades. Contudo, não têm sido estas as conseqüências das reformas econômicas ocorridas no Brasil. Uma possível explicação é que a falta de melhorias nos níveis de capital humano têm ocorrido e têm contribuído para diminuir as desigualdades de salário. Entre 1992 e 2002, período que inclui a relativa estabilização da inflação após a implantação do Plano Real há um aumento no salário real para todos os indivíduos, mas os salários têm crescido mais rapidamente para os trabalhadores situados nas faixas inferiores da distribuição. Melhorias nas características de dotações e capital humano também ocorreram sendo mais fortemente sentidas pelos indivíduos das faixas de salários mais inferiores. A liberalização comercial parece ter estimulado a aquisição de capital humano pelos trabalhadores situados nas faixas salariais inferiores. Altas taxas de retorno, combinadas com o aumento da percepção que a qualificação educacional é inerente ao invés de um dispositivo de sinalização, pode ter estimulado o aumento no investimento no capital humano.

Há indicação também da importância relativa maior da participação no setor agrícola na desvantagem salarial relativa aos demais setores da economia para os indivíduos situados nos quantis inferiores da distribuição salarial. Ou seja, para os indivíduos situados no topo da distribuição salarial importa relativamente menos se ele pertence ou não ao setor agrícola. A diferença salarial entre os trabalhadores, do setor agrícola e os demais setores, situados nos

---

<sup>9</sup> Para maiores discussões sobre seletividade do migrante, ver Santos Júnior (2002) e Justo e Silveira Neto (2004).

quantis superiores diminuem ao longo do período considerado indicando possíveis mudanças tecnológicas nesse setor após as reformas.

Uma possível extensão deste trabalho seria acrescentar outros controles no modelo, permitindo aprofundar a investigação das diferenças salariais intersetoriais, por gênero e migração.

### **Referências Bibliográficas**

ARABSHEIBANI, G. Reza and REES, Hedley. On the weak vs version of the screening hypothesis: a re-examination of the P-test for the U.K. **Economics of Education Review**, vol.17.n.2. p.189-192, 1998.

ARABSHEIBANI, G. Reza; CARNEIRO, G. F.; HENLEY, A. Human capital and earnings inequality in Brazil 1988-1998: quantile regression evidence. **World Bank Research Working Paper** 3147, p.1-20, 2003.

ARABSHEIBANI, G. Reza; CARNEIRO, G. F. and HENLEY. Gender wage differentials in Brazil: trends over a turbulent era. **World Bank Research Working Paper** 3148, p.1-25, 2003a.

ARBACHE, J.S. How do economic reforms affect the structure of wages? The case of Brazilian manufacturing, 1984-1986. **Kent Working Paper**, p.1-37, 1998.

ARBACHE, J.S. How does economic reforms affect the dispersion and structure of wages: the case of an industrializing country labor market. **Twelfth World Congress of the International Economic Association**, Buenos Aires, 1999.

ARBACHE, J. Saba. Os efeitos da globalização nos salários e o caso do Brasil. **Economia**, v.1, n.1, p. 59-92, jan., 2000.

ARROW, K. Higher education as a filter. **Journal of Public Economics**, 2, p.193-216, 1973.

BUCHINSKY, M. "Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression". **Econometrica**, v.62, n.2, p. 405-458, 1994.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models - A practical guideline for empirical research. **Journal of Human Resources**, 33, p.88-126, 1998.

JUHN, C. Wage inequality and demand for skill: evidence from five decades. **Industrial and Labor Relations Review**, 52, p. 424-443, 1999.

