

Determinantes Recentes da Desigualdade Salarial no Nordeste do Brasil

Autores

Helio Augusto Berni

Flávio Ataliba Barreto

Marcelo Lettieri Siqueira

Ensaio Sobre Pobreza N° 11

Setembro de 2007



Determinantes Recentes da Desigualdade Salarial no Nordeste do Brasil

Helio Augusto Berni¹
Flávio Ataliba Barreto²
Marcelo Lettieri Siqueira³

RESUMO

Apesar da desigualdade de renda no Brasil ainda estar listada entre as maiores do mundo, sua diminuição tem sido um fato marcante no período pós-Plano Real. Dada a importância das modificações ocorridas no mercado de trabalho para explicar esta queda, este artigo tem como objetivo mostrar quais são os seus principais determinantes. A metodologia descrita neste trabalho é aplicada no Nordeste do Brasil usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD) para os períodos de 1995-2005 e 2001-2005. A decomposição mostra que a variável educação continua sendo o mais importante determinante da desigualdade de renda salarial.

Palavras-chave: Desigualdade de renda salarial. Decomposição. Nordeste.

ABSTRACT

Although Brazilian income inequality is still ranked among the highest in the world, its reduction has been a drawing point after Plano Real. Given the importance of the labor market in explaining this reduction, this research has the objective to show its main determinants. The methodology used in this research is applied to Northeastern Brazil using the data from the national survey PNAD in the years 1995-2005 and 2001-2005. This decomposition shows that education is still the main important determinant of the labor income inequality.

Keywords: Labor income inequality. Decomposition. Northeast.

I. INTRODUÇÃO

¹ Mestre em Economia – CAEN/UFC, Fortaleza-CE, Fone: (85) 3366-7751. E-mail: helioberni@gmail.com.

² Prof. do CAEN/UFC, Fortaleza-CE, Fone: (85) 3366-7751. E-mail: ataliba@ufc.br.

³ Prof. do CAEN/UFC, Fortaleza-CE, Fone: (85) 3466-2172. E-mail: marlettieri@gmail.com.

O Brasil sempre se caracterizou por ser um país com uma das maiores desigualdade de renda do mundo. Segundo Squire e Zou (1998), entre 1947 e 1994, para uma amostra de 49 países desenvolvidos e em desenvolvimento, a desigualdade brasileira, medida pelo Índice de GINI, tem se situado em torno de 0,578, valor médio bastante superior aos 0,362 dos outros países da amostra.

Examinado a evolução desse índice, constata-se que, nos últimos anos, ele cresceu substancialmente, mantendo-se estável, no entanto, até a implantação do Plano Real, quando começa a apresentar uma tendência declinante. Apesar dessa trajetória descendente, a desigualdade de renda brasileira permanece ainda bastante elevada. A parcela da renda total apropriada pelo 1% mais rico da população é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres. Além disso, os 10% mais ricos se apropriam de mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda. É bem verdade que apesar desses números expressivos, entre 2001-2004, o país apresentou uma das menores taxas nos últimos 40 anos (Kakwani et al., 2006).

A TABELA 1, abaixo, mostra a evolução recente do índice de GINI, em termos da renda domiciliar *per capita*, para a economia brasileira e para as macro-regiões no período 1995-2005. Pode-se verificar que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6005 para 0,5693 no período, significando uma redução de 0,0312 pontos, ou 5,20%. É interessante observar que a queda na desigualdade não foi ininterrupta uma vez que de 1999 para 2001, ocorreu uma elevação no coeficiente.

TABELA 1 – Coeficiente de Gini – Brasil e Macro-Regiões – 1995-2005

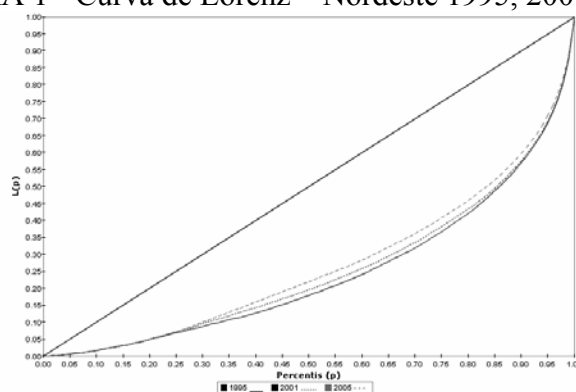
Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte
1995	0,6005	0,6040	0,5674	0,5654	0,5850	0,5841
1996	0,6021	0,6198	0,5628	0,5608	0,6009	0,5796
1997	0,6021	0,6168	0,5655	0,5554	0,5991	0,5869
1998	0,6002	0,6098	0,5664	0,5569	0,6026	0,5826
1999	0,5940	0,6049	0,5593	0,5624	0,5927	0,5649
2001	0,5960	0,6000	0,5683	0,5476	0,5980	0,5650
2002	0,5892	0,5947	0,5631	0,5296	0,5949	0,5642
2003	0,5829	0,5849	0,5575	0,5306	0,5806	0,5418
2004	0,5722	0,5828	0,5424	0,5225	0,5724	0,5387
2005	0,5693	0,5708	0,5433	0,5154	0,5773	0,5293
$\Delta\%$ 95-05	-5,20%	-5,50%	-4,25%	-8,84%	-1,32%	-9,38%
$\Delta\%$ 01-05	-4,48%	-4,87%	-4,40%	-5,88%	-3,46%	-6,32%

Fonte: Elaboração dos autores a partir do Ipeadata.

Seguindo a tendência da economia brasileira, verifica-se que todas as macro-regiões do país também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda, sendo que as regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções. Mais precisamente, a região Nordeste apresentou um decréscimo de 4,87% em todo período. Vale frisar que em 1995, ela apresentava a maior desigualdade de renda entre todas as regiões, mas que foi substituída em 2005 pelo Centro-Oeste.

Outra forma de confirmar essa tendência de queda da desigualdade é através de estimativas não-paramétricas, como é o caso da Curva de Lorenz e da Função de Densidade de Kernel apresentadas a seguir. Como se sabe, a Curva de Lorenz permite comparar diferentes distribuições de renda e a Função de Densidade de Kernel possibilita comparar a variância, que pode ser usada como uma medida de desigualdade, de diferentes distribuições.

