

RETORNO DA EDUCAÇÃO NOS ESTADOS NORDESTINOS: PIAUÍ, RIO GRANDE DO NORTE E BAHIA

Ana Raquel Matias Dantas*
Erik Alencar de Figueiredo**

RESUMO: O presente estudo tem como objetivo analisar o impacto dos retornos da educação sobre a dispersão dos salários no Nordeste brasileiro nos anos de 1986, 1996 e 2005. Para tal, foi estimado o modelo baseado em extensões da equação de Mincer, ponderando as covariáveis de educação, raça, experiência e as dummies para as coortes. O tratamento empírico foi feito com base na metodologia de regressões quantílicas. Os principais resultados demonstraram que os maiores retornos da educação se concentram em quantis mais elevados da distribuição, ou seja, os indivíduos que se favorecem mais com um ano adicional de estudo estão agrupados no topo da distribuição da renda indicando que nível de escolaridade é um fator agravante no aumento da concentração de renda. No caso do Rio grande do Norte, o retorno é maior nas extremidades da distribuição; a Bahia apresenta um menor retorno da educação, indicando, portanto, menor desigualdade de renda em relação aos outros estados; e, por fim, o estado do Piauí apresenta uma forte redução do retorno na parte de baixo da distribuição, contribuindo para o agravamento da sua má distribuição dos rendimentos.

Palavras-chave: Retornos da Educação; Desigualdade de Renda; Regressões Quantílicas.

Código JEL: J23

ABSTRACT: This study analyzed the impact of returns to education on the dispersion of wages in the Brazilian Northeast in the years 1986, 1996 and 2005. To do that, we estimated the model based on extensions of the Mincerian equation. The results indicate that the higher returns of education are concentrated in higher quantiles of the distribution, i.e., individuals who indulge themselves more with an additional year of study are grouped at the

* Mestranda em Economia da Universidade Federal da Paraíba.

** Professor do Programa de Pós- Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba.

top of the income distribution indicating that schooling is a factor aggravating factor in the increased concentration of income.

Key-words: Education, Income. Northeast. Quantile.

JEL Code: J23

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira caracteriza-se por sua alta desigualdade de renda. O Relatório de Desenvolvimento Humano (RDH, 2007/2008) elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, por exemplo, aponta que entre 177 países, o Brasil representa a décima nação com pior distribuição de renda.¹ De acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), o Índice de Gini passou de 0.588, em 1986, para 0.569, em 2005. Já a taxa entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres situa-se próxima a 33, bem acima do observado para os EUA, 8, UK, 9, Rússia, 14 e Kenia, 18 (GONZAGA *et al.*, 2006).

Contudo, as estatísticas recentes vêm apontando para uma reversão desse cenário. Em poucas palavras, apesar de permanecer do topo do *ranking* da má distribuição de renda mundial, o Brasil vem apresentando uma queda substancial e estatisticamente significativa nos indicadores de concentração de renda e bem-estar (FIGUEIREDO e ZIEGELMANN, 2009).

Um aspecto destacável da desigualdade de renda no Brasil está relacionado com as disparidades inter-regionais, pois a desigualdade é ainda maior quando se comparam as regiões brasileiras. Grosso modo, o Sul e o Sudeste apresentam melhor padrão de distribuição de renda, enquanto que, de acordo com a Síntese dos Indicadores Sociais de 2006 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Nordeste permanece com um padrão mais desigual dentre as regiões.

¹ Maiores detalhes podem ser encontrados em Squire & Zou (1998).

Uma das possíveis explicações para a elevada desigualdade encontra-se na estrutura educacional.² Barros *et al.* (2000), entre outros, demonstram que a educação constitui uma importante fonte de iniquidade, devido a sua má distribuição e o seu elevado retorno. Entretanto, Gonzaga *et al.* (2006) e Menezes-Filho *et al.* (2006) apontam para uma reversão desse cenário, ou seja, para a redução do diferencial de salários entre os trabalhadores qualificados e não qualificados no médio prazo.