- Justo, W. R., Silveira Neto, R. da M. Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial. **Anais do Fórum BNB de Desenvolvimento e IX Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, p. 1-25, 2004.
- KATZ, L. and MURPHY, K. M. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. **Quarterly Journal of Economics**, 107, p. 35-78, 1992.
- KOENKER, R. and BASSETT, G. "Regression quantiles. **Econometrica**, 50, p.43-61, 1978.
- KRUEGER, A.B., and SUMMERS, L.H. 'Efficiency wages and the inter-industry wage structure', **Econometrica**, 56, p. 259-193, 1988.
- LEE, K. H. Screening and productivity of education in Malaysia. **Economics Letters**, 5, p.189-193, 1980.
- MACHADO, J. A.F. and MATA, J. "Earnings functions in Portugal 1982-1994: evidence from quantile regressions". **Empirical Economics**, v26, n.1, p. 115-134, 2001.
- MACIEL, Vladimir F. Abertura Comercial e desconcentração das metrópoles e capitais brasileiras. **Revista de Economia Mackenzie**, Ano 1, n.1, p. 37-64, 2003.
- MURPHY, K. M., WELCHE, F. The structure of wages. **Quarterly Journal of Economics**, 107, p. 285-326, 1992.
- MARTINS, P. S. and PEREIRA, P.T. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. **Labour Economics** 11, p. 355-371, 2004.
- PSACHAROPOULOS, G. On the weak versus strong version of the screening hypothesis. **Economics Letters**, 4, p.181-185, 1979.
- ROBBINS, D. J., GLIDLING, T. H. Trade liberalization and the relative wages for more-skilled workers in Costa Rica. **Review of Development Economics**, 3, p. 140-154, 1999.
- SANTOS JÚNIOR, E. da Rosa. **Migração e seleção: o caso do Brasil**. Dissertação (Mestrado)-Escola de Pós Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.
- 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.

**Anexo**

Tabela 1A - Estatística Descritiva

Variáveis	1992			1995			2002		
	Média	S.D.	Mediana	Média	S.D.	Mediana	Média	S.D.	Mediana
Logsal	0,412	1,044	0,326	0,828	1,027	0,707	0,761	0,992	0,655
Idade	35,224	11,821	33,000	35,594	11,735	34,000	36,178	11,818	35,000
Estudo	6,882	4,468	6,000	7,163	4,444	6,000	8,248	4,505	9,000
Experiência	22,342	13,494	20,000	22,431	13,366	20,000	21,929	13,570	20,000
Estudo*Exp.	122,599	95,937	99,000	130,324	99,504	108,000	148,497	112,501	124,000
LogsalNorte	0,365	1,012	0,268	0,823	0,991	0,660	0,705	0,940	0,549
LogsalNordeste	0,169	1,085	0,103	0,430	1,018	0,283	0,379	1,011	0,249
LogsalSudeste	0,616	0,968	0,518	1,023	0,979	0,707	0,956	0,9343681	0,837
LogsalCo	0,454	1,003	0,326	0,871	1,022	0,684	0,920	0,995	0,719
LogsalSul	0,603	0,957	0,508	1,027	0,973	0,707	0,968	0,898	0,837

---

Fonte: PNAD'S (1992,1995 e 2002). Elaboração própria.

Nota: Salário a preço constate de 2002, corrigido pelo IGP-DI.