FIGURA 1 - Curva de Lorenz – Nordeste 1995, 2001 e 2005



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

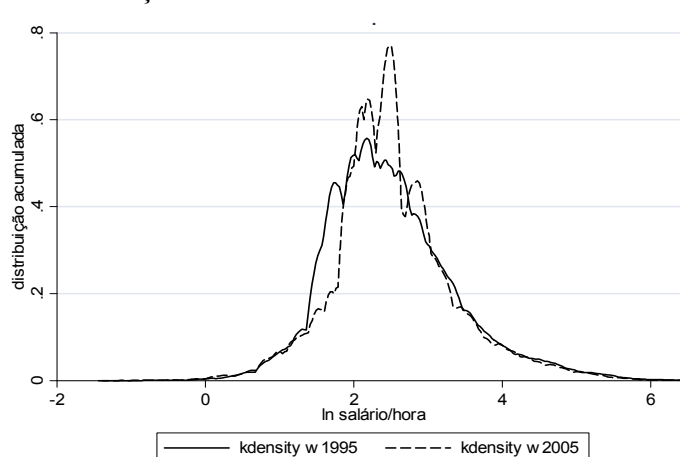
Nota: os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

Focalizando especialmente o Nordeste, sua Curva de Lorenz é mostrada na FIGURA 1 para os anos de 1995, 2001 e 2005. Quando essa curva se desloca para cima, aproximando-se da linha de 45º graus, configura-se uma melhoria na distribuição de renda da economia. No caso em questão, percebe-se que a dominância estocástica de 1ª ordem é clara uma vez que a distribuição de renda salarial em 2005 é preferida à distribuição de 2001, que por sua vez também é preferível à de 1995.

As FIGURAS 2 e 3 apresentam a Função de Densidade de Kernel também para o Nordeste. Como pode ser visto as distribuições de salários de 1995-2005 e 2001-2005, apresentam uma diminuição da sua variância nos dois períodos escolhidos. Na FIGURA 2

pode-se ver com clareza que a dispersão da distribuição de salários de 2005 é menor do que a de 1995. No caso da FIGURA 3, a visualização deste efeito também é observada existindo uma menor dispersão na distribuição de 2005 quando comparado a 2001.

FIGURA 2 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 1995/2005



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

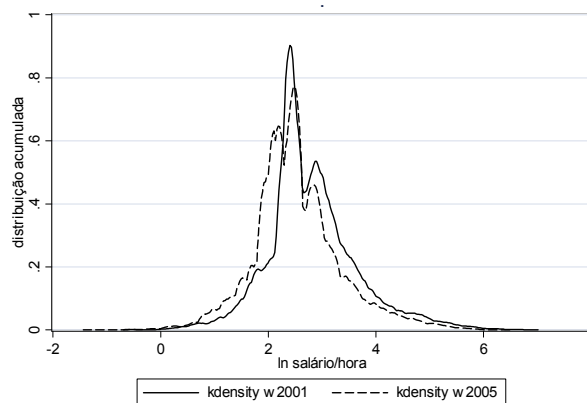
Nota: os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

Desde Langoni (1973), que apontou a educação como um dos elementos capazes de explicar a desigualdade brasileira, diversos outros estudos se desenvolveram nessa direção. A maioria deles, entretanto, tem adicionado outras variáveis na explicação da desigualdade como raça, gênero, idade e ocupação, etc (Ramos e Vieira 2001, Barros, 1997, Barros e Mendonça, 1995, Lam e Levinson, 1992). A contribuição de cada uma delas tem variado entre as principais pesquisas, uma vez que elas são sensíveis aos períodos analisados e as amostras. No entanto, a educação sempre tem tido uma importância significativa, sendo responsável em explicar entre 30 a 60% da desigualdade de renda existente, enquanto que as outras variáveis têm um peso não maior que 20%.

Mais recentemente, um estudo do IPEA (2006) para o período de 2001 a 2004 tem confirmada essa estimativa na medida em que aponta a *educação* como sendo responsável por aproximadamente 30% da desigualdade da renda salarial no país. Com relação ao *gênero*, pode-se constatar que a remuneração das mulheres, com características produtivas similares aos homens, é 30% inferior no ano de 2004. Quanto à discriminação por *raça*, os resultados obtidos indicam que sua influência sobre a desigualdade não é significativa. Por fim, o trabalho aponta que 76% da renda das famílias brasileiras têm origem no mercado

de trabalho e que a queda da desigualdade de salários contribuiu muito para o declínio da desigualdade de renda entre as famílias.

FIGURA 3 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 2001/2005



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

Evidências semelhantes são encontradas em Soares (2006), uma vez que para um período mais extenso, (1995-2004) conclui que 75% da diminuição de renda na economia brasileira são atribuídos à queda dos diferenciais de salários no mercado de trabalho, sendo a parcela restante devida aos programas de transferência de renda do governo federal. Hoffman (2006), por outro lado, estima que esse valor seja um pouco menor, por volta de 66,5%, apesar do período de análise ser mais restrito (1997-2004). No caso dos programas de transferência de renda, seus resultados vão ao encontro dos estudos anteriores atribuindo um peso de 28% a essa variável na queda da desigualdade. No entanto, para o Nordeste, os diferenciais de salários têm menor participação, explicando 54,7% da diminuição da desigualdade de renda, enquanto os programas de transferência de renda contribuiriam com um montante mais expressivo (48,6%).

Dado os elevados índices de desigualdade da região Nordeste o propósito deste artigo é investigar quais são os principais determinantes da desigualdade de renda salarial dessa região e que elementos motivaram sua queda recente⁴. A metodologia utilizada é

⁴ Este trabalho não possui o objetivo de apontar todas as causas da desigualdade de renda total na economia brasileira. É importante ressaltar que outros tipos de renda, tais como rendas provenientes de ativos financeiros ou outros tipos de renda, como programas de transferência de renda do tipo Bolsa Família, que podem contribuir para variações na desigualdade da renda, não são levados em consideração neste estudo. Ver Hoffman (2006) e Soares (2006) para detalhes.

baseada em Fields (2003) que permite através das regressões se salários decompor a importância de cada variável explicativa na explicação da desigualdade. Além desta introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção II apresenta a base de dados e a metodologia que é usada na decomposição. As estimações das equações de salários e os resultados da aplicação da decomposição para a região Nordeste estão discutidos na seção III enquanto que na última seção apresentam-se as considerações finais desse estudo.

II. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

II.1 Descrição da Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As estimativas foram geradas a partir de três amostras de períodos distintos. O primeiro período escolhido para a análise é 1995, porque foi o ano subsequente à implementação do plano Real. Com isso, a amostra não é afetada diretamente pelo *boom* do mercado de trabalho e pela queda instantânea da pobreza pós-Plano Real (Kakwani et al., 2006). O último ano escolhido foi 2005 por ser o último período para o qual existem dados disponíveis da PNAD. Além destes dois períodos, o ano de 2001 foi selecionado com o objetivo de mostrar uma análise mais recente da queda da desigualdade salarial no país.

Somente foram selecionadas informações referentes à região Nordeste, visto que o trabalho tem o objetivo de captar informações regionais. Alguns filtros⁵ foram aplicados com o objetivo de tornar as amostras menos heterogêneas. Neste trabalho, foram escolhidos trabalhadores de ambos os sexos, masculino e feminino, com idade entre 25 a 55 anos, que estavam trabalhando na semana de referência da pesquisa. Foi considerada a renda do trabalhador com ou sem carteira assinada. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra. Por fim, somente foram analisados trabalhadores que possuíam informação para todas as variáveis utilizadas. Estes dois últimos filtros são utilizados por Soares e Gonzaga (2003). Após a aplicação destes filtros, as amostras de 1995, 2001 e 2005 consistem, respectivamente, de 10.794, 15.512 e 16.598 trabalhadores.

⁵ Esta seleção amostral foi feita no software SPSS 12.0.

As variáveis extraídas da PNAD foram anos de escolaridade, idade, raça, gênero, filiação a sindicato, posse de carteira assinada, renda advinda do trabalho e horas trabalhadas por semana. A variável renda advinda do trabalho foi transformada em logaritmo do salário-hora, através da divisão do salário mensal pelo número de horas trabalhadas no mês, seguindo a maioria dos trabalhos nacionais que estimam a equação de salários⁶. As TABELAS I-III, no apêndice A, apresentam as estatísticas descritivas para as amostras de 1995, 2001 e 2005.

II.2 Metodologia de Decomposição

Tem sido tradição na literatura, economistas e outros pesquisadores sociais tentarem entender o problema da desigualdade de renda através do uso de modelos de regressão de salários. De maneira geral, o logaritmo da renda do indivíduo é regredido em uma série de variáveis explicativas, como educação e outras características individuais. Faz-se importante, então, a utilização de algum tipo de método que use a informação contida nestas regressões e gere resultados que expliquem o peso destas variáveis na explicação da desigualdade de renda.

Fields (2003) apresentou um novo tipo de metodologia para decomposição da desigualdade de renda baseada no trabalho de Shorrocks (1982). Este tipo de decomposição consiste em estimar uma regressão de salários e desagregar seus diferentes componentes. A partir daí, pode-se computar a contribuição de cada um deles na desigualdade. Quando somadas estas contribuições obtém-se 100%, o que mostra que a participação de cada variável explicativa na desigualdade de renda é separadamente aditiva⁷.

Esta metodologia de decomposição pode ser dividida em duas partes. A primeira é chamada de decomposição em nível e tem o objetivo de responder à seguinte questão: qual é a porcentagem que pode ser atribuída a cada variável explicativa da equação de salários na desigualdade de renda? A outra decomposição que pode ser chamada de decomposição da diferença possui o objetivo de mostrar qual o peso destas variáveis na mudança de uma medida de desigualdade entre dois períodos de tempo. A próxima subseção mostra os dois tipos de decomposição utilizados neste trabalho.

⁶ Para detalhes desta transformação, ver Soares (1999) e Godoy et al. (2006).

⁷ A separação aditiva é uma propriedade de algumas medidas de desigualdade. Consultar Fields (2003) para mais detalhes. Siqueira e Siqueira (2006b) também descreve outras propriedades.

II.2.1 Decomposição em Nível

A decomposição em nível tem o objetivo de explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade dos salários. Esta decomposição é originada de uma equação de salários do tipo

$$\ln Y_i = \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} \quad (1)$$

onde x_{ij} representa a j -ésima variável explicativa da equação de salários. Por causa da propriedade de aditividade, estas variáveis devem ser exógenas. O termo de erro aleatório é dado por x_m com $\beta_m = 1$, e é assumido possuir média igual a zero e distribuição normal. A variável dependente salários é usada na forma de logaritmo natural, dada a sua distribuição aproximadamente log-normal.

Tomando a covariância dos dois termos da equação (1) acima, como em Shorrocks (1982) e Fields (2003), tem-se que

$$\text{cov}\left(\sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (2)$$

Percebe-se que o lado esquerdo da equação (2) é a covariância de $\ln Y_i$ consigo mesma, ou seja, representa a variância de $\ln Y_i$. Então,

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (3)$$

Dividindo ambos os lados por $\sigma^2(\ln Y_i)$, tem-se que

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=1}^m S_j(\ln Y_i) \quad (4)$$

onde cada $S_j(\ln Y_i)$ é chamado de peso relativo de desigualdade e pode ser escrito como

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (5)$$

Usando o conceito de correlação chega-se a

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (6)$$

Cada $S_j(\ln Y_i)$ representa a parcela da variância do logaritmo natural da renda que é atribuída ao j-ésimo fator explicativo da equação de salários, incluindo o erro aleatório. Através da equação (6), pode-se perceber que a decomposição em nível é obtida através dos coeficientes estimados na equação de salários, da dispersão, ou desvio padrão, das variáveis explicativas e da correlação⁸ destas variáveis com a variável dependente. De acordo com Shorrocks (1982), pode-se ainda afirmar que

$$\sum_j S_j(\ln Y_i) = 100\% \quad (7)$$

ou seja, uma vez obtidos os pesos relativos de desigualdade, sua soma deverá resultar na unidade.

