



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



DETERMINANTES DA RENDA DO TRABALHO NO BRASIL NO PERÍODO DE 2002 A 2006.

GILNEI COSTA SANTOS; PATRÍCIA MELO BASTOS; LUIZ EDUARDO ROCHA;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO JOÃO DEL REI - UFSJ

SÃO JOÃO DEL REI - MG - BRASIL

levrocha@ufsj.edu.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Desenvolvimento Rural, Territorial e regional

Determinantes da Renda do Trabalho no Brasil no período de 2002 a 2006

Grupo de Pesquisa: 9 – Desenvolvimento rural, territorial e regional.

RESUMO:

O Brasil figura entre os países com maior nível de disparidade de renda do mundo. Fato esse que justifica a vasta literatura sobre os determinantes da renda na economia brasileira. Essa literatura aponta que, dentre os determinantes desta disparidade, além de fatores como o mercado de trabalho, através de algumas de suas características como discriminação e segmentação e os diferenciais de remuneração regional, a educação merece destaque.

Diante do exposto o estudo terá como foco principal gerar equações de rendimento para o Brasil nos anos de 2002 a 2006, dedicando especial atenção à variável educação e seus impactos sobre a renda do trabalho. O modelo adotado será um híbrido dos mínimos quadrados ponderados proposto por Hoffmann e Scampini (1996) e o Minceriano, tentando captar mais adequadamente os efeitos da variável educação, como propõe Ney e Hoffmann (2004) através do efeito limiar. A base de dados são os microdados das Pnads de 2002 a 2006.

Verificou-se a partir das equações de rendimento, que uma proporção significativa da dispersão salarial total dos indivíduos está relacionada às diferenças pessoais produtivas (educação e idade) e sua posição no mercado de trabalho, que apresentaram, como esperado, significância estatística e sinal de acordo com a literatura empírica. O nível educacional mostrou-se como principal fator explicativo na determinação da renda, ademais pode-se verificar o efeito limiar a partir de 10 anos de estudo, onde fica evidente o aumento da taxa de

retorno da escolaridade neste nível.

O trabalho demonstra que os quesitos relacionados à produtividade merecem profundo destaque nas políticas de redução de desigualdade tanto de renda quanto a educacional. Não devem-se descartar porém as variáveis relacionadas à segmentação do mercado de trabalho e, também, as discriminatórias, uma vez que, apesar da baixa contribuição em termos de impactos sobre a renda, todas foram estatisticamente diferentes de zero.

Palavras-chave: Rendimento do Trabalho, Equações de Rendimento, Educação no Brasil.

ABSTRACT

Brazil represents among the countries with larger level of disparity of income of the world, in agreement with the Report of Human Development, 1999, of the Program of the United Nations for the Development (PNUD), for the Gini Index only South Africa and Malawi have a degree of larger inequality than of Brazil, what justifies a vast literature on the determinant of the income. The literature appears that among the determinant of this disparity, besides historical factors, the education deserves prominence, other explanatory factors would be: the influence of the market, through some of your characteristics as discrimination and segmentation and you differentiate yourselves of regional remuneration.

Before the exposed the study will have as main focus to generate revenue equations to Brazil in the years from 2002 to 2006, dedicating special attention to the variable education and your impacts on the income of the work. The adopted model will be a hybrid of the considered square minima proposed by Hoffmann and Scampini (1996) and Mincer function, trying to capture the effects of the variable education more appropriately, as it proposes Ney and Hoffmann (2004) through the effect threshold. The base of data is the microdata of Pnads from 2002 to 2006.

It was verified starting from the revenue equations, that a significant proportion of the individuals' dispersion salary total is related to the productive personal differences (education and age) and your position in the job market, that you/they presented, as expected, statistical significant and the sign in agreement with the empiric literature. Likewise, the educational level was shown as main explanatory factor in the determination of the income, as well as can be verified the effect threshold starting from 10 years of study, where it is evident the increase of the rate of return of the education in this level.

Before every done analysis, of course the related requirements the productivity deserves deep prominence to conceive politics of inequality reduction as much of income as the educational, it should not be discarded however the variables related to the segmentation of the job market and discriminant once, in spite of the low contribution in terms of impacts on the income, all were statistic different from zero.

Key-Words: Income of the Work, Equations of Revenue, Education, Brazil.

1. Introdução

A desigualdade na América Latina pode ser considerada, dependendo da medida empregada, entre as maiores do mundo, o que justifica a existência de uma vasta literatura sobre os seus determinantes, onde destaca-se Morley (2001) e Ribeiro (2006), e especificamente para o Brasil: Barros e Mendonça (1993, 1995 a e b), Hoffmann (1989, 1992, 1996, 1998, 2000), Teixeira (2006), Barros *et. alli* (2007). Dentre os países latino-americanos, destaca-se o Brasil com o título de país com maior desigualdade de renda, corroborando a escolha deste como objeto de estudo. De acordo com o Relatório de Desenvolvimento Humano, de 1999, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), pelo

Índice de Gini só a África do Sul e Malawi têm um grau de desigualdade maior que do Brasil. A literatura aponta que dentre, os determinantes desta disparidade, além de fatores históricos, a educação merece destaque, que por sua vez também é má distribuída no Brasil. Outros fatores explicativos seriam: a influência do mercado de trabalho, através de algumas de suas características como discriminação e segmentação e os diferenciais de remuneração regional.

Ramos e Vieira (2001) destacam o alto poder explicativo da escolaridade em vários países latino-americanos, com exceção de Chile e Argentina. No entanto, essa contribuição da escolaridade é ainda maior no Brasil, tanto em termos relativos como em termos brutos. Segundo estudo do IPEA-CAIXA (2006), a grande influência da educação sobre a desigualdade salarial brasileira ocorre por dois motivos: a elevada desigualdade educacional entre trabalhadores e a elevada sensibilidade dos salários em relação ao nível educacional. Esse mesmo pensamento é compartilhado por Morley (2001), que destaca que no Brasil os retornos por um alto nível educacional é maior do que em outros países de mesmo grau de desenvolvimento, como os asiáticos. Segundo o mesmo autor, no Brasil destaca-se uma política de educação pró-desigualdade, na medida que prioriza investimento em ensino universitário. Em consonância, Dhareshwar (2001) destaca que “nenhum país conseguiu desenvolvimento sustentado sem investir substancialmente e eficientemente na educação e na saúde de seu povo. Países em desenvolvimento geralmente vêm investindo mais recursos públicos na educação”.