Tabela 2A - Regressões Quantílicas Estimadas: 2002

Variáveis	Quantis					
	Q(0.1)	Q(0.25)	Q(0.50)	Q(0.75)	Q(0.9)	OLS
Estudo	0.1558288* (0.0017951)	0.1527095* (0.0013849)	0.1660908* (0.0014521)	0.1887536* (0.0021122)	0.2109607* (0.003342)	0.1817703* (0.0013856)
Experiência	0.0703295* (0.0015145)	0.0660723 * (0.0011431)	0.0683647* (0.0011271)	0.0748981* (0.001537)	0.0815691* (0.00234)	0.0722874* (0.0010754)
Experiência2	-0.0008595* (0.0000216)	-0.000789* (0 0000162)	-0.000789 * (0.0000162)	-0.0008219 * (0.0000205)	-0.0008213* (0.000308)	-0.0007976* (0.0000148)
Estudo*Exp	-0.0021338* (0.0000747)	-0.0015738* (0.0000577)	-0.012274* (0.0000597)	-0.0012403* (0.0000852)	-0.0008213* (0.000132)	-0.0015685* (0.0000569)
Dumgen	0.2942695* (0.0063751)	0.2822769* (0.0047352)	0.3038317* (0.0044537)	0.3254097* (0.0057282)	0.3209672* (0.0084686)	0.3147824* (0.0042497)
Dumagríc	-0.3856642* (0.0132364)	-0.266942* (0.0099727)	-0.2056142* (0.0095673)	-0.1443787* (0.0057282)	-0.0292215 (0.0187871)	-0.1940496* (0.0091289)
Dumnorte	-0.1831986* (0.0111197)	-0.1655858* (0.0083024)	-0.1225154* (0.0077745)	-0.0672471* (0.0099501)	0.023137 (0.0146855)	-0.0988183* (0.0074182)
Dumnord	-0.4120608* (0.0082501)	-0.346765* (0.0061691)	-0.2943186* (0.0058015)	-0.2296148* (0.0074574)	-0.1553316* (0.0110789)	-0.2886921* (0.0055357)
Dumco	-0.094602 (0 .010674)	-0.0059456 (0.007939)	0.0113796 (0.074816)	0.0113796** (0.0096177)	0.1132377* (0.0141989)	0.0403468* (0.0071387)
Dumsul	0.0154188*** (0.0089875)	0.0017049*** (0.0067183)	-0.0262188* (0.0063513)	-0.0419072* (0.0063513)	-0.0258582** (0.0120864)	-0.0201545* (0.0060602)
Dummigr	0.0976304* (0.0078693)	0.0976304 * (0.0058635)	0.1185888* (0.1185888)	0.1424839* (0.0070856)	0.1410144* (0.0104748)	0.1242399* (0.0052699)
Dumpreta	-0.1306761* (0.0129584)	-0.1570744* (0.009675)	-0.1808321* (0.0090951)	-0.2178935* (0.0116571)	-0.2615262* (0.0171406)	-0.1970758* (0.0086797)
Dummista	-0.1148967* (0.0071221)	-0.1177252* (0.0053146)	-0.1406415* (0.0049579)	-0.1732399* (0.0063039)	-0.215527* (0.0092665)	-0.1597866* (0.0047307)
Dumurbana	0.1414253 * (0.0125328)	0.0961045* (0.0094305)	0.0762645* (0.0089876)	0.0695752* (0.0116247)	0.0803509 * (0.0172483)	0.1008535* (0 0085763)
Dummetrop	0.106621* (0.0065043)	0.1099684* (0.004835)	0.1058252* (0.0045452)	0.1134629 * (0.005832)	0.1170868* (0.0085936)	0.107076* (0 0043369)
Dumsind	0.2971654* (0.0082348)	0.2620334* (0.0061645)	0.2527354* (0.0057724)	0.2204633* (0.0073584)	0.1934583 * (0.0108528)	0.2581644* (0.0055081)
Constante	-2.221054* (0.0280172)	-1.828756* (0.0210681)	-1.639521* (0.0210681)	-1.526041* (0.0295988)	-1.380215** (0.0462195)	-1.797488* (0.020169)
Pseudo R2	0.2105	0.2205	0.2593	0.3002	0.3104	0.454

N.obs

128.502

Fonte: PNAD 2002. Elaboração própria.

Tabela 3A - Distribuição Real e Condicional do Log do Salário-Hora

Quantis	1992		1995			2002			
	(1) Real.	(2) Cond.	(3) Real.	(4) Cond.	(5) Cond. à Média de 1992	(6) Real.	(7) Condc.	(8) Cond. à Média de 1992	(9) Cond. à Média de 1995
Q10	-0,425	-0,375	-0,115	0,049	0,040	-0,148	0,003	-0,072	-0,062
Q25	-0,157	0,064	0,281	0,433	0,421	0,271	0,384	0,299	0,312
Q50	0,323	0,506	0,709	0,871	0,855	0,680	0,800	0,693	0,711
Q75	0,788	0,967	1,174	1,336	1,314	1,111	1,246	1,114	1,138
Q90	1,243	1,411	1,651	1,802	1,776	1,568	1,726	1,573	1,601
Q90-Q10	1,668	1,786	1,766	1,753	1,736	1,716	1,723	1,645	1,663
Q75-Q25	0,945	0,903	0,893	0,903	0,893	0,840	0,862	0,815	0,826
Q90-Q50	0,920	0,905	0,942	0,931	0,921	0,888	0,926	0,880	0,890
Q50-Q10	0,748	0,881	0,824	0,822	0,815	0,828	0,797	0,765	0,773

