

Decomposição da desigualdade de renda salarial no Brasil

Decomposition of wage income inequality in Brazil

Joyciane Coelho VASCONCELOS [1](#); Jair Andrade ARAUJO [2](#); Miguel Enéas da SILVA NETO [3](#)

Recibido: 13/02/2017 • Aprobado: 11/03/2017

Conteúdo

- [1. Introdução](#)
 - [2. Desigualdade de renda no Brasil](#)
 - [3. Metodologia](#)
 - [4. Base de dados](#)
 - [5. Resultados e discussões](#)
 - [6. Resultados da decomposição](#)
 - [7. Considerações finais](#)
- [Referências bibliográficas](#)

RESUMO:

Este artigo busca um melhor entendimento da conexão existente entre educação, mercado de trabalho e desigualdade de renda, tendo como base os microdados da PNADs para os anos 2001, 2006 e 2012. Aplicando uma metodologia de decomposição proposto por Fields (2002) foi possível identificar os fatores que causaram a redução na desigualdade de salários no Brasil. A decomposição mostra que a variável educação continua é a mais importante determinante da desigualdade de renda salarial. Modificações nos níveis educacionais da população brasileiras possuem uma importância considerável na desigualdade de renda.

Palavras Chaves: Desigualdade, Educação e Metodologia de Decomposição em Nível e diferença.

ABSTRACT:

This paper seeks a better understanding of the link existent between education, labor market and income inequality based on micro data from PNAD for the years 2001, 2006 and 2012. Applying the methodology of decomposition proposed by Fields (2002) were possible to identify the factors that caused the reduction of earnings inequality in Brazil. The decomposition shows that education is the most important determinant of earnings inequality. Changes in the educational levels of the Brazilian population, have considerable importance in income inequality.

Keywords: Inequality, Education and Methodology of Decomposition in Level and Difference.

1. Introdução

A má distribuição de renda no Brasil é um dos problemas da economia. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda no País apresenta, nos últimos anos, uma trajetória de queda. Dentro deste contexto, surgiu-se a necessidade de se estudar quais fatores que contribuem na redução da desigualdade de renda brasileira.

O mercado de trabalho pode ser um dos responsáveis por esta diminuição na desigualdade de renda por meio dos diferenciais de salários. Dentre esses fatores merecem destaque variáveis de produtividade (educação e experiência), discriminação (raça e gênero) e segmentação no mercado de trabalho (setor produtivo, formalidade, sindicalização, região e dentre outros). Com isso, é possível imaginar que a investigação dos determinantes da renda possa ser fonte para estudar a decomposição das medidas de desigualdade, bem como sua variação entre períodos ou subamostras.

Dada à importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade total de renda, deve ser feita uma análise para melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua queda recente. Uma compreensão das causas da desigualdade é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas.

Durante muito tempo, tentou-se entender o problema da desigualdade de renda por meio do uso de modelos de regressão de salários. Ou seja, as equações de salários eram estimadas e os coeficientes das variáveis explicativas, como educação e outras características individuais, eram analisados. Métodos não-paramétricos também foram usados para se entender a desigualdade de renda.

Assim sendo, este artigo objetiva estimar uma equação de salário para o Brasil e de posse das informações obtidas, decompor os determinantes da desigualdade de renda salarial em uma nova metodologia proposta em Fields (2002). Esta decomposição tem a vantagem de ser possível desagregar seus diferentes componentes segundo a sua contribuição para a desigualdade total. A partir desse método, pode-se obter a contribuição de cada um dos componentes da equação de Mincer na determinação das disparidades salariais.

Em suma, a proposta do trabalho é melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua redução, motivada pela importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade total de renda; descrever a evolução da desigualdade de renda do trabalho e da estrutura salarial; e analisar os fatores responsáveis pelas variações na desigualdade de rendimento. Pretende-se responder à seguinte questão: qual é a porcentagem que pode ser atribuída a cada variável explicativa da equação de salários na desigualdade de renda no Brasil?

Para atender ao objetivo proposto nesse trabalho, os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2001, 2006 e 2012, de forma que possibilitou compreender qual a contribuição de cada fator para a redução de desigualdade.

A equação minceriana que será base para a decomposição do nível e da diferença das medidas de desigualdade incorpora as variáveis: anos de escolaridade, idade, gênero, raça, experiência, ocupação, região, setor de atividade e nível de instrução.

Além da introdução, o presente artigo está organizado da seguinte forma: a seção dois faz uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. A terceira é apresentada a metodologia de Fields (2002). A quarta seção faz uma descrição da base de dados. A quinta seção apresenta os resultados e discussões. Em seguida, a sexta seção tem-se os resultados da decomposição em nível e em diferença. Por último, a sétima seção as considerações finais.

2. Desigualdade de renda no Brasil

Uma das investigações pioneiras que teve como objetivo explicar as causas da desigualdade de renda no Brasil foi o trabalho Langoni (1973), que evidenciou que a variável educação contribuiu com aproximadamente 58% do aumento da desigualdade entre as décadas de sessenta e setenta. O autor verificou que, entre as pessoas com nível superior de instrução a contribuição foi de 52%, no fundamental a contribuição foi de 28%, enquanto as pessoas sem instrução não obtiveram nenhuma alteração em seus rendimentos. Para a década de oitenta, Barros e Mendonça (1997) mostram que a educação explica entre 35% a 50% da desigualdade de renda.

O estudo de Resende e Wyllie (2005) utiliza os dados da Pesquisa sobre Padrão de Vida durante o período de 1996 e 1997, com base em entrevistadas realizadas no Sudeste e no Nordeste do Brasil. Equações de rendimentos para homens e mulheres são consideradas mediante o procedimento para correção do efeito de seletividade amostral concebido por Heckman, incluindo uma medida de qualidade para educação. Conclui que por meio do procedimento de dois estágios de Heckman, as estimativas dos retornos em educação foram de 12.6 % e 15.9% para mulheres e homens respectivamente.