Por outro lado Gandra (2004) destaca que, atributos como raça, sexo, idade, etnia, e credenciais formais são também variáveis determinantes no processo de seleção de trabalhadores e determinação de salários, com as mesmas podendo ser utilizadas, também, para determinar a fragmentação do mercado de trabalho. Como exemplo, Hoffmann e Leone (2004) afirmam que “As ocupações menos valorizadas e tradicionalmente femininas do mercado de trabalho continuam se reproduzindo, implicando a persistência de nichos ocupacionais, como, por exemplo, o do emprego doméstico”. Outra forma de discriminação refere-se a raça ou cor, o principal representante é a raça negra, que assim como a população feminina ocupada, tende a ocupar cargos de baixa remuneração.

Diante do exposto, o trabalho terá como foco principal gerar equações de rendimento para o Brasil nos anos de 2002 a 2006, dedicando especial atenção à variável educação e seus impactos sobre a renda do trabalho. Ademais, serão incorporadas variáveis que dizem respeito à segmentação e discriminação no mercado de trabalho como cor e raça, gênero, região geográfica, etc. O modelo adotado será um modelo híbrido dos mínimos quadrados ponderados proposto por Hoffmann e Scampini (1996) ajustado para teoria de Jacob Mincer, tentando captar mais adequadamente os efeitos da variável educação, como propõe Ney e Hoffmann (2004) através do efeito limiar.

Além desta introdução e das considerações finais o estudo encontra-se organizado em mais três itens. No primeiro é apresentada a metodologia, onde serão tratadas questões como, as particularidades da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o índice de Gini, o modelo híbrido gerado a partir da teoria de Jacob Mincer o qual será utilizado para construir as equações de rendimento, e por fim as variáveis utilizadas. No segundo, discute-se os principais resultados e por último encontra-se um apêndice com todas as equações de rendimento testadas.

2. Metodologia

2.1. Função Minceriana e modelo utilizado

A análise dos perfis dos rendimentos de Jacob Mincer parte do pressuposto de que os rendimentos individuais em qualquer período correspondem ao retorno em nível de suas habilidades (estoque de capital humano incorporado e acumulado pelo indivíduo ao longo do

tempo), Mincer (1974). Em termos de estimativa econométrica, a forma funcional proposta por Jacob Mincer para estimar a taxa de retorno da instrução e experiência, de acordo com Chiswick (2003), pode ser especificada como:

$$\ln Y_i = \ln Y_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 S_i X_i + u_i \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

onde:

$\ln Y_0$ = logaritmo natural dos rendimentos do indivíduo sem instrução;

$\ln Y_i$ = logaritmo natural dos rendimentos do indivíduo i ;

S_i = anos de escolarização ou instrução formal do indivíduo i ;

X_i = anos de experiência no mercado de trabalho do indivíduo i ;

u_i = termo de erro aleatório.

Porém no presente trabalho a equação será estimada da seguinte maneira:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_{g\acute{e}nero} + \beta_2 IDAD_i + \beta_3 IDAD_i^2 + \beta_4 EDU_i + \beta_5 ELEDU_i + \beta_i \sum D_{iregi\~{a}o} + \beta_i \sum D_{icor} + \beta_{14} D_{setor} + \beta_{14} D_{situa\~{c}\~{a}o} + u_i \quad (2)$$

onde:

$\ln Y_i$ = logaritmo natural dos rendimentos de todos os trabalhos do indivíduo i ;

$\beta_1 D_{g\acute{e}nero}$ = Variável dummy para gênero, onde a categoria de controle é o sexo feminino, nas PNAD's esta variável é identificada como V0302;

$\beta_2 IDAD_i$ = Idade do indivíduo i em dezenas de anos (segundo metodologia proposta em Hoffmann e Simão, 2005);

$\beta_3 IDAD_i^2$ = Idade ao quadrado em dezenas de anos;

$\beta_4 EDU_i$ = Anos de estudo do indivíduo i , no dicionário das PNAD's a variável apresenta o código V4703;

$\beta_5 ELEDU_i$ = Efeito Limiar dos anos de estudo do indivíduo i ;

$\beta_6 Horas_i$ = logaritmo do número de horas semanais de trabalho. “O coeficiente dessa variável é a elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho” (Ney e Hoffmann, 2003). Nas PNAD's a variável apresenta-se como V4707;

$\beta_7 Ref_i$ = Uma variável dummy para representar se a renda de todos trabalhos é proveniente da pessoa de referência da família ou dos demais membros, tendo como base a pessoa de referência;

$\beta_i \sum D_{iregi\~{a}o}$ = Conjunto de variáveis dummy para descrever as regiões geográficas do Brasil, divididas em: Centro-Oeste¹, Sudeste, Norte e Sul, sendo a região Norte o controle;

$\beta_i \sum D_{ipos}$ = duas variáveis dummy, conta própria² e empregado, para três posições na ocupação no trabalho principal, sendo empregador a base;

¹ Os códigos das variáveis dummy para regiões são os seguintes: Centro-Oeste = DREGCO; Norte = DREGNT; Sudeste = DREGSD; Sul = DREGSUL.

- $\beta_i \sum D_{icor}$ = Conjunto de variáveis dummy para descrever cor e raça dos indivíduos, divididas em: Preta³, Parda, Amarela e Indígena. A cor Branca foi utilizada como controle;
- $\beta_{14} D_{setor}$ = Variável dummy para o setor de atividade do indivíduo, dividido em agrícola e não agrícola, sendo o primeiro a variável de controle. Sendo o código nas PNAD's V4812;
- $\beta_{14} D_{situação}$ = Variável dummy para o local de residência do indivíduo, dividido em rural e urbano, tendo o primeiro como variável de controle. O código nas PNAD's é V4728;
- ui = termo de erro aleatório.