Fonte: PNAD's (1992, 1995 e 2002). Elaboração própria.

Tabela 4A - Crescimento do Salário Através da Distribuição

	1995-1992			2002-1995			2002-1992		
	(1) Real	(2) (Condicional)	(3) Condicional à média de 1992	(4) Real	(5) Condicional	(6) Condicional à média de 1995	(7) Real	(8) Condicional	(9) Condicional à média de 1992
Q10	0,310	0,424	0,415	0,033	-0,046	-0,111	0,277	0,378	0,303
Q25	0,297	0,369	0,357	-0,010	-0,049	-0,121	0,428	0,320	0,235
Q50	0,386	0,365	0,349	-0,029	-0,071	-0,160	0,357	0,294	0,187
Q75	0,386	0,369	0,347	-0,063	-0,090	-0,198	0,323	0,279	0,147
Q90	0,408	0,391	0,365	-0,083	-0,076	-0,201	0,325	0,315	0,162

Fonte: PNAD's (1992,1995 e 2002). Elaboração própria.

Tabela 5A - Contribuição Marginal das Variáveis Segundo a Variação (%) do Desvio-padrão do Modelo: 2002

Variáveis	Quantil 0,1		Quantil 0,5		Quantil 0,9	
	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição
Educação	27,59	1	29,83	1	27,04	1
Experiência	21,70	2	13,83	2	16,30	2
Sexo	0,36	10	0,64	10	0,28	9
Atividade	5,71	4	2,27	6	0,24	10
Região	9,13	3	1,55	8	1,82	5
Raça	3,21	6	3,60	5	4,40	3
Migrante	0,89	9	5,11	3	0,78	7
Sindicalizado	5,45	5	4,45	4	2,78	4
Metropolitana	1,90	8	1,61	7	0,71	8
Urbana	2,24	7	0,91	9	1,31	6

Fonte: PNAD de 2002. Elaboração própria.

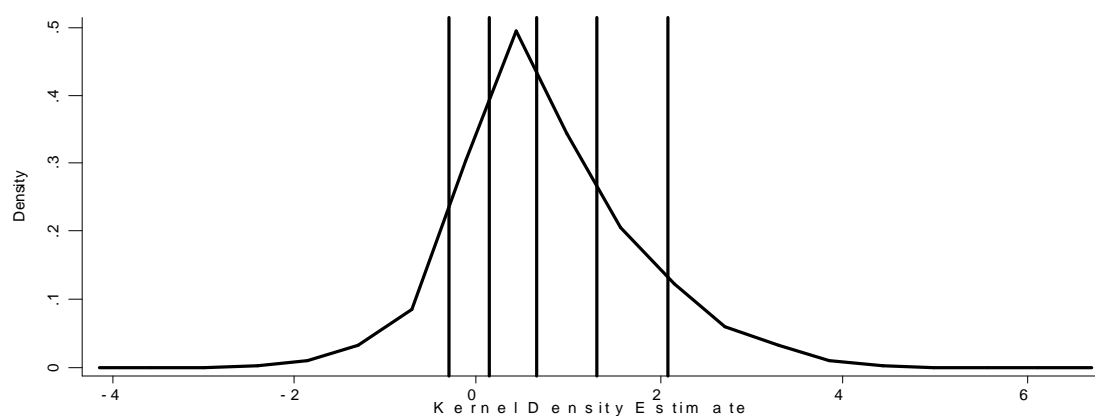


Figura 1A - Densidade Univariada de Kernel para o Log do Salário Hora – 2002

Nota: As linhas verticais indicam as posições do 10<sup>th</sup>, 25<sup>th</sup>, 50<sup>th</sup>, 75<sup>th</sup> e 90<sup>th</sup> percentis.