Hoffmann (2006) também usa a decomposição do coeficiente de Gini para mostrar os determinantes da diminuição da desigualdade de renda brasileira no período de 1997-2004. Seus resultados mostram que aproximadamente 66.5% desta queda é devido à diminuição dos diferenciais de salários no mercado de trabalho. Os programas de transferência de renda são responsáveis por 28% desta diminuição.

Barros *et al.* (2007), avalia a contribuição expansão educacional para o Brasil, decomporam em dois efeitos, o primeiro devido a reduções no grau de desigualdade educacional e na estrutura etária (*efeito quantidade*) e o outro devido a reduções na sensibilidade das remunerações a essas duas variáveis (*efeito preço*). Os resultados obtidos demonstram que um dos principais fatores responsáveis por essa queda da desigualdade de rendimentos do trabalho foi a do *efeito preço*. Mudanças associadas à escolaridade foram responsáveis por quase 40% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho entre 2001 e 2005, e por quase 20% da queda na desigualdade em renda familiar *per capita*.

Araújo *et al.* (2008), analisa as áreas rurais do Nordeste do Brasil para os anos 1995, 2001 e 2005. Esses autores apontaram que ocorreu discriminação de cor em alguns estados, mas vem seguindo um ritmo de queda nos últimos anos, pois em 1995, os negros ganhavam em média 21.88% a menos que os brancos, já em 2005 os negros recebiam em média 12.08% a menos. Evidenciaram que a variável educação mostrou-se a mais importante na explicação da desigualdade de renda.

No estudo de Suliano e Siqueira (2010) que estima à taxa de retorno da escolaridade da região Nordeste do Brasil: Bahia, Ceará e Pernambuco, observaram que os trabalhadores do setor formal ganham, em média, acima de 12% que trabalhadores da informalidade. Outro resultado é que o trabalhador sindicalizado chega a ganhar, em média, até 17.79% a mais que um não sindicalizado no Estado de Pernambuco. Concluíram que a taxa de retorno da escolaridade se encontra acima de 10%. Quando se considera somente o modelo de variável instrumental, a taxa de retorno da educação para o Estado da Bahia chega a 19.32% e em Pernambuco a 17.45%.

Segundo Cruz *et al.* (2011), é possível identificar por meio do método de decomposição em nível que a variável educação é a mais importante variável na explicação da desigualdade para o período dos anos de 2001, 2004 e 2006, seguida por idade, sexo e indicador de formalidade e sindicalização, destacam ainda que, para o ano de 2001, os anos de escolaridade do trabalhador explicam 10%, 51.68%, 28.85%, 34.11% e 51.89% para as regiões do Brasil Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente. Para os anos de 2004 e 2006, ocorreu uma queda da participação da educação para as regiões Nordeste e Centro-Oeste. Mesmo com essa redução pode-se afirmar que a educação é o fator mais importante na determinação da renda.

Pinho Neto *et al.* (2011) estuda a evolução e os determinantes da desigualdade de rendimentos do trabalho nas Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, utilizando os dados da PNAD para os anos 2001 e 2008, aplicando a metodologia de decomposição proposta por Fields, encontraram que a educação foi responsável por explicar mais de 40% da desigualdade de rendimento.

Oliveira e Silveira (2013) também investigam as evidências a respeito das contribuições dos níveis de escolaridade e das mais importantes políticas sociais de transferências de renda para o entendimento não só dos níveis de desigualdade, como também a redução da desigualdade regional de renda observada no Brasil entre os anos de 2003 e 2011. Os resultados obtidos na indicam que, em 2011, cerca de 65% da desigualdade regional de renda entre os estados

brasileiros decorria dos níveis (elevados) de concentração da renda dos indivíduos que possuíam, no mínimo, o ensino médio completo, um percentual superior àquele observado em 2003 (em torno de 58%), o que decorria de uma distribuição de renda fortemente pró estado rico desta fonte renda.

3. Metodologia

3.1. Decomposição em Nível

A decomposição em nível tem o objetivo de obter a contribuição de cada variável explicativa da equação Minceriana para a desigualdade salarial. Esta decomposição é originada de uma equação de salários do tipo log-linear:

$$\ln Y_{it} = \alpha'_t Z_{it} = \sum_{j=1}^{j+2} \alpha_{jt} Z_{ijt} \quad (1)$$

Em que $\alpha'_t = [\alpha_t \ \beta_{1t} \ \beta_{2t} \ \dots \ \beta_{jt} \ 1]$ e $Z'_t = [1 \ x_{i1t} \ x_{i2t} \ \dots \ x_{ijt} \ \varepsilon_{it}]$ são vetores- linha de coeficientes e variáveis explanatórias, respectivamente, incluindo o termo de erro aleatório. Dentre as variáveis incluídas na equação estão àquelas associadas à produtividade, discriminação e segmentação no mercado de trabalho.

Conforme detalha Fields (2002) tomando a variância de ambos os lados da equação (1), no lado esquerdo tem-se exatamente uma medida de desigualdade, a log-variância da renda, ou visto sob outro prisma, a covariância de $\ln Y$ consigo mesmo, $\sigma^2(\ln Y) = \text{cov}(\sum_{j=1}^{j+2} a_j Z_j, \ln Y)$. Neste sentido, pode-se escrever a variância incondicional do log da renda como,

$$\sigma^2(\ln Y) = \sum_{j=1}^{j+2} \text{cov}(a_j Z_j, \ln Y) \quad (2)$$

Dividindo ambos os lados da equação (2) por $\sigma^2(\ln Y)$, pode-se extrair a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, $s_j(\ln Y) = \text{cov}(a_j Z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y)$, cuja soma será igual ao coeficiente de determinação da regressão, $R^2(\ln Y)$, se eliminar o último elemento de Z (o erro aleatório), i.e., $\sum_{j=1}^{j+1} s_j(\ln Y) = R^2(\ln Y)$. Além disso, trata-se de uma decomposição completa, $\sum_{j=1}^{j+2} s_j(\ln Y) = 100\%$.