Deve-se destacar alguns aspectos do modelo e das variáveis selecionadas, quais sejam:

- i) O método utilizado para estimar as equações do rendimento foi o de Mínimos quadrados Ponderados, onde a ponderação é dada pelo fator de expansão das amostras, disponibilizado junto com as PNAD's. Sendo V4729 o código da variável Peso da Pessoa;
- ii) A escolha da forma funcional do modelo pela log-normal é devido à expectativa de que a renda não varie linearmente com as variáveis relacionadas à produtividade e à experiência, Mincer (1974 e 1993), Chiswick (2003), pesquisadores brasileiros como Hoffmann (1996, 1999), Ney e Hoffmann (2003), Teixeira (2006), dentre outros, apóiam a utilização desta forma funcional mesmo quando incorpora-se as variáveis discriminatórias. De qualquer maneira a forma funcional adotada não apresentaria graves problemas, uma vez que a amostra utilizada é consideravelmente elevada, como será verificado adiante;
- iii) A idéia inicial do estudo seria estimar as equações através do método de dados em painel. Contudo como a amostragem não é constante durante os anos e os indivíduos analisados não são os mesmos, este tipo de método não será o adequado. Dada esta restrição dos dados, optou-se por utilizar cinco *cross-sections*, representativas de cada ano analisado no trabalho, Mincer *apud* Moretto (2000) apóia este método;

Para Mincer, os rendimentos ao longo do ciclo de vida tendem a aumentar de forma crescente na primeira fase da vida produtiva do trabalhador; a aumentar de forma decrescente numa segunda fase para, depois, se manter praticamente constantes. Tal comportamento refere-se, contudo, aos perfis de rendimentos de grupos homogêneos, livres de flutuações e de tendências ao longo do tempo. Por esse motivo, para observar tais perfis empiricamente, a melhor maneira é através de análises de dados *cross-section*, já que dados longitudinais dos rendimentos médios dos grupos poderão ser afetados pelas tendências e ciclos da economia.

- iv) Para analisar o rendimento de todos os trabalhos foram consideradas apenas as pessoas que declararam rendimentos positivos de todos trabalhos, devido à possibilidade de se estimar o logaritmo de rendas declaradas como sendo zero. Foram excluídos também os rendimentos declarados como R\$ 999.999.999 por serem considerados, pelo IBGE, como não declaração do indivíduo, ou seja, valores ignorados na PNAD;
- v) A variável idade da pessoa foi medida em dezenas de anos, e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que Y não varia linearmente com a idade (Ney e

² Os códigos das variáveis dummy para posição na ocupação são os seguintes: Conta Própria = DCPROP; Empregado = DEMP.

³ Os códigos das variáveis dummy para cor ou raça são os seguintes: Amarela = DCORA; Indígena = DCORI; Preta = DCORP; Parda = DCORPA.

Hoffmann, 2004 e Hoffmann e Simão, 2005). A idade é medida em dezenas de anos apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Esta duas variáveis foram incluídas no modelo com o intuito de se medir a experiência do indivíduo e o impacto sobre os rendimentos. Os resultados demonstraram a idade média em que o trabalhador tende a receber seu retorno máximo no ciclo de vida;

- vi) quanto aos anos de estudo, foram excluídas as observações com valor igual a zero (pessoa sem qualquer instrução) e também as sem declaração, por motivos similares ao item (ii); os anos variaram de 1 a 14 anos de estudo e assumindo valor igual a 17 para a pessoa com 15 anos ou mais de estudo, IBGE-PNAD (2002, 2003, 2004, 2005, 2006). Um fator restritivo da variável educação que deve ser ressaltado é a impossibilidade de determinar a qualidade de ensino. *A priori* espera-se, para esta variável, que exista diferenças em termos de ensino público e privado (neste caso dependendo se o mesmo é de nível médio ou superior) e em termos regionais;
- vii) foram excluídas da análise pessoas que não declararam a cor, as pessoas que não se enquadram como membros da família, as que não declararam o ramo de atividade, as categorias de ocupação foram limitadas a empregado, empregador e conta própria;

2.2. O efeito limiar da educação

O efeito limiar da educação pode ser considerado como o impacto crescente dos anos de estudo sobre o rendimento a partir de determinado valor, ou seja, “o valor da escolaridade a partir do qual a taxa de escolaridade torna-se maior” (Hoffmann e Simão, 2005). O efeito limiar pode ser descrito como se segue:

$$S^* = Z(S - \lambda) \quad (3)$$

Onde:

S^* = Efeito Limiar da Educação;

S = Anos de Estudo do indivíduo;

λ = Limiar da educação que, conforme Ney e Hoffmann (2004) deve se situar em torno de 10 anos de estudo;

Z = é uma variável *dummy* que assume valor zero para $S \leq \lambda$ e assume valor 1 para $S > \lambda$.

Considerando que $S = EDU_i$ e $S^* = ELEDU_i$, e K as demais variáveis das equações de rendimentos, o valor do logaritmo dos rendimentos de todos os trabalhos ficará como:

$$\ln Y_i = K + \beta_4 EDU_i + \beta_5 ELEDU_i \quad (4)$$

Quando $S \leq \lambda$, tem-se $Z = 0$ e a equação se reduz a:

$$\ln Y_i = K + \beta_4 EDU_i \quad (5)$$

Ou seja desconsiderando o limiar da educação, cada ano adicional de estudo está associado a um aumento de $[\exp(\beta_4) - 1]100\%$ no rendimento dos indivíduos;

Quando $S > \lambda$, tem-se $Z = 1$, e a expressão (4) se tornará:

$$\ln Y_i = K - \lambda\beta_5 + (\beta_4 + \beta_5)S \quad (6)$$

Sendo assim após, o nível de limiar, cada ano a mais de escolaridade provocará retorno nos rendimentos das pessoas em $[\exp(\beta_4 + \beta_5) - 1]100\%$.