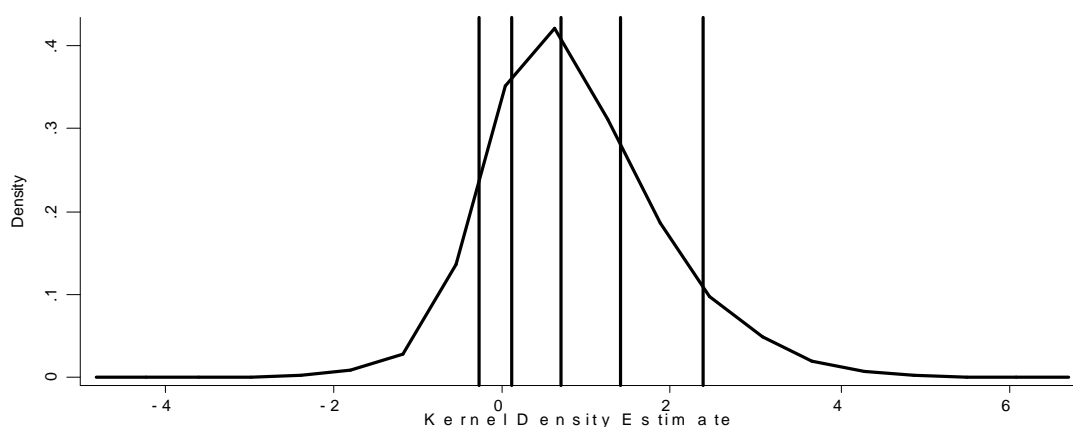


Figura 2A - Densidade Univariada de Kernel para o Log do Salário Hora - 1995

Nota: As linhas verticais indicam as posições do 10<sup>th</sup>, 25<sup>th</sup>, 50<sup>th</sup>, 75<sup>th</sup> e 90<sup>th</sup> percentis.

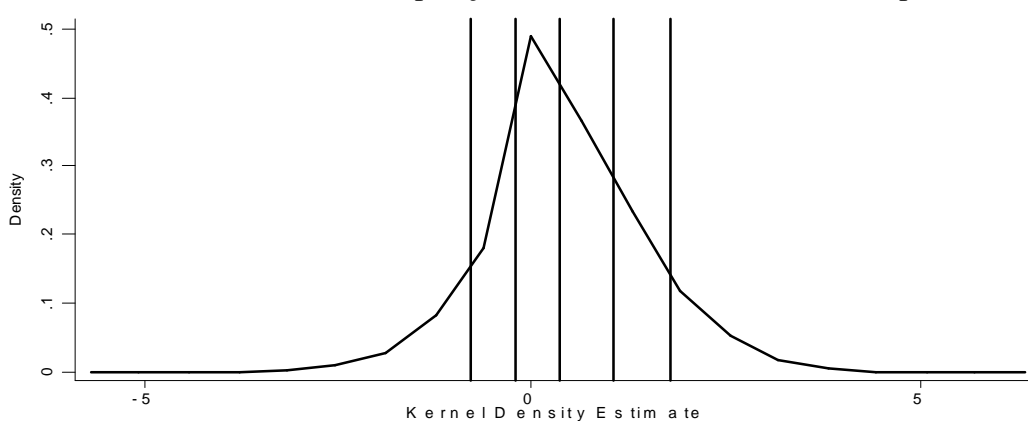


Figura 3A - Densidade Univariada de Kernel para o Log do Salário Hora - 1992

Nota: As linhas verticais indicam as posições do 10<sup>th</sup>, 25<sup>th</sup>, 50<sup>th</sup>, 75<sup>th</sup> e 90<sup>th</sup> percentis.

Figura 4A - Coeficientes da Regressão Quantílica –PNAD 1992.