Usando o conceito de correlação, pode-se reescrever a contribuição de cada fator para a log-variância da renda, identificando os efeitos coeficientes, correlação e desvio-padrão.

$$s_j(\ln Y) = \frac{\text{cov}(a_j, Z_j, \ln Y)}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j \sigma(z_j) \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\sigma \ln(Y)} \quad (3)$$

Ou seja,

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

Onde cada $S_j(\ln Y_i)$ representa a parcela da variância do logaritmo da renda, ou seja, da desigualdade, atribuída a j-ésima variável explicativa da equação de salários, incluindo o erro aleatório, que é um substituto das variáveis omitidas.

Por fim, a fração que é explicada por cada fator (variável explanatória) da variância, condicional ao vetor de variáveis explanatórias, $Z'_- = [1 \ x_{1t} \ x_{2t} \ \dots \ x_{jt}]$, que exclui o termo de erro aleatório, pode ser definida por:

$$p_j \left(\frac{\ln Y}{Z_-} \right) = \frac{s_j(\ln Y)}{R^2(\ln Y)} \quad (4)$$

Fields (2002) demonstra que, observados os seis axiomas de Shorrocks (1982) e dada uma função de geração de renda do tipo (1) e uma medida de desigualdade qualquer definida no vetor de logaritmos da renda, $I(\ln Y_1, \ln Y_2, \dots, \ln Y_N)$, a decomposição de desigualdade apresentada acima – equações (3) e (4) – é validada desde que $I(\cdot)$ seja contínua, simétrica e para qual a desigualdade em um vetor de renda no qual os indivíduos recebam a mesma renda média seja zero. Inclui nesta classe de medidas de desigualdade o coeficiente de Gini.

Por fim, Fields (2002) mostra que, satisfeitas os axiomas de Shorrocks (1982), não é necessário discutir qual medida de desigualdade usar, uma vez que a contribuição de cada fator é idêntica para todo j-ésimo fator para a classe de medidas de desigualdades aplicadas ao logaritmo da renda, assim como a log-variância. Neste sentido, a decomposição descrita nas equações (3) e (4) é única para tais medidas de desigualdade e descreve o que é denominada de desigualdade de nível.

3.2. Decomposição da Diferença

Diferentemente da decomposição em nível vista anteriormente, a decomposição da diferença tem o objetivo de atribuir pesos às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre três períodos distintos, no caso desse trabalho 2001, 2006 e 2012. Desta maneira, este segundo tipo de decomposição pode informar quais as variáveis mais relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade escolhido.

É possível decompor a variação de um índice de desigualdade entre grupos, países ou tempo conforme a variação de cada um de seus determinantes, chamada de contabilidade da 'diferença' da desigualdade. Segundo Fields (2002) para qualquer medida $I(\cdot)$, calculada para dois grupos (ou períodos) e satisfeitas as condições acima, pode-se decompor sua variação:

$$I(.)_2 - I(.)_1 = \sum_j [s_{j,2}I(.) - s_{j,1}I(.)] \quad (5)$$

Em que $s_{j,k}$, é o peso relativo do fator j no grupo $k = 1, 2$ (ou período). Neste caso, pode-se escrever a contribuição do fator j na variação da medida de desigualdade $I(.)$. Nesse trabalho o índice de Gini foi escolhido para fazer a decomposição, por ser amplamente utilizado em trabalhos envolvendo distribuição de renda e também pelo fato desse indicador atender a diversas propriedades desejáveis que um indicador deve atender. Então, seguindo Fields (2002), tem-se que:

$$\Pi_j(I(.)) = \frac{S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1}{I(.)_2 - I(.)_1} \quad (6)$$

Assim, a decomposição em nível pode ser obtida a partir dos coeficientes estimados na equação de salários, da dispersão, ou desvio padrão, das variáveis utilizadas no modelo e da correlação das respectivas variáveis explicativas com a variável dependente. Logo, para o cálculo dos S_j 's será necessário, além dos resultados da regressão, o uso das informações contidas na matriz de correlação e na estatística descritiva dos dados.

Fields (2002) discute ainda como interpretar o resultado de cada fator explanatório dependendo de como eles estão incorporados na equação de determinação da renda. Se os fatores são representados por uma única variável contínua ou discreta (ex.: uma *dummy* de sindicalização), então a construção da contribuição do fator é direta seguindo as equações (3) a (6). Contudo, três casos deverão ser considerados de forma diferenciada: *i*) variáveis categóricas representadas por um conjunto de *dummies*; *ii*) variável explanatória representando efeitos não-lineares; *iii*) interação de variáveis explanatórias. Para os dois primeiros casos a solução proposta é a mesma: somar os efeitos. Para o terceiro caso não há uma solução direta e sugere-se reestimar a equação de determinação da renda para os subgrupos destacados na interação.

Por fim, cabe analisar as fontes de contribuição dos fatores para a mudança da desigualdade, decompondo a variação da importância relativa de cada fator, S_j . Sabe-se que a decomposição da diferença em qualquer fator pode ser aproximada pela diferença do logaritmo da equação (3), i.e.

$$\frac{\Delta s_j(\ln Y)}{s_j(\ln Y)} \approx \frac{\Delta a_j}{a_j} + \frac{\Delta \sigma(z_j)}{\sigma(z_j)} + \frac{\Delta \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\text{corr}(z_j, \ln Y)} - \frac{\Delta \sigma(\ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (7)$$

$$\Delta \% s_j(\ln Y) \approx \Delta \% (a_j) + \Delta \% \sigma(z_j) + \Delta \% \text{corr}(z_j, \ln Y) - \Delta \% \sigma(\ln Y)$$

Neste sentido, a decomposição da mudança da importância do fator, s_j , pode ser escrita por:

$$1 \approx \frac{\Delta a_j}{a_j} + \frac{\Delta \sigma(z_j)}{\sigma(z_j)} + \frac{\Delta \text{corr}(z_j, \ln Y)}{\text{corr}(z_j, \ln Y)} - \frac{\Delta \sigma(\ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (8)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (8) representa o efeito coeficiente, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança do retorno do fator sobre a determinação do log da renda. O segundo termo representa o efeito desvio-padrão do fator, ou seja, a mudança na importância do fator devido à mudança de dispersão do fator. O terceiro termo

representa o efeito correlação, ou seja, a mudança na importância do fator devido a mudança na correlação entre o fator e o log da renda. Por fim, deve-se descontar da mudança da importância do fator aquela devido à própria mudança no log da renda.