2.3. Sobre as equações de rendimento

As equações de rendimento notadamente apresentam problemas na especificação dos modelos uma vez que características como aptidão do indivíduo para os negócios, “sorte na vida”, capacidade empreendedora, dentre outras, são difíceis, se não impossíveis, de serem medidas. Como aponta Hoffmann (2000) “os rendimentos das pessoas dependem de elementos aleatórios e de características pessoais (como ambição, tino comercial, capacidade empresarial, etc.) cuja mensuração é praticamente impossível”.

Portanto para o presente texto foram estimados quatro modelos para testar os determinantes da renda do trabalho, no primeiro (modelo 1) utilizou-se todos os indivíduos que apresentaram rendimentos positivos em todos os trabalhos, no segundo (modelo 2), com intuito de reduzir a variabilidade da renda, utilizou-se apenas os indivíduos que receberam pelos menos um salário mínimo (em reais de 2006), ou seja, R\$ 350,00. No terceiro modelo (modelo 3) utilizou-se como variável dependente o logaritmo do número de salários mínimos recebidos, as diferenças nos resultados encontrados neste para o modelo 2 foram apenas no termo de intercepto e no coeficiente de determinação o qual foi consideravelmente menor. O último modelo (modelo 4) consiste na repetição do modelo 2, porém, utilizando a renda na forma linear ao invés do logaritmo natural, neste último o coeficiente de determinação R^2 foi muito menor em todos os anos, como exemplo, em 2002 enquanto o R^2 do modelo log-normal foi de, aproximadamente 0,96, no modelo lin-lin o R^2 ficou em torno de 0,36, ademais algumas variáveis não foram estatisticamente significativas a 5%, tais como a variável binária para raça indígena e o ramo de atividade agrícola, além do intercepto. Estes resultados indicam que a forma funcional correta é realmente a log-normal. As diferenças entre os dois primeiros modelos foram pífias, então preferiu-se apresentar no texto o modelo que considera os indivíduos com pelo menos um salário mínimo. Os demais resultados são relacionados no apêndice do artigo.

2.3.1. Características do modelo utilizado

Pelo teste de Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, identificou-se que os erros não apresentam distribuição normal, porém conforme Greene (2003)⁴ a normalidade dos resíduos não é essencial em grandes amostras. Considerando que o número de indivíduos nas amostras utilizadas é de:

2002 – 89.376 pessoas, com o fator de expansão são 41.119.134 pessoas
 2003 – 82.847 pessoas, com o fator de expansão são 39.051.756 pessoas
 2004 – 91.373 pessoas, com o fator de expansão são 43.282.192 pessoas
 2005 – 101.264 pessoas, com o fator de expansão são 47.523.837 pessoas
 2006 – 130.182 pessoas, com o fator de expansão são 60.370.286 pessoas;
 a normalidade dos resíduos não é uma preocupação.

Como já esperado identificou-se erro de especificação em todos os modelos e anos analisados, o argumento para tal problema já foi discutido no item 2.5. Conseqüentemente as regressões apresentaram resíduos heteroscedásticos e correlação serial⁵, Hoffmann e Simão (2005) também descrevem estas características nas pesquisas sobre equações de rendimento.

⁴ Página 65.

⁵ Os respectivos testes e tabelas encontram-se no apêndice.

Apesar do problema de omissão de variáveis relevantes a magnitude das amostras é um atenuador dos problemas supracitados, uma vez que considera-se que estas atendem às características das grandes amostras, ou seja, do Teorema do Limite Central, como por exemplo: inexistência de viés assintótica, consistência⁶, eficiência assintótica, ou seja, possui variância mínima dentre todos estimadores, dentre outras, Gujarati (2000), Wooldridge (2006) e Greene (2003).

Nos próximos itens serão analisadas primeiramente características da população utilizada, tais como: tamanho e variações no período, rendimento médio, índices de concentração de renda. Por fim serão abordadas as equações de rendimento. É importante destacar que a amostra utilizada nos itens 3.1, 3.2 e 3.3 diferem das utilizadas nas equações de rendimento por não incorporarem as restrições impostas para as regressões.

2.4 Índice de Gini

Para analisar a distribuição da renda utilizou-se o índice de Gini. Segundo Hoffmann (1998), uma de suas principais vantagens é a possibilidade de sua associação com a curva de Lorenz, que representa a desigualdade de uma distribuição, além de obedecer à condição de Pigou-Dalton. Essa condição estabelece que o valor de uma medida de desigualdade ou de pobreza deve aumentar quando for feita uma transferência regressiva de renda, ou seja, transferência de renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre, ocorrendo o inverso para transferências progressivas de renda. O índice varia de zero a um; quando uma única pessoa apropria-se de toda renda, o índice assume valor unitário, representando a concentração máxima da renda em uma dada população. Quando a renda é perfeitamente distribuída entre a população, o índice assume valor zero. O índice de Gini pode ser representado pela seguinte fórmula:

$$Gini = \frac{2 \sum_{i=1}^N ir_i}{N \sum_{i=1}^N r_i} - 1 - \frac{1}{N} \quad (7)$$

em que N é o número de indivíduos na distribuição, i é o número de ordem do indivíduo após a ordenação pelo valor do rendimento, e r_i é o valor do rendimento da *i-ésima* pessoa.

2.5. Deflator da renda

Para comparação de valores monetários de diferentes períodos utilizou-se como deflator o INPC restrito (mesmo deflator adotado pelo IBGE nas divulgações da síntese de indicadores da PNAD). Toda a série foi atualizada para valores reais de Setembro de 2006.

2.6. Considerações sobre a base de dados

A base de dados utilizada neste estudo são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) fornecida anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os microdados das PNAD's consistem em dados individuais das principais características socioeconômicas dos indivíduos e famílias, umas de caráter permanente, como as características gerais da população, de educação, trabalho, rendimento e habitação, e outras com periodicidade variável, como as características sobre migração, fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição e outros temas que são incluídos no sistema de acordo com as necessidades de informação para o País, IBGE (2006). O período de referência das PNAD's nos anos 2000 foi o mês de setembro de cada ano.