Ao avaliar o papel do capital humano como fonte e explicação da elevada desigualdade de renda, surgem opiniões adversas. Conforme Chiswick (1971) e Fields (1980), enquanto a visão tradicional defende que um aumento do capital humano deveria reduzir a desigualdade, outros estudos sugerem que uma expansão educacional pode gerar um aumento da dispersão dos salários, dependendo do nível e da dispersão inicial da educação e da relação entre educação e rendimentos.³

Apesar da relevância dessas contribuições teóricas, os estudos sobre a desigualdade de renda no Nordeste brasileiro ainda não deram respostas suficientes sobre os fatores que explicam este tipo de desigualdade. Afinal de contas, a alta desigualdade de renda é predominantemente explicada pela desigualdade educacional, como afirma a maioria dos estudos para o Brasil?

A hipótese que será testada neste estudo admite que a alta desigualdade de renda na Região Nordeste está relacionada à estrutura educacional prevalecente nesta Região.

² Muitos fatores podem afetar a estrutura dos salários, como por exemplo, os fatores institucionais como salário mínimo e sindicatos, além da distribuição das características dos trabalhadores como educação, habilidades, esforço e experiência, e os retornos a essas características.

³ Ram (1990) apud Menezes-Filho *et al.* (2006) explora essa questão empiricamente, e acrescenta que a relação entre o nível e a dispersão da educação é não-linear, com desigualdade aumentando até uma média de sete anos de estudo e para depois declinar.

O mapeamento da desigualdade constitui, por si só, um tema de pesquisa relevante. Entretanto, a elaboração de um “raio X” da disparidade de renda, somada a discussão de seus fatores geradores contribuirá para o melhor entendimento do fenômeno, servindo como base para possíveis estratégias de políticas públicas.

Isso posto, esse estudo pretende examinar o impacto dos retornos da educação sobre a dispersão dos salários no Nordeste brasileiro. Sob o ponto de vista específico, pretende-se: i) mapear a desigualdade pessoal de renda nordestina, sob o âmbito estadual e; ii) verificar e quantificar a parcela de renda oriunda da estrutura educacional, controlada por diversos fatores ligados às características dos indivíduos e à estrutura macroeconômica.

O suporte factual será fornecido pela base de dados da PNAD, considerando três pontos no tempo, são eles: 1986, 1996 e 2005. Com isso, espera-se captar momentos distintos da economia: o anterior à abertura comercial; o início da estabilização econômica e; a consolidação dos processos de abertura e estabilidade. O processo de inferência contará com uma série de ferramentas estatísticas e econométricas, destacando-se o cálculo do índice de desigualdade tradicional, Gini, e o método de regressões quantílicas, desenvolvido por Koenker e Bassett (1978).

A observação dos indicadores tradicionais de desigualdade já é consolidada em estudos especializados (DUCLOS e ARAAR, 2006); já o método de regressões quantílicas, permitirá a observação dos retornos educacionais nos diversos estratos da distribuição, captando possíveis heterogeneidades da amostra.

O presente estudo será organizado em três seções. Na seção 2, serão apresentadas a metodologia de regressões quantílicas e a descrição dos dados. Na seção 3, serão

apresentados os resultados. Por fim, serão apresentadas as considerações finais.

2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Neste capítulo, serão abordados os principais procedimentos metodológicos do estudo. A próxima seção apresentará, de forma sucinta, o modelo minceriano para a equação de salários. O método de regressões quantílicas, principal ferramenta do estudo, será discutido na subseção 2.2. Por fim, abordam-se a origem e a preparação dos dados.

2.1. Modelo Teórico

Normalmente, os trabalhos empíricos relacionados ao retorno da educação empregaram como modelo de análise as extensões da equação de Mincer. O processo de inferência consiste em regredir o logaritmo dos salários frente à educação, experiência, raça e efeitos de coorte. Esses últimos refletem as diferenças de produtividade entre as gerações. Usando o modelo descrito em Gosling *et al.* (2000), pode-se definir a função quantílica condicional (CQF) para os salários como

$$\tau = \Pr[w_i < w^\tau \mid EDUC_i, EXP_i, RA_i, C_i], \quad (1)$$

onde w_i representa o logaritmo dos salários para o indivíduo i , $EDUC_i$ uma medida para a educação (geralmente anos de estudo), EXP_i a experiência, RA_i uma *dummy* para a raça e C_i as *dummies* para as coortes. Nesse ponto, os estudos divergem quanto à forma funcional da regressão. Tradicionalmente, postula-se a existência de não-linearidade na educação, como pode ser visto em Murphy e Welch (1990); bem como comportamentos não-lineares na experiência e/ou interações entre as variáveis, como destaca MaCurdy e Mroz (1991).