Através da equação (6), pode-se perceber que uma variável independente é passível de contribuir bastante para a desigualdade dos salários sem possuir uma distribuição muito desigual. Se esta variável possuir uma alta correlação com a variável dependente, mesmo que apresente uma distribuição com baixa dispersão, sua contribuição para a desigualdade pode ser elevada. Da mesma forma, variáveis explicativas que possuem uma distribuição

⁸ As matrizes de correlação para as amostras de 1995, 2001 e 2005 encontram-se no apêndice A.

desigual podem contribuir pouco para a desigualdade se tiverem uma baixa correlação com a variável dependente.

II.2.2 Decomposição da Diferença

A decomposição da diferença tem o objetivo de dar peso às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos distintos. Desta maneira, este segundo tipo de decomposição pode mostrar quais foram as variáveis mais relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade.

A decomposição da diferença é dada por $\Pi_j(I(.))$ que representa a contribuição do j-ésimo determinante da renda para a mudança de um determinado índice de desigualdade entre dois períodos de tempo. Seguindo Fields (2003), tem-se que

$$\Pi_j(I(.)) = \frac{(S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1)}{I(.)_2 - I(.)_1} \quad (8)$$

É importante notar que, enquanto a decomposição em nível não é sensível à medida de desigualdade utilizada, a decomposição da diferença é sensível ao índice escolhido. A equação (8) explica esta afirmação. Pode-se perceber que Π_j é uma função de $(I(.))$, ou seja, a contribuição do j-ésimo fator explicativo da renda para a decomposição da diferença depende do índice de desigualdade utilizado. No caso específico deste estudo, o coeficiente de Gini, dada sua presença na maioria dos trabalhos que envolvem distribuição de renda, é o índice escolhido.

Fields (2003) utiliza a equação (8) para indicar quais as variáveis que contribuem para a queda/aumento da desigualdade entre dois períodos distintos. Além disso, é possível dar um peso relativo para estas variáveis. Por exemplo, se existem três variáveis que contribuem para a diminuição da desigualdade, é possível obter a participação percentual de cada uma delas neste processo.

III. ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Como já foi dito anteriormente, o primeiro passo para o desenvolvimento da metodologia de decomposição utilizada neste trabalho é a estimação da equação de salários ou equação de Mincer. Esta subseção tem o objetivo de explicar o tipo de estimação adotado.

III.1 Estimação da Equação de Salários

Se a equação de salários seguir todas as hipóteses clássicas de regressão sua estimação pode ser feita por mínimos quadrados ordinários, mas se estas hipóteses forem violadas é importante usar alguma estratégia econométrica para resolver ou atenuar possíveis problemas. Um problema que pode surgir na estimação da equação de Mincer é a endogeneidade. Isto ocorre quando a correlação entre alguma variável explicativa x_i e o erro aleatório ε_i é diferente de zero, ou seja, $\text{cov}(x_i, \varepsilon_i) \neq 0$. Wooldridge (2002) relaciona as três principais fontes de endogeneidade: omissão de variáveis, erros de medição e simultaneidade.

No caso da equação de salários explorada neste trabalho, a variável *educação* é possivelmente endógena. Este problema tem sido abordado extensivamente pela literatura. Card (1993) afirma que existe uma forte correlação entre a educação do indivíduo e seu nível de habilidade, o que pode fazer com que a variável educação torne-se endógena se a habilidade do indivíduo não é observada. Como a variável *habilidade* não é facilmente observada em bases de dados brasileiras, como a PNAD, sua ausência no modelo causa um problema de viés de estimativa, mais conhecido como viés de habilidade.

Além deste problema de omissão de variável, outra fonte de endogeneidade observada é a simultaneidade entre *educação* e o *logaritmo dos salários*. Sachida et al. (2004) seguem a recomendação de Wooldridge (2002) e tentam solucionar este tipo de problema através da utilização de mínimos quadrados ordinários de dois estágios com variáveis instrumentais.

Wooldridge (2002) alerta para o fato de que a estimação da equação (1) por mínimos quadrados ordinários implica em estimativas inconsistentes. O método de variáveis

instrumentais possibilita uma solução geral para o caso em que existe alguma variável endógena no modelo. Reescrevendo a equação (1) como

$$\ln Y_i = \delta_i + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i \quad (9)$$

e supondo que x_j seja endógena, ou seja, $\text{cov}(x_j, \varepsilon_i) \neq 0$, há a necessidade do uso de um instrumento z_i , que pode representar uma variável instrumental ou um vetor que contém mais de uma variável instrumental. Este instrumento deve ser correlacionado com a variável endógena, ou seja, $\text{cov}(z_i, x_j) \neq 0$, e não-correlacionado com o erro aleatório, isto é, $\text{cov}(z_i, \varepsilon_i) = 0$.

A utilização do método de mínimos quadrados de dois estágios consiste em estimar a variável potencialmente endógena x_j como uma projeção linear desta sobre todas as outras variáveis explicativas do modelo e a variável z_i candidata a instrumento. Para utilizar essa abordagem, é necessário uma variável observável z_i que sirva como instrumento e não esteja na equação (16). Desta forma

$$x_j = \alpha_i + \varphi_1 x_{i1} + \varphi_2 x_{i2} + \dots + \varphi_{j-1} x_{i,j-1} + \theta_i z_i + r_i \quad (10)$$

onde, por definição, $E(r_i) = 0$ e r_i não é correlacionado com as variáveis explicativas acima: x_1, x_2, \dots, x_{j-1} e z_i . Além disso, é necessário que $\theta_i \neq 0$. Na presença destas duas condições, pode-se dizer que z_i é candidato a instrumento da variável endógena do modelo.