As PNAD's apresentam algumas limitações que devem ser consideradas. O questionário procura captar tanto os rendimentos em dinheiro como em espécie, mas não

⁶ “um estimador é dito consistente se ele se aproxima do verdadeiro parâmetro conforme o tamanho da amostra fica cada vez maior”, Gujarati (2000).

considera o valor da produção para auto-consumo, que representa componente importante da renda real de pequenos agricultores. Ademais, a pesquisa até 2003 não abrangia a área rural da região Norte, não permitindo a inclusão de uma área agrícola que, apesar de ser relativamente pequena em termos de atividade, não é desprezível. A coleta dos dados, por sua vez, tem como base um mês específico de referência (Setembro conforme citado anteriormente), não permitindo “que se capte a variedade das atividades agrícolas no país ao longo do ano” (Corrêa, 1998, p. 38). Estes fatores tendem a subestimar os resultados para os indivíduos ocupados no setor agrícola afetando os resultados das regressões. Outra restrição é a subdeclaração das rendas, principalmente as mais elevadas. Hoffmann e Simão (2005) estimam que no Estado de Minas Gerais para o ano 2000 (Censo) os rendimentos declarados apresentam subestimação de cerca de 31% do seu valor real. Todos estes fatores tendem a promover a subestimação dos resultados, contudo, não invalidam a análise de dados sobre rendimento a partir dos questionários da PNAD⁷.

3. Análise empírica

3.1 População

As pessoas ocupadas no Brasil podem ser divididas em dois grupos: com rendimento positivo, que inclui as que obtiveram alguma remuneração financeira; e com declaração de rendimento, que acrescenta ao primeiro grupo as pessoas que não receberam contrapartida financeira. Essas pessoas referem-se, em geral, aos membros das famílias na cauda inferior da distribuição.

Os dados da Tabela 1 demonstram que entre 2002 e 2006, ocorreram modificações na estrutura da população brasileira, principalmente para o grupo com rendimentos positivos. A população com declaração de rendimentos, entre 2002 e 2006, passou de 75.784 mil para 86.597 mil, apresentando incremento de 14,26%. Já as pessoas com rendimento positivo, no mesmo período, aumentaram em 15,32%, passando de 66.850 mil, em 2002, para 77.094 mil, em 2006. Durante o período analisado fica claro que as ocupações com rendimento positivo evoluíram mais rapidamente que seu oposto, ou seja, o número de indivíduos ocupados sem rendimento caiu de 11,14%, em 2002, da população para 10,68% no ano de 2006, dando indícios de maior absorção do mercado de trabalho. Este resultado é corroborado pelo banco de dados SIDRA do IBGE, segundo o instituto a taxa de ocupação das pessoas com rendimento positivo elevou-se em cerca de 1,5 p.p. entre 2002 e 2006, IBGE (2007).

Tabela 1. População utilizada na análise empírica, com rendimento de todos os trabalhos, Brasil 2002 a 2006.

DECLARAÇÃO DE RENDA		RENDIMENTO POSITIVO			
ANO	PESSOAS NA AMOSTRA	PESSOAS NA POPULAÇÃO	PESSOAS NA AMOSTRA	PESSOAS NA POPULAÇÃO	% Sem Rendimento
2002	168.094	75.784.835	149.368	66.850.329	11,14
2003	167.678	76.782.862	149.272	67.882.615	10,98
2004	177.958	81.767.751	158.401	72.525.393	10,99
2005	185.645	84.778.053	164.611	74.924.562	11,33
2006	187.709	86.597.732	167.663	77.094.365	10,68

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.

⁷ para maiores detalhes sobre as restrições das PNAD's, Hoffmann (1998), Del Grossi e Graziano (2002) e Rocha (2002).

A tabela 2 abaixo apresenta a população com rendimento positivo discriminada segundo as características que serão utilizadas nas equações de rendimento.

Analisando o grupo de regiões geográficas, destaca-se o crescimento da população ocupada com rendimento positivo na região norte com incremento no período de cerca de 51%. Tal crescimento pode ser explicado, pelo menos em parte, pelo aumento de empregos na região, por exemplo, segundo dados do DIEESE-PA (2007), o Pará gerou cerca de 21.737 novas colocações em 2006. Como era de se esperar, a região Sudeste detém o maior número de ocupados, cerca de 33 milhões em 2006.

No que concerne ao gênero, a população feminina cresceu cerca de 22% contra 15,6% da população masculina. Tal constatação não é necessariamente alarmante para a desigualdade de renda, uma vez que, como verificar-se-á no próximo item, tabela 3, a renda das mulheres também cresceu mais rapidamente que a masculina. Sobre a cor e raça os principais números concernem sobre os indígenas e negros. Os primeiros tiveram incremento de 76,09% no período, porém, em valores absolutos a alteração foi de pouco mais de 83.000 pessoas. O que impressiona são os declarantes negros, onde a variação relativa foi de mais de 45%, que correspondem a dois milhões de pessoas.

Analisando o setor censitário constata-se que o número de pessoas com residência rural cresceu quase 30% contra apenas 17,01% dos urbanos, corroborando as transformações no rural brasileiro. De acordo com Graziano e Del Grossi (2001), verifica-se nos últimos anos o crescimento das rendas rurais devido à menor importância da renda agrícola para os residentes no meio rural, alterando o perfil ocupacional destas pessoas e deste modo viabilizando a permanência no campo.

No que diz respeito ao nível educacional, pode-se ressaltar que o número de indivíduos que se declararam com ensino superior está muito próximo dos que se declararam com ensino médio. Isso ocorreu porque, enquanto os primeiros cresceram 40% no período analisado os últimos variaram um pouco mais de 8,0%. E, por fim, os com ensino fundamental reduziram em mais de 5% e em 2006, correspondendo apenas a 10% da população ocupada com rendimentos positivos em todos os trabalhos.

Tabela 2. População utilizada na análise empírica, com rendimento positivo de todos os trabalhos, discriminadas por região, gênero, cor ou raça, ramo de atividade, situação censitária e educação, Brasil 2002 a 2006.