Fields (2002) aponta que os primeiro e terceiro componentes são função de $cov(Z_j, \ln Y)$ e portanto não são ortogonais. Se o objetivo é ter uma decomposição ortogonal, então é necessário decompor a primeira parte da equação (3), em que $s_j(\ln Y) = a_j^2 \sigma^2(z_j) / \sigma^2(\ln Y)$, de modo que se pode fazer a aproximação da decomposição da mudança da importância do fator, s_j , por

$$1 \approx 2 \frac{\Delta \% a_j}{\Delta \% s_j(\ln Y)} + 2 \frac{\Delta \% \sigma(z_j)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} - 2 \frac{\Delta \% \sigma(\ln Y)}{\Delta \% s_j(\ln Y)} \quad (9)$$

Na decomposição da diferença, assim como na decomposição em nível, a contribuição, ou peso relativo de cada um dos determinantes da queda/aumento da desigualdade somados deve ser igual à unidade, com a diferença que estes podem ser positivos ou negativos, logo:

$$100\% = \sum_j \frac{S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1}{I(.)_2 - I(.)_1} = \sum_j \Pi_j(I(.)) \quad (10)$$

Quando $\Pi_j(I(.)) > 0$, indica que o j-ésimo componente da equação de salários contribuiu para uma queda da desigualdade, caso $\Pi_j(I(.)) < 0$, percebe-se o contrário, esse componente fez com que a desigualdade se elevasse.

É importante notar que, ao contrário da decomposição em nível, a decomposição da diferença é sensível ao índice escolhido, pois, pode-se perceber que $\Pi_j(I(.))$ 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 que está se utilizando.

4. Base de dados

Os dados utilizados nesse trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As estimativas serão geradas a partir dos períodos, 2001, 2006 e 2012.

A equação de determinantes do rendimento – equação minceriana – que será base para a decomposição do ‘nível’ e da ‘diferença’ das medidas de desigualdade incorpora as variáveis de educação e experiência potencial como fatores de produtividade. *Dummies* de gênero e raça como fatores de discriminação e sindicato. *Dummies* de ocupação. Setor de atividade e região do país como fatores de segmentação. A população alvo são trabalhadores de 18 a 59 anos.

Quadro 01 – Descrição das Variáveis Explicativas da Equação de Salários

| VARIÁVEL | DESCRIÇÃO |
|-----------------|--|
| <i>Educação</i> | 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. |
| <i>Gênero</i> | Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens. |
| <i>Exp</i> | Experiência potencial (Idade – anos de estudo). |

| | |
|---------------------------|--|
| <i>Exp2</i> | Experiência potencial ao quadrado. |
| <i>Raça</i> | Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário. |
| <i>Idade</i> | Varia de 18 a 59 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade2</i> também é utilizada. |
| <i>Sind</i> | 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. |
| <i>Ocupação</i> | <i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra. |
| <i>Setor de atividade</i> | <i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é à base de comparação. |
| <i>Região</i> | Nordeste, sudeste, sul e centro-oeste; sendo norte a base comparação. |

Fonte: Elaboração dos autores.

A equação de salários é representada da seguinte forma:

$$\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 EDU_i + \beta_3 SEXO_i + \beta_4 EXP_i + \beta_5 EXP_i^2 + \beta_6 RACA_i + \beta_7 SIND_i + \sum_{k=1}^3 \theta_k OCUP_{k,i} + \sum_{l=1}^6 \theta_l ATIV_{L,i} + \sum_{p=1}^4 \pi_p REG_{P,i}$$

Em que: $\ln Y_i$ = Logaritmo da renda do trabalho principal; EDU_i = Anos de estudo ; $SEXO_i$ = *Dummy* de Gênero (Feminino = 1); EXP_i = Experiência potencial (Idade – anos de escolaridade – 6); EXP_2_i = Experiência potencial ao quadrado; $RAÇA_i$ = *Dummie* que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário; $SIND_i$ = *Dummies* que assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário; $OCUP_{k,i}$ = *Dummies* de ocupação (Empregados sem carteira de trabalho assinada, Conta própria, Empregadores); $ATIV_{l,i}$ = *Dummies* de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos); e $REG_{p,i}$ = *Dummies* de região (nordeste, sudeste, sul e centro-oeste).

A tabela 2, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis explicativas da equação para os anos 2001, 2006 e 2012. Pode-se observar que o trabalhador médio de 2001, 2006 e 2012 possui respectivamente 6.68, 7.46 e 8.39 anos de escolaridade. Isto significa um acréscimo de aproximadamente um ano e meio a mais de educação do trabalhador durante o período 2001-2012.