Devido à grande variedade de formas funcionais, este estudo optará pelo modelo quantílico considerando as covariáveis de educação, raça, experiência (elevada até a quinta potência) e as dummies para as coortes. Formas funcionais mais parcimoniosas também serão consideradas.

2.2. Regressões Quantílicas Lineares

O método de regressões quantílicas (RQ) tem sido amplamente utilizado pela literatura especializada (GOSLING *et al.*, 2000). A grande motivação para o uso da RQ, dentro da economia do trabalho, é observar as mudanças na distribuição salarial dadas às alterações em algumas covariáveis, além de aproximações para as medidas de desigualdade salarial entre e intra (KATZ e MURPHY, 1992; JUHN *et al.*, 1993).

Para entender o processo de inferência via RQ, suponha que Y é uma variável contínua e X um vetor de covariáveis com dimensão $d \times 1$. Então, dado o vetor de regressores, define-se a função quantílica condicional (CQF) para o quantil τ por:

$$Q_{\tau}(Y | X) \equiv F_y^{-1}(\tau | X), \quad (2)$$

onde $F_Y(y | X)$ é a função de distribuição para Y condicionada a X . Isso posto, a CQF pode ser obtida a partir da solução do problema de otimização:

$$Q_{\tau}(Y | X) \equiv \arg \min_{q(X)} E[\rho_{\tau}(y - q(X))],$$

onde $\rho_{\tau}(u) = (\tau - 1(u \leq 0))u$. Koenker e Bassett (1978) demonstram que é possível capturar importantes características da CQF a partir de um modelo linear. Sendo assim, substitui-se $q(X)$ por um modelo linear, chegando-se a:

$$\beta(\tau) \equiv \arg \min_{\beta \in \mathbb{R}^d} E[\rho_\tau(Y - X'\beta)]. \quad (4)$$

Assim como os mínimos quadrados ordinários (MQO) ajustam o modelo linear para Y a partir da minimização do erro quadrático médio esperado, a regressão quantílica (RQ) ajusta um modelo linear para Y usando uma função de perda assimétrica, $\rho_\tau(u)$.

2.3. Dados

Os dados foram coletados junto à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), pesquisa realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base o mês de setembro dos respectivos anos. Sua base de informações conta com um questionário básico que abrange características demográficas gerais, como sexo e idade; assim como educação, trabalho, rendimento e habitação. Além de suplementos adicionais, como por exemplo: saúde, saneamento, segurança alimentar, trabalho infantil e mobilidade social.

Foram selecionados os homens, chefes de família, da área urbana, com idade entre 26 e 65 anos, em três pontos no tempo: 1986, 1996 e 2005.⁴ Com isso, procura-se observar períodos distintos na economia brasileira. Os salários serão calculados a partir da divisão entre a renda de todos os trabalhos e a quantidade de horas trabalhadas no mês. Excluíram-se rendas negativas e iguais a zero. Todos os salários foram convertidos e deflacionados para valores de setembro de 2005. Consideraram-se informações relativas à raça e anos de estudo. A experiência será aproximada pela seguinte regra:

$$\text{Experiência} = \text{Idade} - \text{Anos de Estudo} - 6.$$

⁴ Restringir a amostra apenas a homens evita que as decisões relacionadas à escolaridade, por exemplo, sejam afetadas por questões de fertilidade (ver, Cameron & Heckman (2001)).

Duas categorias de raça foram consideradas, os que se autodenominam brancos e os não brancos. A *dummy* “raça” assume valor 1 para os não-brancos. Dado que alguns estudos, entre eles Menezes-Filho *et al.* (2006) e Ferreira e Veloso (2006), destacam a mudança no prêmio de escolaridade nas diversas *coortes* ao longo do tempo, foram incluídas variáveis *dummies* para o ano de nascimento. Consideraram-se dez *dummies*, formando-se grupos com intervalos de quatro anos (26 a 29, 30 a 33, etc).

3. RESULTADOS

Os resultados serão divididos em dois blocos. Inicialmente, discutem-se características relativas ao nível de desigualdade de renda por estado a partir dos Índices de Gini. Análises descritivas definirão as unidades que serão investigadas no segundo bloco. Nesse serão apresentadas e discutidas as inferências quantílicas.