	2002	2003	2004	2005	2006	VAR% (2001 - 2006)
REGIÕES GEOGRÁFICAS						
CENTRO OESTE	4.658.498	4.736.363	5.142.185	5.241.722	5.422.723	16,40%
NORDESTE	13.002.425	13.368.333	14.093.101	14.901.425	15.528.779	19,43%
NORTE	3.288.300	3.382.321	4.612.445	4.779.475	4.975.368	51,31%
SUDESTE	28.690.826	29.142.377	30.545.945	31.922.266	33.201.245	15,72%
SUL	10.324.442	10.599.079	11.299.639	11.401.664	11.772.088	14,02%
SEXO						
FEMININO	23.926.751	24.592.409	26.693.242	27.766.989	29.241.588	22,21%
MASCULINO	36.037.740	36.636.064	39.000.073	40.479.563	41.658.615	15,60%
COR OU RAÇA						
INDÍGENA	110.349	102.188	110.899	118.910	194.315	76,09%
BRANCA	34.534.786	34.684.018	36.592.432	36.823.097	38.021.948	10,10%
PRETA	3.538.904	3.743.160	4.003.227	4.603.387	5.161.411	45,85%
AMARELA	293.726	306.152	310.949	391.918	402.073	36,89%
PARDA	21.486.726	22.392.955	24.675.808	26.309.240	27.120.456	26,22%
RAMO DE ATIVIDADE						
AGRÍCOLA	5.913.733	6.102.703	6.874.493	6.902.596	6.877.300	16,29%
NÃO AGRÍCOLA	54.050.758	55.125.770	58.818.822	61.343.956	64.022.903	18,45%
SITUAÇÃO CENSITÁRIA						
RURAL	6.339.536	6.520.940	7.671.110	8.175.860	8.151.062	28,58%
URBANO	53.624.955	54.707.533	58.022.205	60.070.892	62.749.141	17,01%
EDUCAÇÃO						
NÍVEL SUPERIOR	22.298.341	23.979.903	26.503.981	28.836.471	31.223.905	40,03%
ENSINO MÉDIO	29.744.991	29.788.792	31.481.495	31.735.145	32.299.535	8,59%
ENSINO FUNDAMENTAL	7.921.159	7.459.778	7.707.839	7.674.936	7.376.763	-6,87%

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.

Este item tem como objetivo apresentar apenas um panorama dos rendimentos no Brasil de acordo com as categorias de estudo, sendo assim outras medidas de tendência central e de dispersão não serão apresentadas.

O rendimento médio no Brasil, como pode ser verificado na tabela 3, apresentou crescimento no período de análise, porém com quedas em 2003 e 2004, alcançando uma renda média em 2006 de R\$ 928,13. No geral, a maior variação positiva no rendimento se deu no grupo dos indígenas, 23,32%. Como a parcela de representatividade desta população é muito pequena, tal incremento não será analisado. No outro pólo, os indivíduos com ensino superior foram responsáveis pela maior queda nos rendimentos, cerca de 8,60%. Contudo, são ainda o grupo com maior nível de renda, mais de R\$ 1.300,00. Pode-se inferir que a queda do rendimento das pessoas com ensino superior pode ser explicada, pelo menos em parte, pelo aumento da oferta de mão de obra qualificada. Consultando a tabela 2 supramencionada, verifica-se um aumento de 40% neste grupo, sendo assim essa redução já seria esperada.

Analisando as regiões, nota-se que o nordeste brasileiro apresentou as maiores alterações positivas na renda. Porém mesmo assim continua a ser o local com o mais baixo nível de renda. Como pode ser visualizado na figura 1 a seguir.

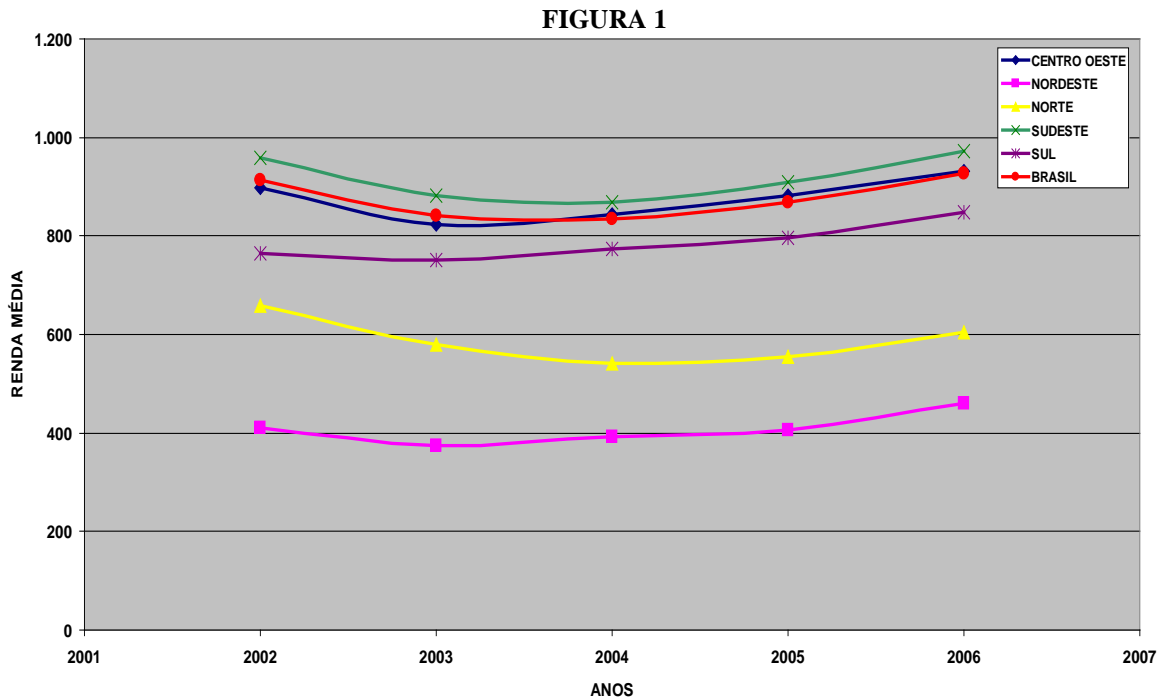
Enquanto na maior parte das regiões o rendimento médio gira em torno da média do país, o Norte e Nordeste encontram-se com rendimentos consideravelmente menores que os demais. Na região Nordeste, a renda média é mais que duas vezes menor do que a encontrada no Sudeste.