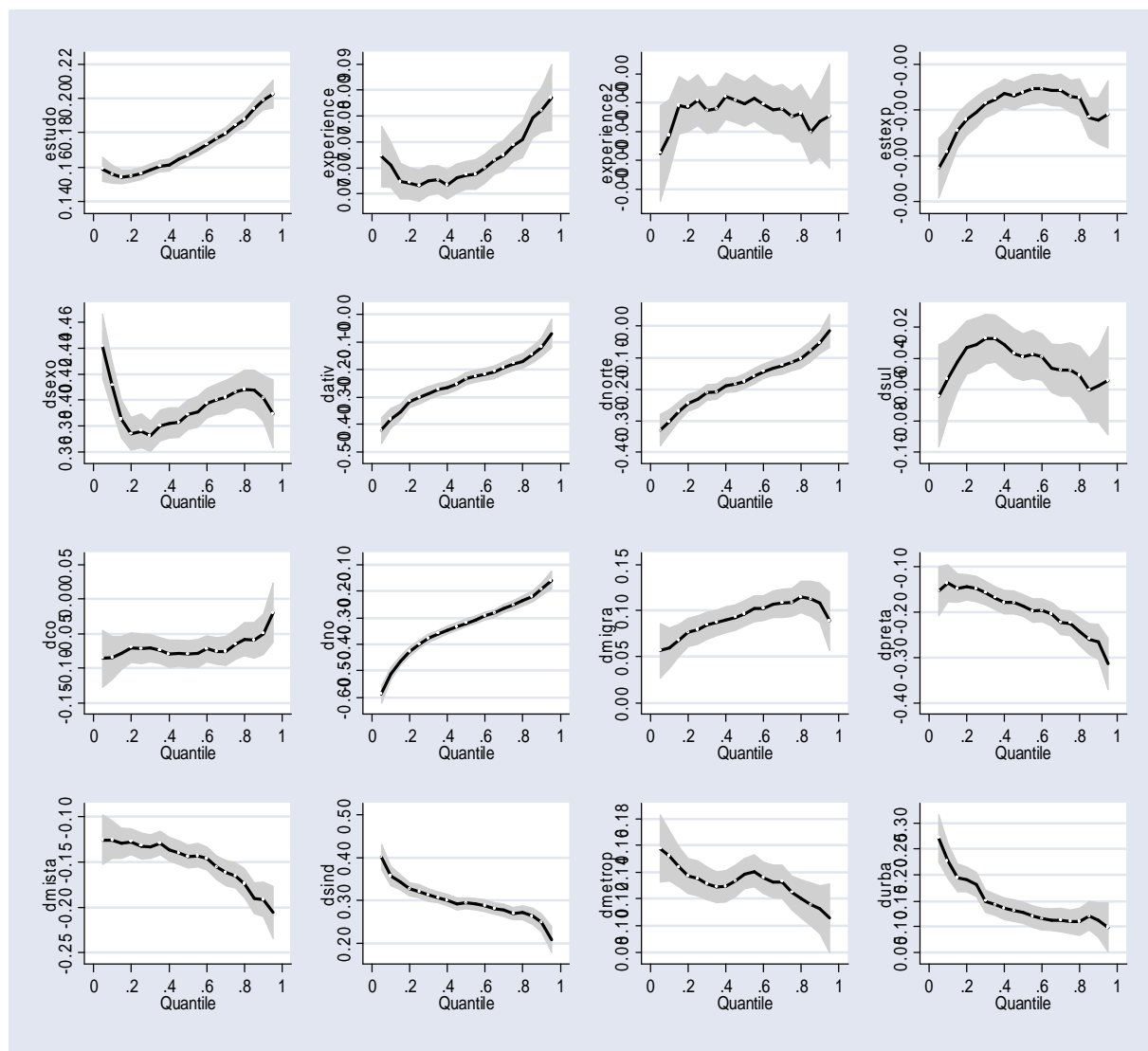


Figura 5A - Coeficientes da Regressão Quantílica - PNAD 1995.