3.1. Análise Preliminar

A análise da desigualdade da distribuição de renda entre os estados inicia-se pelo cálculo do índice de Gini. As medidas encontram resumidas na Tabela 1 e na Figura 1, no Apêndice A. De acordo com os dados, observa-se que a renda, em 1986, é mais concentrada no estado do Piauí, embora apresente uma ligeira tendência decrescente nos anos posteriores.

Em 1996, observa-se que o Sergipe é o estado que apresenta maior desigualdade. Já em 2005, o Rio Grande do Norte, que sempre permanecia na faixa intermediária, porém com desigualdade crescente, passa a ocupar o primeiro lugar no ranking dos mais desiguais. Em termos de menor desigualdade, no último ano, destaca-se a Bahia que, a despeito de um

aumento no índice em 1996, passa a apresentar um patamar inferior ao observado no primeiro ano considerado.

Grosso modo, a observação dos índices aponta para os seguintes comportamentos. O Piauí apresenta uma redução paulatina na desigualdade. Maranhão e Sergipe vêem suas desigualdades aumentarem de 1986 para 1996, e logo depois, diminuírem em 2005. Já Alagoas e Pernambuco vêem suas desigualdades aumentarem de 1986 para 1996 e permanecerem nesse patamar em 2005. A Bahia passa a apresentar uma alta desigualdade em 1996, caindo para um nível inferior ao de 1986 no ano final, 2005. Por fim, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba, em especial o RN, destacam-se pela elevação persistente da desigualdade.

Diante deste cenário, optou-se por selecionar três estados distintos para a análise quantílica. O Piauí por ser o único a apresentar uma queda da desigualdade nos três anos considerados. A Bahia por se destacar como um dos principais economias nordestinas e por experimentar um crescimento seguido de um declínio na desigualdade. E por fim, o Rio Grande do Norte, pela crescente desigualdade no período.

3.2. Resultados quantílicos

Este estudo procura estimar os retornos da escolaridade a partir da modelagem da equação de Mincer para os estados selecionados na subseção anterior, quais sejam: Bahia, Rio Grande do Norte e Piauí. A escolha desses estados foi justificada na subseção anterior.

A equação minceriana é adaptada para as variáveis: raça, experiência e coortes. Essas últimas captam mudanças relacionadas ao ciclo de vida dos indivíduos. Dessa forma, duas estruturas serão consideradas: a primeira com anos de estudo como um único regressor (sem controles), e a segunda com um modelo menos parcimonioso com os anos de estudo, raça, os

polinômios da experiência até a quinta potência, *dummies* para as coortes, no total de nove. Os resultados estão sumarizados nas Tabelas 2, 3 e 4 no apêndice. Cada uma com os painéis A e B. Todas as estimações consideraram os pesos amostrais necessários ao se trabalhar com uma amostra complexa.

As análises adotarão a seguinte lógica: i) observam-se os coeficientes das regressões sem e com variáveis de controle (painéis A e B); ii) comparam-se os coeficientes relacionados ao retorno da educação entre os quantis de um determinado ano; por exemplo, em 1986, o retorno da educação do Piauí para o quantil 0.10 é inferior ao retorno da educação do quantil 0.90; iii) em seguida, observam-se os comportamentos dos quantis entre os anos; por exemplo, o retorno da educação mediano do Piauí, decresceu entre 1986 e 2005; iv) por fim, consideram-se as comparações entre os estados selecionados; por exemplo, o retorno educacional do Piauí é, em média, superior ao da Bahia.

De uma forma geral, uma série de importantes evidências é observada. Em primeiro lugar, como era esperado, a omissão de variáveis relevantes viesas as estimativas do coeficiente da escolaridade para baixo. Ou seja, as estimativas sem variáveis de controle (painéis A), resultam em retornos da educação inferiores aos observados nas regressões com variáveis de controle (painéis B).

Todos os parâmetros são significativos a 1%. A observação dos coeficientes sugere a existência de assimetria. Ou seja, caso a distribuição condicionada dos salários fosse simétrica, o parâmetro de mínimos quadrados ordinários (MQO) coincidiria com o parâmetro mediano da RQ ($\tau = 0,50$). Vale observar que para todos os modelos estimados e para os três anos, esses parâmetros são diferentes.