Tabela 3. Renda média das pessoas ocupadas, de acordo com rendimento positivo de todos os trabalhos, discriminadas por região, gênero, cor ou raça, ramo de atividade, situação censitária e educação, Brasil 2002 a 2006, em Reais de 2006.

	2002	2003	2004	2005	2006	VAR% (2001 - 2006)
REGIÕES GEOGRÁFICAS						
CENTRO OESTE	897,44	823,16	844,39	882,67	932,13	3,86%
NORDESTE	410,20	375,30	393,45	405,51	461,06	12,40%
NORTE	658,47	579,68	541,85	555,66	605,20	-8,09%
SUDESTE	958,31	883,04	868,68	909,49	972,26	1,46%
SUL	765,43	751,05	772,93	795,57	847,29	10,69%
SEXO						
FEMININO	565,47	522,01	523,78	550,97	604,26	6,86%
MASCULINO	887,18	824,92	823,71	853,33	918,47	3,53%
COR OU RAÇA						
INDÍGENA	462,16	464,59	501,52	575,46	569,95	23,32%
BRANCA	979,51	918,33	906,69	949,56	1.028,74	5,03%
PRETA	529,74	492,71	502,28	545,93	571,62	7,91%
AMARELA	1.849,12	1.842,56	1.794,85	1.893,04	1.826,61	-1,22%
PARDA	468,90	430,97	453,33	471,91	513,28	9,46%
RAMO DE ATIVIDADE						
AGRÍCOLA	252,87	252,39	263,19	261,92	278,58	10,17%
NÃO AGRÍCOLA	888,46	818,40	817,14	848,63	910,34	2,46%
SITUAÇÃO CENSITÁRIA						
RURAL	246,45	258,03	272,34	273,16	293,72	19,18%
URBANO	873,93	801,61	805,52	840,74	902,56	3,28%
EDUCAÇÃO						
NÍVEL SUPERIOR	1.485,63	1.316,58	1.281,66	1.297,54	1.358,05	-8,59%
ENSINO MÉDIO	511,72	471,31	470,45	482,05	512,09	0,07%
ENSINO FUNDAMENTAL	286,93	273,80	275,98	282,13	300,87	4,86%
BRASIL	914,08	841,96	835,26	868,00	928,13	1,54%

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.



RENDA MÉDIA NO BRASIL, SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS

Fonte: Elaboração do autor, a partir dos microdados das PNAD's.

3.2 Desigualdade de renda do trabalho (Índice de Gini)

Os dados para desigualdade mostram que para o Brasil como um todo e em todas as categorias analisadas, observam-se reduções na desigualdade nos anos 2000. Tal fato já foi comprovado por diversos outros autores, como em Barros e Mendonça (2007), que afirmam que, “entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, independentemente da medida de desigualdade utilizada, e atingiu, em 2005, o nível mais baixo dos últimos 30 anos. O coeficiente de Gini, uma das medidas de desigualdade mais utilizadas, declinou 4,6%, passando de 0,594, em 2001, para 0,566 em 2005”. No presente texto, resultados semelhantes foram encontrados para a desigualdade, contudo enquanto Barros e Mendonça analisam as famílias, neste o foco de análise é o mercado de trabalho. Uma vez que utilizou-se o rendimento dos indivíduos em todos trabalhos, então as distribuições de renda no seio familiar não são consideradas. Sendo assim, para a desigualdade de renda no mercado de trabalho verificou-se redução em cerca de 4,25% no índice de Gini entre 2002 e 2006.

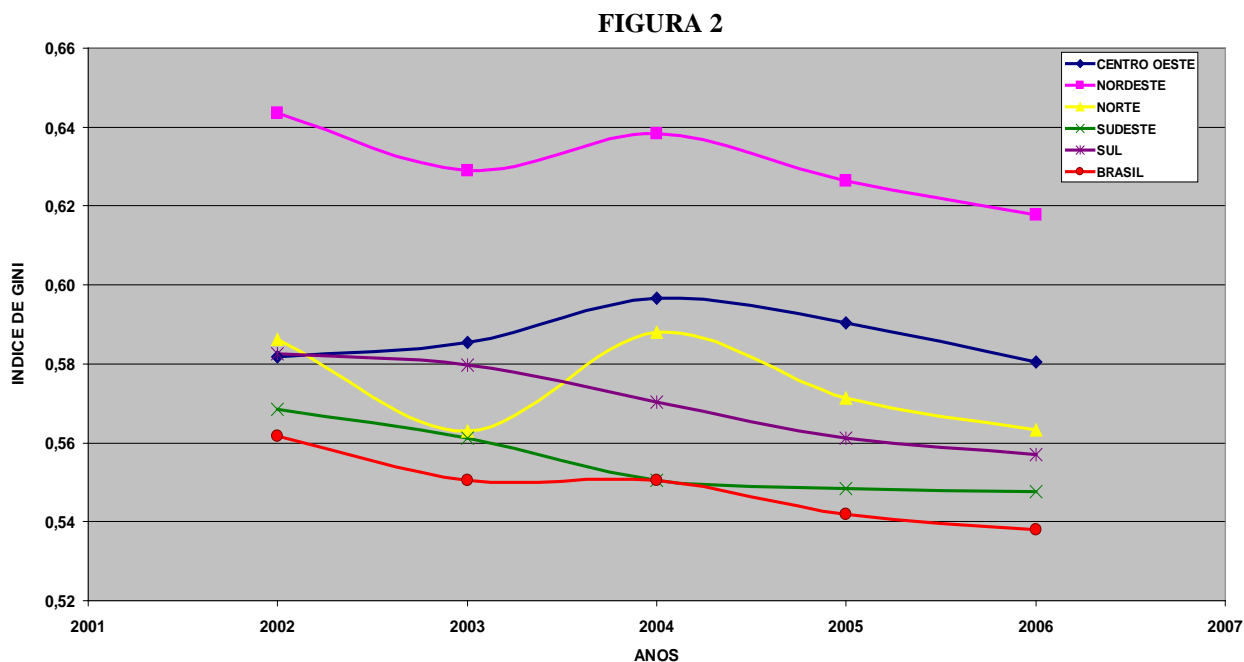
As principais características estão no grupo ramo de atividade onde destaca-se a desigualdade de renda proveniente de atividades situadas no setor agrícola, onde o índice de Gini gira em torno de 0,75. Outro ponto é que a redução tanto nas atividades agrícolas como as não agrícolas foram pequenas.