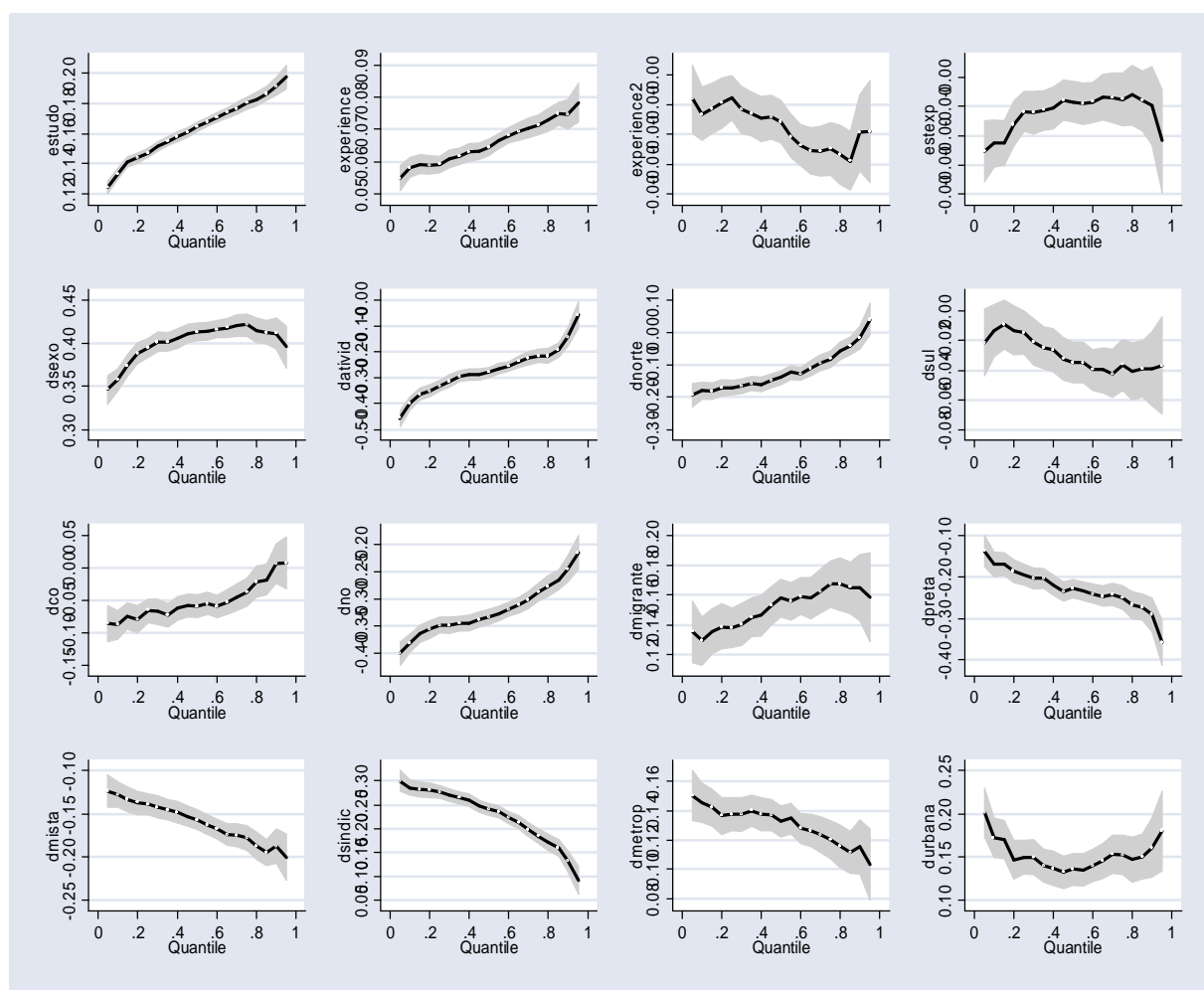


Figura 6A - Coeficientes da Regressão Quantílica -PNAD 2002.