Este comportamento confirma um fato estilizado das distribuições salariais, qual seja: sua assimetria. A Figura 2, no apêndice E, apresenta a densidade (Kernel) para os salários nordestinos em 2005, confirmando a caracterização assimétrica

da distribuição dos salários. Em resumo, a assimetria da distribuição confirma a pertinência da utilização de regressões quantílicas em detrimento dos modelos baseados em Mínimos Quadrados Ordinários.

A Tabela 2, apêndice B, sintetiza as informações relacionadas ao estado do Piauí. Nesse caso, percebe-se que, tanto em 1986 como em 1996, os coeficientes da RQ apresentam uma tendência crescente, indicando um maior retorno em escolaridade nos quantis superiores da distribuição. Já em 2005, os maiores retornos se encontram nas extremidades, ou seja, nos quantis 0.1 e 0.9 (painel A). Analisando o comportamento dos quantis entre os anos de 1986 a 2005, no parâmetro mediano, acrescenta-se que o retorno da educação decresceu. Ocorre o mesmo para todos os quantis, com exceção quando fixa análise no painel B e no quantil 0,90, pois o retorno da educação cresce em 1986 o coeficiente é de 21.17, enquanto, em 2005, se torna 23,09. Em geral, a queda do retorno da educação foi mais acentuada no quantil mais baixo 0.1 (-52%) e menos expressiva no quantil mediano (-10%). A segunda menor queda se deu no quantil 0.25 (-46%). Observa-se ainda que, somente para o ano de 2005, o retorno para o quantil 0,90 é maior dentre todos os quantis considerados. Por exemplo, enquanto o retorno mediano é de 20,93, para 0,90, esse retorno é de 23,09. Este comportamento se repete, com algumas mudanças pontuais, nos demais estados.

A Tabela 3, no apêndice C, apresenta os dados relacionados ao estado do Rio Grande do Norte. Destaca-se, no painel A, que em todos os anos analisados, o retorno da educação é maior nos quantis superiores. O mesmo ocorre quando se avalia os dados do painel B, com ligeira ressalva em 1986. Somado a isso, observa-se que nas extremidades da distribuição, o retorno da escolaridade subiu, sobretudo no quantil 0,10 (40%) do que no quantil 0,90 (25%). Para o restante dos quantis, o retorno em escolaridade caiu. Entre 1986 e 2005 o

comportamento dos quantis sugere um retorno da educação em queda, com a redução dos coeficientes. Por exemplo, o retorno mediano para 1986 era de 20.28, caindo para 13.41 em 2005.

As estimativas para a Bahia, observadas na Tabela 4 no apêndice D, reforçam a impressão de um maior retorno da educação nos quantis superiores da distribuição. Ressalta-se que, ao contrário de 2005, os retornos para os quantis 0.90 são os maiores entre todos os quantis considerados, por exemplo, em 1986, enquanto o retorno mediano é de 20.60, para 0.90 esse retorno é de 26.97.

A comparação necessita da fixação de uma unidade comparativa. Neste caso, foram comparados os quantis 0.10, 0.50 e 0.90 dos painéis B, para o ano de 2005. Observa-se que a Bahia possui o menor retorno da educação. O estado do Rio Grande do Norte apresenta os maiores retornos nas extremidades da distribuição. O maior retorno mediano, porém, se dá no Piauí.

Os resultados permitem as seguintes conclusões: a) os maiores retornos se dão nos quantis superiores da distribuição. Ou seja, os indivíduos que habitam o topo da distribuição da renda, se beneficiam mais com um ano de estudo adicional, sugerindo que a estrutura educacional é um fator agravante para a concentração de renda; b) somado ao crescimento do retorno educacional dos estratos superiores da distribuição, o estado do Piauí apresenta uma forte redução do retorno na parte de baixo da distribuição, contribuindo para o agravamento da sua má distribuição dos rendimentos; c) não foi possível encontrar padrões bem estabelecidos que permitam caracterizar cada estado. Por exemplo, o estado mais pobre possui um maior retorno na parte de cima e menor na parte inferior da distribuição.