O candidato a instrumento z_i escolhido para ser utilizado na estimação da equação de salários deste trabalho é a variável número de pessoas por família, também extraída das PNAD's de 1995, 2001 e 2005. A idéia para a utilização deste instrumento é a que existe uma relação inversa entre educação e número de pessoas por família, como é explicado no estudo de De la Croix & Doepke (2003). De acordo com estes autores, quanto maior o número de membros em uma família, menor será a aquisição de anos de escolaridade por uma questão de restrição orçamentária.

III.1.2 Resultados da Estimação

De acordo com o que foi dito na subseção anterior, a estimação escolhida para o ajustamento da equação de salários deste trabalho foi a de mínimos quadrados de dois estágios. A variável dependente é o logaritmo natural da renda de todos os trabalhos da pessoa ocupada. As variáveis explicativas utilizadas são, em grande parte, variáveis binárias, com exceção dos regressores *educação* e *idade*. Abaixo segue a lista completa das variáveis explicativas:

- *educação*: assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade;
- *gênero*: variável binária que assume valor unitário para homens e nulo para mulheres;
- *raça*: variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário;
- *idade*: varia de 25 a 55 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo, conforme já foi dito na SEÇÃO III. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável $idade^2$ também é utilizada;
- *formal*: variável binária que assume valor unitário para trabalhadores que possuem carteira assinada. Os trabalhadores que não possuem carteira assinada levam valor nulo;
- *sind*: variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.

A escolha das variáveis explicativas para as equações de salários de 1995, 2001 e 2005 foi baseada nas três fontes de desigualdade descritas por Ramos e Vieira (2001). De acordo com estes autores, existe uma série de fatores que levam à desigualdade de salários dos indivíduos no mercado de trabalho. O primeiro conjunto de fatores é representado pela heterogeneidade dos trabalhadores. As variáveis *educação* e *idade* são bons exemplos de como trabalhadores que possuem diferentes atributos produtivos podem ganhar salários diferentes. A segunda fonte de desigualdade é aquela que determina que trabalhadores com

o mesmo potencial produtivo ganhem salários diferenciados. As variáveis *raça* e *gênero* são exemplos deste tipo de discriminação no mercado de trabalho. A terceira fonte é a segmentação do mercado quando se remunera de maneira diversa trabalhadores com os mesmos atributos produtivos.

A TABELA 2, a seguir, apresenta as estimativas em segundo estágio obtidas através de mínimos quadrados de dois estágios para as equações de salários dos anos de 1995, 2001 e 2005⁹. Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação* de 14,24%, em 1995 e 15,39%, em 2001, encontram-se próximos das estimativas de Psacharopoulos (1992). Este autor estima uma equação de salários do tipo semi-log para o Brasil utilizando dados da PNAD de 1989 e encontra um valor de 14,7% como retorno médio da escolaridade. Cavalieri e Fernandes (1998) encontram um valor estimado de 13,76% para o retorno da escolaridade para as regiões metropolitanas brasileiras estimando a equação de salários com dados da PNAD de 1989.

Com relação à variável *gênero*, pode-se ver que os homens são melhores remunerados que a mulher, em média, na região Nordeste do Brasil. Os resultados mostram que os homens ganhavam, respectivamente, 51,49% e 35,23% a mais que as mulheres em 1995 e 2005. Apesar do presente estudo não ter o objetivo de investigar efeitos discriminatórios no mercado de trabalho, este resultado se mostra importante porque indica uma queda na discriminação por gênero na região. Leme e Wajman (2000) mostram que os homens ganham em média 40% a mais que as mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Para a variável *raça*, os resultados estimados de 4,93% em 1995 e 6,10% em 2005 corroboram com Campante et al (2002). Este estudo mostra que a região Nordeste do Brasil não possui uma situação de discriminação muito significativa. Por outro lado, o relatório da Organização Internacional do Trabalho de 2003, que cobre a década de noventa, mostra que os indivíduos negros recebem 50% a menos que os brancos quando se leva em consideração o país como um todo.

⁹ As estimativas em primeiro estágio encontram-se no Apêndice A.

TABELA 2
 Estimativas de Segundo Estágio
 Equação de Salários para a Região Nordeste/1995, 2001 e 2005
 Variável dep.: logaritmo natural do salário-hora

Variáveis Explicativas	1995	2001	2005
Educação	0,1424 (10,88)	0,1539 (16,21)	0,1279 (14,95)
Gênero	0,5149 (18,27)	0,4367 (21,52)	0,3523 (17,14)
Raça	0,0493 (1,88)	0,0240 (1,18)	0,0610 (3,67)
Idade	0,0735 (10,01)	0,0572 (8,99)	0,0364 (6,06)
Idade ²	-0,0007 (-7,29)	-0,0004 (-5,94)	-0,0002 (-2,75)
Formal	0,0998 (2,35)	0,1614 (5,83)	0,2278 (8,88)
Sind	0,1801 (8,03)	0,1073 (5,50)	0,1312 (8,62)
Constante	-0,3636 (-2,24)	0,4617 (3,11)	1,0200 (6,93)
R ²	0,4400	0,3863	0,3914
Estatística F	631,28	791,40	772,74
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman*	(0,0091)	(0,0001)	(0,0001)
No. Obs.	10794	15512	16598

Fonte: Estimativas obtidas pelo autor no Stata 9.1. Estatística t entre parênteses (calculada com erros robustos de White)*p-valor.

Em relação à segmentação formal-informal, o estudo do IPEA (2006) que é uma das formas de discriminação mais evidente no mercado de trabalho brasileiro. Apesar da diminuição do grau de formalidade do mercado de trabalho, o diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais cresceu significativamente. Os coeficientes estimados para a variável *formal*, que era de 9,98%, em 1995, e passou para 16,14%, em 2001, e 22,78%, em 2005, corroboram com o comentário acima.

Os resultados do teste de endogeneidade também encontram-se na TABELA 2. Os p-valores próximos de zero significam que a hipótese nula de exogeneidade não é aceita e, portanto, a variável *educação* é endógena na equação de salários para os anos de 1995, 2001 e 2005. Este resultado confirma que a escolha por outro método de estimação, que não seja o de mínimos quadrados ordinários, como o de mínimos quadrados de dois

estágios, é correta. As estimativas de primeiro estágio, encontradas no apêndice deste trabalho, mostram a validade do instrumento.