Tabela 2- Estatísticas Descritivas – Brasil, 2001, 2006 e 2012.

| Grupo da Variável | Variável Independente | 2001 | | 2006 | | 2012 | |
|---------------------|---|--------|---------------|--------|---------------|--------|---------------|
| | | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão |
| Gênero | Sexo | 0.40 | 0.49 | 0.40 | 0.49 | 0.41 | 0.49 |
| Raça | Raça | 0.54 | 0.50 | 0.50 | 0.50 | 0.46 | 0.50 |
| Experiência | Experiência | 28.19 | 12.56 | 28.08 | 12.87 | 28.04 | 12.88 |
| | Experiência ao quadrado | 952.32 | 780.56 | 954.36 | 790.76 | 952.16 | 786.67 |
| Escolaridade | Educação | 6.68 | 4.24 | 7.46 | 4.25 | 8.39 | 4.15 |
| Ocupação | Empregado com carteira de trabalho assinada | 0.39 | 0.49 | 0.42 | 0.49 | 0.49 | 0.50 |
| | Empregado sem carteira de trabalho assinada | 0.30 | 0.46 | 0.29 | 0.45 | 0.25 | 0.43 |
| | Conta Própria | 0.26 | 0.44 | 0.24 | 0.43 | 0.22 | 0.41 |
| | Empregador | 0.05 | 0.22 | 0.05 | 0.22 | 0.04 | 0.19 |
| Atividade | Agrícola | 0.15 | 0.35 | 0.16 | 0.37 | 0.13 | 0.34 |
| | Indústria de Transformação | 0.17 | 0.38 | 0.22 | 0.41 | 0.21 | 0.41 |
| | Construção | 0.09 | 0.29 | 0.10 | 0.30 | 0.14 | 0.35 |
| | Comércio e Reparação | 0.19 | 0.39 | 0.27 | 0.44 | 0.27 | 0.45 |
| | Administração Pública | 0.03 | 0.16 | 0.03 | 0.17 | 0.03 | 0.18 |
| | Educação, Saúde e Social | 0.10 | 0.30 | 0.10 | 0.30 | 0.10 | 0.30 |
| | Serviços Domésticos | 0.27 | 0.45 | 0.12 | 0.32 | 0.11 | 0.31 |
| Região | Norte | 0.05 | 0.22 | 0.075 | 0.26 | 0.08 | 0.27 |
| | Nordeste | 0.25 | 0.43 | 0.25 | 0.43 | 0.25 | 0.43 |
| | Sudeste | 0.45 | 0.50 | 0.44 | 0.50 | 0.43 | 0.49 |
| | Sul | 0.17 | 0.37 | 0.16 | 0.37 | 0.16 | 0.37 |
| | Centro-Oeste | 0.08 | 0.27 | 0.07 | 0.26 | 0.08 | 0.27 |

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD.

Nota-se que a proporção de mulheres, em média, aumentou, passando de 0.40 para 0.41, de 2001 para 2012, respectivamente, mostrando que a participação da mulher no mercado de trabalho está aumentando no Brasil.

De 2001 e 2012, verifica-se que em média a proporção de brancos diminuiu de 0.54 para 0.46, respectivamente; há uma redução do percentual de pessoas com experiência; expansão do percentual de pessoas destinadas ao nível de ocupação Empregados com carteira de trabalho assinada, denotando o aumento da formalização no país, passando de 0.39 para 0.49, em 2001 e 2012, respectivamente.

No grupo de variável *atividade*, verifica-se que se mantiveram constante no período analisado as atividades administração pública e educação, saúde e social; nota-se que ocorreu uma redução na atividade serviços domésticos, passando de 0.27 para 0.11, 2001 e 2012, respectivamente. Ocorreu em média um aumento na atividade comércio e reparação, de 0.19 para 0.27, em 2001 e 2012, respectivamente.

5. Resultados e discussões

Se a equação de salários seguir todas as hipóteses clássicas de regressão sua estimação pode ser feita por mínimos quadrados ordinários, mas se forem violadas é importante usar alguma estratégia econométrica para resolver ou atenuar possíveis problemas.

Primeiramente estima-se a equação de salários ou equação de Mincer para a decomposição dos

determinantes da desigualdade de renda. Um problema que pode surgir na estimação da equação de Mincer é a endogeneidade. Isto ocorre quando a correlação entre alguma variável explicativa e o erro aleatório é diferente de zero. 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. 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 (CARD.1993). Sachida *et al.* (2004) seguem a recomendação de Wooldridge (2002) e tentam solucionar este tipo de problema por meio de uma estimação com mínimos quadrados ordinários de dois estágios com a utilização de variáveis instrumentais.

De acordo com Stock e Watson (2004) a causalidade que geralmente vai da educação para salários também vai dos salários para a educação, na medida em que o nível salarial do indivíduo pode muito bem determinar seu nível ótimo de escolaridade, de forma que ambas as variáveis passam a ser determinadas dentro do modelo. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (de salário para educação), e para frente (de educação para salário), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos, de modo que o estimador torna-se viesado e inconsistente.

Para solucionar esse problema, a equação de salário foi estimada e utiliza-se como instrumento a variável número de pessoas por família, também extraída das PNAD's de 2001, 2006 e 2012. A ideia para a utilização deste instrumento é que existe uma relação inversa entre educação e número de pessoas por família, como é explicado no estudo de De La Croix e Doepke (2003) e Berni (2007). De acordo com estes autores, quanto maior o número de indivíduos em uma família, menor será os anos de estudos devido a restrição orçamentária e portanto, essa é uma excelente variável que pode ser utilizada como instrumento.

Após a escolha da variável candidata a instrumento é necessária à utilização do teste de Hausman. Este tipo de teste é utilizado para confirmar a endogeneidade da variável *educação*. Se a hipótese nula de exogeneidade não for aceita, significa que a variável *educação* é realmente endógena.

O teste de Hausman indicou que a hipótese de exogeneidade foi rejeitada, indicando que a variável *educação* é endógena na equação de salários, uma vez que, os *p-valores* encontram-se iguais a zero. Assim, o uso do método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) é o mais apropriado se comparado aos mínimos quadrados ordinários.

A tabela 3, a seguir, apresenta as estimativas em segundo estágio obtidas por meio de mínimos quadrados de dois estágios para as equações de salários dos anos de 2001, 2006 e 2012. Todos os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 1% e apresentam os sinais esperados.

Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação*, os retornos médios da escolaridade foram de 22.32%, 20.66% e 16.66% para os anos 2001, 2006 e 2012, respectivamente. Com isso, já se pode notar que, apesar de ser a variável mais importante para explicar o salário, a educação vem apresentando diminuição de seu retorno médio. De certa forma, esses resultados corroboram com diversos autores, tais como Sachida *et al.* (2004) que usa dados da PNAD de 1996, e o modelo estimação de Heckman para corrigir o viés de seleção amostral, encontra-se um retorno médio para os anos de escolaridade de 12.9% no Brasil. Cruz *et al.* (2011), estima uma equação de salários para a Macrorregiões do Brasil e encontra para o Nordeste os retornos médios de escolaridade que foram de 21.03%, 18.18% e 12.81%, para os anos de 2001, 2004 e 2006, respectivamente.

Com relação a variável *sexo*, pode-se verificar que os homens são melhores remunerados que as mulheres, reforça que há discriminação de gênero em favor dos homens no mercado de trabalho brasileiro, mas que o diferencial de rendimentos reduziu, os resultados mostram que as mulheres ganhavam, respectivamente, 51.42% e 45.12% a menos que os homens em 2001 e

2012. Esta tendência de queda da discriminação por sexo no mercado de trabalho nordestino também foi verificado por Berni (2007) que mostra que os homens ganhavam em média 51.49% a mais que as mulheres em 1995 e 35.23% em 2005.

O retorno da experiência potencial é positivo e reduz com o aumento da experiência (concavidade para baixo da função de rendimentos em relação à experiência, controlado pelos demais fatores). Nota-se que a experiência se reduziu de 7,61% para 3.93%, de 2001 e 2012, respectivamente.

Para a variável *raça*, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 2001 os brancos ganhavam em média 2.51% a mais que as outras raças. Esta discriminação segue em queda durante o período analisado, pois em 2006 os brancos recebiam em média 1.56% a mais que pessoas de outras raças. Já em 2012, esse *percentual* aumentou, os brancos recebiam em média, 4.57% a mais que os negros, indígenas, parda, e amarela. Logo, as outras raças possuem em média rendimentos inferiores aos brancos.

Comparando com os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, apenas os empregadores possuem rendimento médio superior em 2001, 2006 e 2012, controlado pelas demais variáveis. Contudo, este diferencial aumentou no período de 31.71% para 50.79%.

Por sua vez, o setor de atividade 'agricultura' possui o menor nível de remuneração ao ser comparado com o setor Construção para os períodos estudados. Administração pública para os anos 2001 e 2006 foi menor remunerado que o setor agrícola, mas em 2012 passa a ser melhor remunerado.

Já Educação, saúde e social e serviços domésticos possuem um rendimento inferior que a atividade agrícola para os anos 2001, 2006 e 2012. Salvato *et al.* (2013) mostra que atividade agricultura apresenta o menor nível de remuneração ao ser comparado com os demais setores.

Tabela 3 – Estimativas de Segundo Estágio Brasil, 2001, 2006 e 2012.
Variável dependente: log (rendimento trabalho principal)

| Grupo de Variável | Variáveis Explicativas | 2001 | 2006 | 2012 |
|-------------------|-----------------------------------|------------|------------|------------|
| Escolaridade | Educação | 0.2232 | 0.2066 | 0.1666 |
| | | (540.01) | (561.80) | (595.51) |
| Gênero | Sexo | -0.5142 | -0.5181 | -0.4512 |
| | | (-1814.16) | (-1551.21) | (-1660.90) |
| Experiência | Experiência potencial | 0.0761 | 0.0668 | 0.0393 |
| | | (865.04) | (1052.23) | (1131.70) |
| | Experiência potencial ao quadrado | -0.0006 | -0.0005 | -0.0002 |
| | | (-941.89) | (-842.27) | (-258.47) |
| Raça | Raça | 0.0251 | 0.0155 | 0.0457 |
| | | (51.21) | (37.86) | (147.71) |
| Sindicato | Sind | 0.0073 | 0.0144 | 0.0183 |

| | | | | | |
|-----------|---|-----------|------------|-----------|-----------|
| | | (13.38) | (35.14) | (55.46) | |
| Ocupação | Empregado sem carteira de trabalho assinada | -0.2047 | -0.2602 | -0.2384 | |
| | | (-480.64) | (-680.45) | (-735.64) | |
| | Conta Própria | -0.2916 | -0.4253 | -0.2823 | |
| | | (-825.90) | (-1279.19) | (-909.95) | |
| | Empregador | 0.3168 | 0.3580 | 0.4604 | |
| | | (249.59) | (351.86) | (575.17) | |
| Atividade | Indústria de Transformação | 0.0451 | -0.0718 | 0.0652 | |
| | | (40.14) | (-69.63) | (81.43) | |
| | Construção | 0.2148 | 0.1154 | 0.2882 | |
| | | (299.34) | (162.35) | (531.84) | |
| | Comércio e Reparação | -0.0112 | -0.0730 | 0.0505 | |
| | | (-8.53) | (-64.89) | (60.11) | |
| | Administração Pública | -0.010 | -0.1209 | 0.1296 | |
| | | (-47.22) | (-64.46) | (93.08) | |
| | Educação, Saúde e Social | -0.2275 | -0.2567 | -0.0312 | |
| | | (-99.24) | (-130.59) | (-21.02) | |
| | Serviços Domésticos | -0.0168 | -0.0990 | -0.0242 | |
| | | (-17.32) | (-146.52) | (-38.45) | |
| | Região | Nordeste | -0.2447 | -0.3167 | -0.2191 |
| | | | (-405.97) | (-670.56) | (-519.29) |
| Sudeste | | 0.0527 | -0.0156 | 0.1083 | |
| | | (95.69) | (-31.04) | (254.12) | |
| Sul | | -0.0072 | 0.0064 | 0.1322 | |
| | | (-12.47) | (12.80) | (295.49) | |

| | | | | |
|-----------|---------------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | Centro-Oeste | 0.0869 (138.17) | 0.0631 (113.04) | 0.2060 (416.22) |
| Constante | | 3.0319 (853.80) | 3.7262 (1176.19) | 4.6282 (1971.68) |
| | R2 | 0.3536 | 0.3763 | 0.3450 |
| | Estatística F | 150.0000 | 160.0000 | 130.0000 |
| | Prob > F | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | Hausman (Prob>chi2) | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | Nº de observações (amostra estendida) | 47188516 | 49162891 | 51795417 |

Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados da PNAD.
Nota: Estatística z entre parênteses.