Por fim, mesmo sem estabelecer um padrão entre os estados, pode-se inferir que a estrutura educacional contribui para o agravamento da desigualdade de renda. Neste sentido, o estudo alinha-se aos resultados nacionais obtidos por Menezes-

Filho *et al.*(2006). De certa forma, esta conclusão está presente na maioria dos países em desenvolvimento, ou com elevados níveis de iniquidade. Martins e Pereira (2004) confirmam esta afirmação a partir da observação de um grupo de países da União Européia, onde apenas Portugal apresentou comportamento similar ao encontrado neste estudo.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo teve como objetivo examinar o impacto dos retornos da educação sobre a dispersão dos salários no Nordeste brasileiro para os anos de 1986,1996 e 2005. Partiu-se do pressuposto de que alta desigualdade de renda está relacionada à estrutura educacional prevalecente nesta Região.

Primeiramente, foram apresentados pontos relacionados à metodologia, dentre os quais: o modelo teórico que norteou o estudo, baseado em extensões da equação de Mincer, ponderando as covariáveis de educação, raça, experiência (elevada até a quinta potência) e as *dummies* para as coortes; em seguida, a metodologia para estimativas da distribuição dos salários- regressão quantílica; e os dados da pesquisa.

Isso posto, foram selecionados os estados a serem analisados: Rio Grande do Norte, Bahia e Piauí. Diante dos dados analisados, foi possível observar que os maiores retornos se concentram em quantis mais elevados da distribuição, em outras palavras, os indivíduos que se favorecem mais com um ano adicional de estudo estão agrupados no topo da distribuição da renda. Isso denota que, tal como esperado, o nível de escolaridade afeta positivamente no aumento da concentração de renda.

Comparando os estados, para o ano de 2005 e quantis 0.10, 0.50 e 0.90, tem-se que a situação da distribuição de renda do Piauí é agravada pelo fato da forte redução do retorno da educação nos quantis inferiores da distribuição. No Rio grande

do Norte, o retorno é maior nas extremidades. Enquanto a Bahia apresenta um menor retorno da educação, indicando, portanto, menor desigualdade em relação aos outros estados. Por fim, não foi possível encontrar padrões bem estabelecidos que permitam caracterizar cada estado, contudo, pode-se concluir que a estrutura educacional contribui para o agravamento da desigualdade de renda.

5. REFERÊNCIAS

BARROS, R., HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Education and equitable economic development. **Economia**, v. 1, p. 111-144, 2000.

CAMERON, S.; HECKMAN, J. The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males. **Journal of Political Economy**, v.109(3), p.455-99, 2001.

CHISWICK, B. Earnings. Inequality and economic development. **Quartely Journal of Economics**, v.85, p. 21-39, 1971.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, p. 181-211, 2006.

FIELDS, G. **Poverty Inequality and Development**. New York: Cambridge University Press, 1980.

FIGUEIREDO, Erik A. de ; ZIEGELMANN, Flávio Augusto . Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar econômico. **Revista de Economia Aplicada**, v. 13, p. 257-277, 2009.

DUCLOS, J-Yves; ARAAR, A. **Poverty and equity: measurement, policy, and estimation with DAD**. New York: Springer, 2006.

GONZAGA, G., MENEZES FILHO, N.; TERRA, Maria C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. **Journal of International Economics**, v. 68(2), p. 345-367, 2006.

GOSLING, A.; MACHIN, E.; MEGHIR, C. The changing distribution of male wages in the U.K. **Review of Economic Studies**, v. 67, p.635-666, 2000.

IBGE. **Síntese dos Indicadores Sociais** 2006. IBGE. Brasília.

JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in return to skill. **Journal of Political Economy**, v.101, p.410-422, 1993.

KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in the relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. **Quarterly Journal of Economics**, v.107, p.35-78, 1992.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v, 46,p.33-50, 1978.

MACURDY, T.; MROZ, T. **Estimating macroeconomics effects on wages from cohort specifications**. Working paper, University of Stanford, 1991.

MARTINS, P.; PEREIRA, P. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. **Labour Economics**, v. 11, p.355-371, 2004.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising human capital, but constant inequality: the education composition effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, p. 200-250, 2006.

MURPHY, K.; WELCH, F. Empirical age-earnings profiles. **Journal of Labor Economics**, v.8, p.202-229, 1990.