III.2 Resultados da Decomposição

Antes de mostrar os resultados da decomposição em nível e da decomposição da diferença, faz-se necessário uma explicação adicional sobre a interpretação dos diferentes tipos de variáveis explicativas na decomposição. Para variáveis explicativas que entram na equação de salários como variáveis simples do tipo *educação* ou *sind*, seus respectivos S_j 's terão uma interpretação direta. No entanto, tal interpretação torna-se diferente para variáveis que entram na equação de formas alternativas, como variáveis com efeito não-linear. Para o caso das variáveis simples como *educação*, se o seu S_j , ou seja, sua contribuição para explicar a desigualdade é igual a $y\%$, isto significa que tal variável é responsável por $y\%$ da desigualdade num determinado período. Esta interpretação é diferente para variáveis que possuem um efeito não-linear como *idade* e *idade*². Neste caso, a contribuição da categoria *idade* para a desigualdade de renda seria dada pela soma dos seus dois S_j 's - do linear e do não-linear.

III.2.1 Decomposição para o Período 1995-2005

A tabela a seguir mostra os resultados da decomposição em nível e da decomposição da diferença para a região Nordeste do Brasil no período 1995-2005. Como já dito anteriormente, a decomposição em nível mostra os principais determinantes da desigualdade de renda salarial num determinado período de tempo, enquanto a decomposição da diferença indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

De acordo com os resultados obtidos, pode-se ver que a variável *educação* é o principal determinante da desigualdade de salários na região Nordeste. Para os anos de 1995 e 2005, os anos de escolaridade do trabalhador explicam, respectivamente, 41,82% e 39,12% da desigualdade. Ramos e Vieira (2001) encontram um valor de 33% para o ano de 1999, em nível nacional, que coincide com o resultado apresentado na nota técnica do

IPEA (2006) para o período 2001-2004. Isto indica que a importância da *educação* para explicar a desigualdade é mais elevada no Nordeste do que no país como um todo.

TABELA 3
Contribuição das Variáveis Explicativas
Decomposição em Nível e Decomposição da Diferença 1995-2005

Variáveis Explicativas	$S_j(\ln Y)$, 1995	$S_j(\ln Y)$, 2005	$\Pi_j(\text{Gini})$, 1995-2005
Educação	0,4182	0,3912	0,4971
Gênero	0,0525	0,0179	0,3645
Raça	0,0043	0,0055	-0,0224
Idade	0,0128	0,0152	-0,0350
Formal	0,0225	0,0562	-0,7178
Sind	0,0269	0,0142	0,1383
Resíduo	0,4624	0,4994	-0,2246

Fonte: Elaborado pelo autor.

A queda da participação da variável *educação* de 1995 para 2005 se deve à diminuição dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na TABELA 2. Segundo Sergei (2006), o maior acesso à educação pode ter levado a força de trabalho a se tornar mais qualificada e isto tem provocado uma diminuição dos retornos médios da escolaridade num ambiente em que a oferta de trabalho é maior que a demanda. Além disso, a equação (6) mostra que a diminuição da correlação entre *educação* e a variável dependente, logaritmo dos salários-hora, também contribuiu para este resultado. (veja Apêndice)

A variável *gênero* é o segundo determinante mais importante da desigualdade salarial em 1995, com uma contribuição de 5,25%. No entanto, este valor passa para apenas 1,79% em 2005, influenciado pela diminuição na discriminação salarial entre homens e mulheres, que pode ser observada na TABELA 2. Em seguida, na ordem de importância, aparecem as variáveis *sind* com 2,69% e *formal* com 2,25%. A variável *sind* apresenta um resultado interessante: sua contribuição na explicação da desigualdade diminuiu para 1,42% em 2005. Isto mostra a perda de poder dos sindicatos na barganha de salários ao longo do período estudado. Com relação à variável *formal*, sua contribuição sobe para 5,62% em 2005, o que indica uma elevação da importância da carteira assinada na desigualdade salarial.

Com relação à raça, os resultados mostram que sua participação na desigualdade é quase nula, o que vai de encontro ao trabalho de Ramos e Vieira (2001). Estes autores mostram que esta variável explica aproximadamente 8% da desigualdade em nível nacional nos anos de 1995 e 1999. É interessante observar que apesar das estimações terem

sido significativas na equação de salários, nem todas estas variáveis são importantes na explicação da desigualdade salarial. Como exemplo, a variável *idade* é sempre significativa no período escolhido para análise, mas sua contribuição sobre a desigualdade é pequena. Esta é uma vantagem deste tipo de decomposição, ou seja, é possível captar informações sobre a desigualdade salarial com mais critério do que a simples análise dos resultados da equação de salários.

Pode-se perceber, na última coluna da TABELA 3, que as variáveis *educação*, *gênero* e *sind* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 1995-2005. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 49,71%. Isto acontece por causa da redução do seu poder explicativo sobre a desigualdade no período.

III.2.2 Decomposição para o Período 2001-2005

Além do período de análise 1995-2005, este trabalho também apresenta os resultados para o período 2001-2005, como já foi falado na introdução deste trabalho. A decisão por mostrar os resultados da decomposição para este sub-período mais recente dentro do período 1995-2005 segue a estratégia de Barros et al. (2006) e Soares (2006) que chamam a atenção para o fato de que 2001-2004 é um período de forte e consistente queda da desigualdade de renda. De acordo com a Tabela 1, pode-se perceber que o coeficiente de Gini continua sua trajetória de queda em 2005. Para o período 2001-2005, esta medida de desigualdade diminui, respectivamente, 4,48% e 4,87% em nível nacional e na região Nordeste.

Pode se observar na TABELA 4, a seguir, acima que o ano de 2001 também apresenta a variável *educação* como principal determinante da desigualdade de salários. Seu valor é superior ao observado em 1995 (ver TABELA 3). A equação (6) mostra que as razões para este aumento são o crescimento do retorno médio da escolaridade juntamente com a elevação do desvio médio da variável *educação*.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável *formal* com 3,79% seguida por *gênero* com 2,91%. Não existe decomposição para a variável *raça* pois os resultados da estimação indicam não-significância para o ano de 2001 (ver TABELA 2). Com relação ao *gênero*, pode-se observar que sua importância na

explicação da desigualdade se reduz de 1995 para 2001 e deste ano para 2005. Esta redução corrobora com os resultados de Ramos e Vieira (2001) que mostram uma diminuição da contribuição desta variável na década de noventa, em nível nacional.