Note-se ainda que a região Nordeste do Brasil possui rendimento médio condicional menor que a renda Norte nos anos de análise. A Região Sul em 2001 também apresentou rendimento menor que a Norte, mas esse rendimento aumentou para os anos 2006 e 2012. A Região Sudeste apresentou rendimento inferior ao Norte no ano de 2006.

6. Resultados da decomposição

Lembrando que a decomposição em nível mostra os principais determinantes da desigualdade de renda dos rendimentos no Brasil num determinado período de tempo, enquanto que a decomposição da diferença indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

Para variáveis explicativas que entram na equação de rendimentos como a variável educação, 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 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 $\exp(\exp^2)$. Neste caso, a contribuição da categoria \exp para a desigualdade de renda seria dada pela soma dos seus dois S_j 's - do linear e do não-linear.

6.1. Decomposição para o Período 2001-2012

Pode-se observar na tabela 4, a seguir, que o ano de 2001 apresenta a variável *educação* como principal determinante da desigualdade de salário. Seu valor, 46.11%, é superior ao observado em 2012, 32.98%. Esses resultados corroboram com os de Berni (2007) que encontrou que a educação explica 41.82% da desigualdade de renda em 1995 e 39.12% em 2005 para o nordeste como um todo. Ramos e Vieira (2001) também encontram um valor de 33% para o ano de 1999, em nível nacional, o que coincide com o resultado apresentado na nota técnica do IPEA (2006) para o período 2001-2004.

A redução da participação da variável *educação* na explicação da desigualdade se deve à diminuição dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na tabela 3. Como afirma Soares (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. A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável *ocupação* com 6.66% seguida por *gênero* com 5.14% para 2001.

Tabela 4: Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda
Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2001/2012

| Variáveis Explicativas | Sj(lnY), 2001 | Sj(lnY), 2012 | $\Pi_j(GNI)_{2001-2012}$ |
|------------------------|---------------|---------------|--------------------------|
| Educação | 0.4611 | 0.3298 | 0,7846 |
| Gênero | 0.0514 | 0.0493 | 0,0565 |
| Raça | 0.0034 | 0,0060 | -0,0030 |
| Experiência | -0.0123 | -0.0221 | 0,0121 |
| Sindicato | 0.0005 | 0.001 | -0,0003 |
| Ocupação | 0.0666 | 0.0794 | 0,0349 |
| Atividade | -0.0055 | 0.0160 | -0,0584 |
| Resíduo | 0.4348 | 0.5408 | 0,1736 |

Fonte:Elaborado pelos autores.

A última coluna da tabela 4 mostra os resultados da “decomposição da diferença”. As variáveis *educação*, *gênero*, *experiência* e *ocupação* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2001-2012. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 78.46%.

6.2. Decomposição para o Período 2006-2012

Os resultados na tabela 5, a seguir, indicam que a variável *educação* é o principal determinante da desigualdade de salários do Brasil. Verifica-se que para os anos de 2006 e 2012, os anos de escolaridade das pessoas ocupadas explicam, respectivamente, 41.61% e 32.98%, da desigualdade.

A variável *ocupação* é o segundo determinante mais importante da desigualdade salarial em 2006, com uma contribuição de 9.64%. No entanto, este valor passa para apenas 7.94% em 2012.

Em seguida, na ordem de importância, aparece a variável *gênero* com 5.14% em 2006 e 4.93% em 2012, influenciado pela diminuição na discriminação salarial entre homens e mulheres.

Vale observar que o resíduo na “decomposição em nível” é de aproximadamente 50%. Este resíduo mostra que as variáveis explicativas da equação de salários não explicam mais que a metade da desigualdade de salários. Estes resíduos, apesar de elevados, também são observados nos trabalhos de Fields (2002) e Contreras (2003). Berni(2007), encontra para os

períodos 1995, 2001 e 2005, os resíduos de 0.46, 0.40 e 0.49, respectivamente.

Tabela 5: Contribuição das variáveis explicativas para a desigualdade de renda
Decomposição em nível e Decomposição da diferença para o Brasil - 2006/2012

| Variáveis Explicativas | Sj(lnY), 2006 | Sj(lnY), 2012 | ,2006 - 2012 |
|------------------------|---------------|---------------|--------------|
| Educação | 0.4161 | 0.3298 | 0.7687 |
| Gênero | 0.0514 | 0.0493 | 0.0600 |
| Raça | 0.0020 | 0,0060 | -0.0143 |
| Experiência | -0.0140 | -0.0221 | 0.0190 |
| Sindicato | 0.00085 | 0.001 | 0.0012 |
| Ocupação | 0.0964 | 0.0794 | 0.1656 |
| Atividade | -0.0101 | 0.0160 | -0.1168 |
| Resíduo | 0.4573 | 0.5408 | 0.1166 |

Fonte: Elaborado pelos autores.

Pode-se perceber, na última coluna da tabela 5, que as variáveis *educação*, *gênero*, *experiência*, *sindicato* e *ocupação* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2006-2012. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 76.87%. As variáveis com sinal negativo não contribuíram para a diminuição da desigualdade.

7. Considerações finais

Este artigo utilizou uma metodologia de decomposição - definida em Fields (2002) - da desigualdade de renda dos salários no Brasil capaz de indicar quais são as principais variáveis que contribuíram para a explicação da desigualdade de renda. Inicialmente estimou-se a equação de rendimentos e em seguida, aplicou-se a decomposição em nível e em diferença.

Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação*, os retornos médios da escolaridade foram de 22.32%, 20.66% e 16.66% para os anos 2001, 2006 e 2012, respectivamente. Com isso, já se pode notar que, apesar de ser a variável mais importante para explicar o salário, a *educação* vem apresentando diminuição de seu retorno médio.

Para a variável *raça*, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 2001 os brancos ganhavam em média 2.51% a mais que as outras raças. Esta discriminação segue em queda durante o período analisado, pois em 2006 os brancos recebiam em média 1.56% a mais que pessoas de outras raças. Já em 2012, esse *percentual* aumentou, os brancos recebiam em média, 4.57% a mais que os negros, indígenas, parda, e amarela. Logo, as outras raças possuem em média rendimentos inferiores aos brancos.

A variável *educação* mostrou ser a mais importante na explicação da desigualdade para o ano de 2001 na "decomposição em nível", seguida da variável *ocupação* com 6.66% e *Gênero* com 5.14% para 2001. Em 2006, a variável *educação* também foi a mais importante, seguida a variável *ocupação* é a segunda determinante mais importante da desigualdade salarial em 2006, com uma contribuição de 9.64%. Para o ano de 2012, a *educação* continuou como a principal

determinante da desigualdade de renda, também seguida pela variável *ocupação* e *gênero*.

Com relação à “decomposição da diferença”, a variável *educação* mostrou-se também a mais importante, tanto no período 2001-2012, quanto no período 2006-2012, embora seu peso tenha sido maior no segundo caso. A variável *gênero* ocupa o segundo lugar neste tipo de decomposição para os dois períodos.

Em linhas gerais, foi constatado que pela estimação da equação de salários e pelo método de decomposição em nível utilizado, a educação mostrou ser o fator mais importante na explicação da desigualdade para o período os anos de 2001, 2006 e 2012. Com isto, pode-se afirmar que modificações nos níveis educacionais da população brasileira, possuem uma importância considerável na desigualdade de renda desta, o que deve ser considerado como um fator relevante na consecução de políticas públicas.

Referências bibliográficas

- ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; BARRETO, F. A. D. F. Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste. **Revista de Política Agrícola**, v. 17. n. 4, p.65-82, 2008.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Programa de seminários acadêmicos do IPE/USP. Seminário número 22/97, out. 1997.
- BERNI, H. A. de A. **Evolução dos Determinantes da Desigualdade de Renda Salarial no Nordeste**. 2007. 48f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.
- CARD, D. **Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling**. NBER. Discussion Paper n. 4483. 1993.
- CONTRERAS, D. Poverty and inequality in a rapid growth economy: Chile 1990- 1996. **The Journal of Development Studies**, v.39, p.181-200, fev.2003.
- CRUZ, M. S. da; BARRETO, F. A.; SANTOS, L. M. dos; SOUTO, K. C. de. Determinantes das Desigualdades Salariais nas Macrorregiões Brasileiras: Uma Análise para o Período 2001 – 2006. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 3, p. 551-575, jul-set., 2011.
- DE HOYOS, R. E. **Accounting for Mexican Income Inequality During the 1990´s**. México: World Bank. 2006.
- DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. **The American Economic Review**. Vol 93. n. 4. p.1093-1113, 2003.
- FIELDS, G. S. **Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States**. Department of Economics. Cornell University. Working Paper.v.22, p.139-60. 2002.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil**. Nota Técnica. Agosto, 2006.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA- IPEA. Sobre “**A Década Inclusiva (2001-2011): Desigualdade, Pobreza e Políticas de Renda**”. 2012.
- HOFFMANN, R. **Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004**. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006.
- LANGONI, G. **Distribuição de Renda e Crescimento Econômico**, Rio de Janeiro: Expressão e Cultura. 1973.
- OLIVEIRA, R. C.; SILVEIRA, R. M. **Escolaridade, políticas sociais e a evolução da desigualdade Regional de renda no Brasil entre 2003 e 2011: uma análise a partir das fontes de renda**. Fórum BNB, 2013.
- PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F. D.; FEIJÓ, J. R. **A Importância da Educação para a Recente Queda da Desigualdade de Renda Salarial no Brasil: Uma análise de decomposição para as regiões Nordeste e Sudeste**. IPEA, 2011.

RAMOS, L.; VIEIRA, M.L. **Determinantes da Desigualdade de Rendimentos no Brasil nos Anos Noventa:** Discriminação, Segmentação e Heterogeneidade dos Trabalhadores. IPEA. Texto para Discussão, n. 803, 2001.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. **Retorno para Educação no Brasil:** Evidências Empíricas Adicionais. Texto para discussão n.03, UFRJ, Rio de Janeiro. 2005.

SALVATO, M. A.; LIMA, L. F.; VIANA, J. S. **Accounting for Income Inequality:** An Application of the Fields Methodology to the Recent Fall of Inequality in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. 2013, Fortaleza, CE. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2013.

SOARES, S. D. S. **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, jun. 2006.

SHORROCKS, A. F. Inequality Decomposition by Factor Components. **Econometrica**, v. 50, n.1, p. 193-211, 1982.

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria.** Pearson, Addison Wesley. 2004.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. **Um Estudo do Retorno da Educação na Região Nordeste: Análise dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da Recente Queda da Desigualdade.** IPECE, Texto para discussão nº 72, 2010. Disponível em <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos_discussao/TD_72.pdf>, acesso em 8 out. 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.** The MIT Press, Cambridge, MA. 2002.

1. Doutoranda em Desenvolvimento e Meio Ambiente- PRODEMA/UFC, Mestre em Economia Rural e Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: joyciane.c.v@gmail.com

2. Doutor em Economia e Professor do Programa de Pós-graduação em Economia Rural (MAER) da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: jairandrade@ufc.br

3. Graduado em Engenharia Elétrica pela Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: miguel.eneas@gmail.com

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 38 (Nº 34) Año 2017

[Índice]

[En caso de encontrar algún error en este website favor enviar email a webmaster]

©2017. revistaESPACIOS.com • Derechos Reservados