RAM, R. Education expansion and schooling inequality: International evidence and some implications. **Review of Economics and Statistics**, v. 72, p.266-274, 1990.

SQUIRE, H. & ZOU, H-F. Inter-National and intra-National inequality. **The Economic Journal**, v.108, p. 26-45, 1998.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report**, 2007. Disponível em: [http:// < hdr.undp.org>](http://hdr.undp.org). Acesso em setembro, 2008.

APÊNDICES

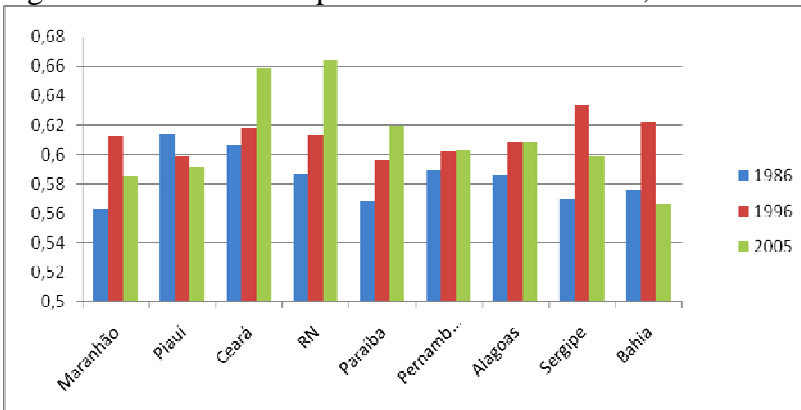
APÊNDICE A

Tabela1: Índice de Gini para Estados Nordestinos, 1986 a 2005

Estados	1986	1996	2005
Maranhão	0.5631	0.6125	0.5855
Piauí	0.6138	0.5993	0.5912
Ceará	0.6063	0.6184	0.6585
Rio G. do Norte	0.5871	0.6132	0.6640
Paraíba	0.5682	0.5965	0.6189
Pernambuco	0.5893	0.6025	0.6026
Alagoas	0.5862	0.6077	0.6082
Sergipe	0.5697	0.6336	0.5991
Bahia	0.5761	0.6216	0.5662

Fonte: Dados da pesquisa

Figura 1: Índice de Gini para Estados Nordestinos, 1986/ 2005.



APÊNDICE B

Tabela 2: Equação de rendimentos para o Piauí

Anos	Obs.	Est. Desc.		Estimativas de Regressão Quantílica						Estimativa MQO	
		Média	Desvio Padrão	0,1	0,25	0,50	0,75	0,90	Coef.	Root MSE	
A. Sem variáveis controles											
1986	327	4,34	1,01	14,93 (0,028)	13,71 (0,020)	17,76 (0,010)	20,27 (0,021)	21,04 (0,027)	17,63 (0,014)	0,8604	
1996	521	3,42	1,01	14,38 (0,015)	15,01 (0,011)	16,36 (0,012)	17,19 (0,012)	17,63 (0,012)	15,02 (0,003)	0,7504	
2005	408	3,64	1,11	17,01 (0,016)	14,15 (0,013)	12,71 (0,011)	14,57 (0,014)	16,96 (0,021)	14,95 (0,011)	0,8812	
B. Controlando por raça, experiência (quadrática, cúbica, 4^{to}), e coorte											
1986	327	4,34	1,01	21,90 (0,073)	20,78 (0,070)	23,36 (0,040)	22,85 (0,054)	21,17 (0,109)	22,86 (0,047)	0,8854	
1996	521	3,42	1,01	10,96 (0,054)	16,81 (0,053)	15,01 (0,044)	12,23 (0,044)	8,58 (0,053)	15,17 (0,014)	0,8876	
2005	408	3,64	1,11	10,55 (0,097)	11,21 (0,055)	20,93 (0,033)	20,16 (0,041)	23,09 (0,071)	17,04 (0,040)	0,8704	

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Erros padrões (%) entre parênteses.