TABELA 4
Contribuição das Variáveis Explicativas
Decomposição em Nível e Decomposição da Diferença 2001-2005

Variáveis Explicativas	$S_j(\ln Y)$, 2001	$S_j(\ln Y)$, 2005	$\Pi_j(\text{Gini})$, 2001-2005
Educação	0,5028	0,3912	0,8892
Gênero	0,0291	0,0179	0,0818
Raça	-	-	-
Idade	0,0187	0,0152	0,0288
Formal	0,0379	0,0562	-0,1584
Sind	0,0124	0,0142	-0,0113
Resíduo	0,3964	0,5050	-0,8302

Fonte: Elaborado pelo autor.

A última coluna da TABELA 4 mostra os resultados da decomposição da diferença. As variáveis *educação*, *gênero* e *idade* são as que mais contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2001-2005. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 88,92%.

A nota técnica do IPEA (2006) confirma, em nível nacional, o resultado da decomposição da diferença que diz que a variável *raça* não exerce influência na desigualdade de renda no Nordeste para o período 2001-2005. Por outro lado, este trabalho mostra que o resultado encontrado pelo estudo do IPEA para o *gênero*, ou seja, de que esta variável não contribui para a redução da desigualdade, não é verdadeiro para o Nordeste. A TABELA acima mostra que dentre as variáveis do modelo, que contribuíram para a queda da desigualdade, o *gênero* possui uma contribuição de 8,18%.

É importante chamar a atenção para o fato de que neste período, a importância dos programas de transferência de renda foi maior do que as modificações no mercado de trabalho para a explicação da queda na desigualdade de renda. Como já foi dito na seção III, esta mudança é devida à elevação na participação dos programas de transferência de renda na renda total na região Nordeste, que passaram de 0,6%, em 1998, para 3,34%, em 2004. Ao mesmo tempo, a participação dos salários caiu de 76,12% para 71,38% no mesmo período.

Apesar da queda da desigualdade no período 2001-2005 possuir uma característica de maior relação com os programas de transferência de renda, não se deve esquecer da

relevância do mercado de trabalho para uma diminuição sustentável na desigualdade de renda. Como afirma Soares (2006), programas de transferência de renda podem resolver o problema da desigualdade, mas ao mesmo tempo podem criar problemas nas contas públicas, especialmente em períodos de baixo crescimento econômico. O melhor entendimento do que está ocorrendo no mercado de trabalho, isto é, a diminuição das diferenças de salários é importante para o processo de decisão do *policy maker* e pode ser menos dispendioso para o Estado.

IV. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho tenta contribuir para esta discussão sobre os determinantes da desigualdade de renda salarial no Nordeste entre 1995 a 2005, através da aplicação de uma metodologia de decomposição. Esta decomposição foi dividida em duas partes. Na primeira parte, foi feita uma decomposição em nível e, na segunda parte, uma decomposição da diferença. A variável *educação* mostrou ser a mais importante na explicação da desigualdade para o ano de 1995 na decomposição em nível, seguida por *gênero* e *sind*. Em 2001, a variável *educação* também foi a mais importante, seguida por *formal* e *gênero*. Para o ano de 2005, a *educação* continuou como a principal determinante da desigualdade de renda, desta vez seguida pela variável *formal* - que representa a formalização da relação de trabalho - e *gênero*.

Como se pode observar, a variável *educação* marca sua importância na desigualdade de renda salarial no Nordeste, o que deve ser considerado como um importante indicador para elaboração de políticas públicas. Além disso, sua contribuição é mais elevada para explicar a desigualdade, na comparação com estudos nacionais. Com relação à decomposição da diferença, a variável *educação* mostrou-se também a mais importante, tanto no período 1995-2005, quanto no período 2001-2005, embora seu peso tenha sido maior no segundo caso. A variável *gênero* ocupa o segundo lugar neste tipo de decomposição para os dois períodos. Ainda com relação ao *gênero*, este trabalho mostra que o resultado encontrado pela nota técnica do Ipea (2006) não é verdadeiro para o Nordeste.

V. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. (1995) Determinantes da Desigualdade no Brasil. IPEA. Textos para Discussão n. 337.
- BARROS, R. P. (1997) Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. São Paulo: USP. DP, 22/97.
- BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2006) Conseqüências e Causas Imediatas da Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. IPEA. Texto pra Discussão n. 1201.
- BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2007) Determinantes Imediatos Queda da Desigualdade Brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente. Rio de Janeiro: Ipea.
- CACCIAMALI, M. C. (1997) The growing inequality in income distribution in Brazil. In: WILLUMSEN, M.; FONSECA, E. G. (eds.). Brazilian economy: structure and performance in recent decades. North-South Center Press.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. V.; LEITE, P. (2004) Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. Rio de Janeiro: Revista Brasileira de Economia, vol. 58 abril/jun. p. 186-209.
- CARD, D. (1993) Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling. NBER. Discussion Paper n. 4483.
- DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. (2003) Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. The American Economic Review. Vol 93. no. 4. p.1093-1113.
- FIELDS, G. S. (2003) Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States, Research in Labour Economics, vol. 22, p. 1-38.
- GODOY, M. R.; NETO, G. B.; RIBEIRO, E. P. (2006) Estimando as Perdas de Rendimento Devido à Doença Renal Crônica no Brasil. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia ANPEC, Salvador. no. 38.
- GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. (1998) The changing distribution of male wages in the UK. Centre for Economic Performance. Discussion Paper, 271.

- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA (2006) Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Agosto.
- KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. H. (2006) Linkages Between Growth, Poverty and Labour Market. *Ensaio Econômicos*. FGV. n. 639.
- LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effect on inequality of wages. *Journal of Development Economics*, n. 37, p. 199-225, 1992.
- LANGONI, G. (1973) *Distribuição de Renda e Crescimento Econômico*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO – OIT. (2003) Relatório.
- PSACHAROPOULOS, G. (1992) Returns to Investment in Education: a Global Update. World Bank. WPS 1067.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. (2001) Determinantes da Desigualdade de Rendimentos no Brasil nos Anos Noventa: Discriminação, Segmentação e Heterogeneidade dos Trabalhadores. IPEA. Texto para Discussão n. 803.
- SACHIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. (2004) Discriminação Salarial e Local de Moradia: um estudo para o Distrito Federal. In: XXXII Encontro Nacional de Economia ANPEC, João Pessoa.
- SHORROCKS, A. F. (1982) Inequality Decomposition by Factor Components, *Econometrica* 50, n.1, p. 193-211.
- SIQUEIRA, M. L.; PAES, N. L. (2006b) Medidas de Pobreza e Desigualdade: uma Análise Teórica dos Principais Índices. Série Ensaio sobre Pobreza. Laboratório de Estudos da Pobreza. Caen – UFC.
- SOARES, R. R.; GONZAGA, G. (1999) Determinantes de Salários no Brasil: Dualidade ou Não-Linearidade do Retorno à Educação? *Revista de Econometria*, vol. 19, no. 2, p. 367-404.
- SOARES, S. (2006) Análise de Bem-Estar e Decomposição por Fatores da Queda na Desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n. 1, p. 83-115.
- SQUIRE, L.; ZOU, H. (1998) Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, v. 108. p.26-43.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, MA.

APÊNDICE A

TABELA I - Estatística Descritiva Amostra 1995

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	10794	2,5006	0,8655	-1,3862	6,5022
Educação	10794	5,2705	4,4879	0	15
Gênero	10794	0,6261	0,4838	0	1
Raça	10794	0,2503	0,4332	0	1
Idade	10794	35,67	7,9914	25	55
Idade ²	10794	1336,20	610,94	625	3025
Formal	10794	0,5495	0,4975	0	1
Sind	10794	0,2293	0,4204	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

TABELA II - Estatística Descritiva Amostra 2001

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	15512	3,1839	0,8420	-0,3001	7,3979
Educação	15512	6,1596	4,7241	0	15
Gênero	15512	0,5910	0,4916	0	1
Raça	15512	0,2946	0,4558	0	1
Idade	15512	36,01	8,0620	25	55
Idade ²	15512	1361,61	619,04	625	3025
Formal	15512	0,5135	0,4998	0	1
Sind	15512	0,1710	0,3765	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

TABELA III - Estatística Descritiva Amostra 2005

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	16598	3,2781	0,8171	-0,6931	7,2841
Educação	16598	6,7992	4,5885	0	15
Gênero	16598	0,5771	0,4940	0	1
Raça	16598	0,2848	0,4513	0	1
Idade	16598	36,17	8,1587	25	55
Idade ²	16598	1374,88	625,68	625	3025
Formal	16598	0,4921	0,4999	0	1
Sind	16598	0,1807	0,3848	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

TABELA IV - Matriz de Correlação – Variáveis da amostra 1995

Tabela 10 - Matriz de Correlação – Variáveis da amostra 2005

	Ln salário	Educação	Sexo	Raça	Idade	Formal	Sind
Ln salário	1,0000						
Educação	0,5447	1,0000					
Gênero	0,0844	-0,1980	1,0000				
Raça	0,1653	0,1760	-0,0362	1,0000			
Idade	0,0712	-0,1889	-0,0008	0,0033	1,0000		
Formal	0,4035	0,3175	0,0788	0,0764	0,0104	1,0000	
Sind	0,2306	0,1399	0,0762	0,0237	0,0488	0,2949	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

TABELA V
 Estimativas de Primeiro Estágio
 Equação de Salários para a Região Nordeste/1995, 2001 e 2005
 Variável dep.: educação

Variáveis Explicativas	1995	2001	2005
Gênero	-1,8101 (-23,43)	-1,7018 (-24,63)	-1,9705 (-30,74)
Raça	1,6206 (18,93)	1,6898 (22,76)	1,4144 (20,28)
Idade	-0,0142 (-0,33)	-0,1280 (-3,28)	-0,1648 (-4,54)
Idade ²	-0,0011 (-2,09)	0,0005 (1,04)	0,0008 (1,71)
Formal	2,9908 (37,46)	2,5888 (36,65)	2,6634 (40,25)
Sind	1,1818 (12,50)	1,3403 (14,29)	0,8815 (10,31)
No. pessoas/família	-0,2416 (-12,44)	-0,3412 (-16,62)	-0,3597 (-17,90)
Constante	7,2307 (9,06)	10,3469 (14,28)	12,2686 (18,25)
R ²	0,2711	0,2134	0,2262
Estatística F	573,05	600,82	692,89
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000
No. obs.	10794	15512	16598

Fonte: Estimativas obtidas pelo autor no Stata 9.1.

Estatística t entre parênteses (calculada com erros robustos de White)

*p-valor.

Ensaio Anteriores:

- Ensaio 1: Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade de Renda: o que Sabemos Sobre Eles?
- Ensaio 2: Medidas de Pobreza e Desigualdade: Uma Análise Teórica dos Principais Índices.
- Ensaio 3: Discriminação Como Fonte de Desigualdade de Rendimentos no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil.
- Ensaio 4: Crescimento Econômico, Concentração de Renda e seus Efeitos sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros.
- Ensaio 5: Income Inequality and Barriers to Human Capital Accumulation in Brazil.
- Ensaio 6: O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento "Pró-Pobre".
- Ensaio 7: Crescimento Pró-Pobre: Diferenças de Intensidade Entre Rural e Urbano no Período 2002-2005.
- Ensaio 8: Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição.
- Ensaio 9: Uma Análise Econométrica do Impacto dos Gastos Públicos Sobre a Criminalidade no Brasil.
- Ensaio 10: Novas Evidências para as Taxas de Pobreza no Brasil.

Obs: Todos os Ensaio Sobre Pobreza se encontram disponíveis no site:
www.lepcaen.com.br