APÊNDICE C

Tabela 3: Equação de rendimentos para o Rio Grande do Norte

Anos	Obs.	Est.Descrit.		Estimativas de Regressão Quantílica					Estimativa MQO	
		Média	Desvio Padrão	0,1	0,25	0,50	0,75	0,90	Coef.	Root MSE
A. Sem variáveis controles										
1986	2074	4,60	1,00	12,56 (0,007)	13,67 (0,005)	17,14 (0,005)	19,36 (0,010)	19,80 (0,010)	16,16 (0,005)	0,7987
1996	2672	3,95	1,05	11,84 (0,007)	13,30 (0,004)	14,94 (0,003)	16,71 (0,005)	16,84 (0,006)	14,38 (0,003)	0,7823
2005	2823	3,95	0,94	12,78 (0,005)	9,84 (0,002)	11,20 (0,003)	13,98 (0,005)	17,09 (0,007)	11,88 (0,007)	0,7575
B. Controlando por raça, experiência (quadrática, cúbica, etc), e coorte										
1986	2074	4,60	1,00	11,81 (0,024)	15,14 (0,018)	20,28 (0,019)	22,31 (0,028)	19,78 (0,034)	21,05 (0,015)	0,7457
1996	2672	3,95	1,05	11,95 (0,032)	12,46 (0,017)	14,24 (0,014)	17,37 (0,018)	18,20 (0,030)	18,31 (0,013)	0,7695
2005	2823	3,95	0,94	16,47 (0,026)	13,57 (0,017)	13,41 (0,016)	19,27 (0,019)	24,67 (0,031)	13,29 (0,012)	0,7387

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Erros padrões (%) entre parênteses.

APÊNDICE D

Tabela 4: Equação de rendimentos para a Bahia

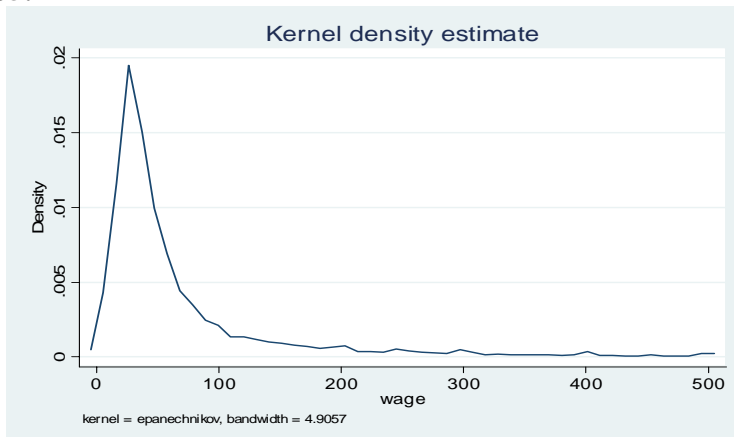
Anos	Obs.	Est. Descritivas		Estimativas de Regressão Quantílica						Estimativa MQO	
		Média	Desvio Padrão	0.1	0.25	0.50	0.75	0.90	Coef.	Root MSE	
A. Sem variáveis controles											
1986	2154	4,11	1,10	8,06 (0,006)	13,47 (0,005)	16,09 (0,005)	19,14 (0,007)	20,90 (0,014)	16,89 (0,004)	0,7986	
1996	2986	3,76	1,06	10,18 (0,004)	12,02 (0,001)	14,83 (0,004)	16,03 (0,005)	16,43 (0,007)	15,82 (0,005)	0,7943	
2005	3285	3,80	1,10	8,24 (0,004)	9,11 (0,003)	10,66 (0,004)	13,72 (0,004)	14,56 (0,007)	13,67 (0,005)	0,8985	
B. Controlando por raça, experiência (quadrática, cúbica, etc), e coorte											
1986	2154	4,11	1,10	7,95 (0,020)	15,15 (0,017)	20,60 (0,018)	26,87 (0,028)	26,97 (0,035)	18,82 (0,015)	0,8967	
1996	2986	3,76	1,06	12,49 (0,021)	15,14 (0,012)	19,32 (0,015)	20,21 (0,022)	20,73 (0,026)	17,13 (0,035)	0,8414	
2005	3285	3,80	1,10	8,28 (0,020)	8,75 (0,010)	12,51 (0,013)	16,42 (0,016)	14,69 (0,021)	19,28 (0,015)	0,8769	

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Erros padrões (%) entre parênteses.

APÊNDICE E

Figura 2: Densidade Kernel para os salários nordestinos, 2005.



Fonte: Dados da pesquisa