Tabela 3. Índice de Gini das pessoas ocupadas, de acordo com rendimento positivo de todos os trabalhos, discriminadas por região, gênero, cor ou raça, ramo de atividade, situação censitária e educação, Brasil 2002 a 2006.

	2002	2003	2004	2005	2006	VAR% (2001 - 2006)
REGIÕES GEOGRÁFICAS						
CENTRO OESTE	0,58	0,59	0,60	0,59	0,58	-0,23%
NORDESTE	0,64	0,63	0,64	0,63	0,62	-4,04%
NORTE	0,59	0,56	0,59	0,57	0,56	-3,91%
SUDESTE	0,57	0,56	0,55	0,55	0,55	-3,69%
SUL	0,58	0,58	0,57	0,56	0,56	-4,39%

Fonte: Elaboração do autor a partir dos microdados das Pnads 2002-2006.

2002 e 2006, para as regiões do Brasil. O Nordeste, apesar de apresentar a maior variação no período, é claramente a região com o maior nível de desigualdade no país. Este fato é agravado se considerar que, na tabela 2, os maiores incrementos de renda também foram provenientes desta região. Estes fatores mostram que a elevação da renda ocorreu principalmente na cauda superior da distribuição para o Nordeste.



Índice de Gini no Brasil, segundo regiões geográficas

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos microdados das PNAD's.

3.3 Equações de Rendimento

Nos itens anteriores foram descritas as principais características dos trabalhadores brasileiros, onde constatou-se que os rendimentos destes vem crescendo nos anos 2000, concomitantemente à redução na desigualdade da renda. Este item terá como objetivo principal discutir os determinantes da renda do trabalho no Brasil neste período.

Conforme discutido na metodologia, o modelo utilizado será o de Mincer (1974) de escolaridade, experiência e retorno, ajustado para incorporar as variáveis discriminatórias. O método a ser utilizado será o de Mínimos Quadrados Ponderados (MQP), conforme Hoffmann (1999) e Ney e Hoffmann (2003). O destaque nas análises dos determinantes da renda baseia-se no efeito limiar da educação (também discutido na metodologia) que tem como base, principalmente, os estudos de Ney e Hoffmann (2003) e Hoffmann e Simão (2005).

A tabela 4 abaixo apresenta os resultados para as equações de rendimento no período de 2002 a 2006. Cabe iniciar a análise destacando que todos os coeficientes foram estatisticamente significativos a 1%. O motivo para tal resultado pode ser explicado, pelo menos em partes, porque utilizou-se amostra muito grande que permite detectar diferenças muito pequenas como estatisticamente significativas, (Hoffmann e Simão, 2005). A estatística F também mostrou significância a 1%, ou seja, os coeficientes de forma conjunta são estatisticamente diferentes de zero. Pode-se destacar também o grau de ajustamento do modelo que girou em torno de 97%, ou seja, os regressores explicam cerca de 97% da variação no logaritmo do rendimento de todos os trabalhos, outro ponto a favor do modelo diz respeito aos sinais das variáveis que seguem o esperado na literatura das equações de rendimento.

Iniciando a análise a partir das dummies para as regiões do Brasil, e tendo como variável de controle a região Nordeste, verifica-se que um indivíduo residente da região Sudeste tende a receber cerca de 19% a mais do que um residente na região Nordeste, esta relação aumenta para 22,7% em 2006. Outro ponto de destaque é a região Centro-Oeste na segunda posição em termos de diferenciais de renda no período, alcançando o valor de 20,64% em 2006 em relação ao Nordeste. É importante ter em mente que essa diferença é obtida depois de levar em consideração os efeitos de todas as outras variáveis explanatórias incluídas na regressão.

Os dados de gênero mostram que o salário dos homens com rendimento positivo são mais de 20% o recebido pelas mulheres. O diferencial tem incremento considerável no período aparentando certa tendência de perpetuar-se para esta categoria. Este resultado demonstra que a discriminação no mercado de trabalho por gênero é extremamente elevada. Os dados do rendimento médio já comprovavam tal disparidade, onde a renda dos homens em 2006, é mais que 1,5 vezes a feminina. Outrossim considerando os diferenciais de renda entre o chefe da família e o restante, o último grupo tende a apresentar rendimentos entre 13 e 16% menores que a pessoa de referência, demonstrando que a declaração do indivíduo como chefe ou pessoa de referência da família se reflete no poder aquisitivo do indivíduo e na idéia de que o principal provedor da família é necessariamente considerado a referência.

Os coeficientes estimados das variáveis binárias que distinguem cor e raça são todos negativos nas equações de rendimento no período analisado, com exceção dos amarelos, uma vez que a variável de controle são os indivíduos que se declararam brancos. Os indivíduos negros, ou seja, que se declararam de cor preta tendem a ganhar em torno de 12% a menos do que um branco. Perdendo apenas para os indígenas que recebem cerca de 17% a menos em 2002 e por volta de 13,5% a menos em 2006 em relação à variável de controle.

O rendimento dos ocupados em atividades não agrícolas, como era de se esperar, é mais elevada do que a variável controle agrícola. O primeiro grupo detém rendimentos entre 5 e 9,5% maiores que os últimos. O mesmo ocorre para situação censitária porém em menor magnitude, onde os indivíduos com domicílios situados na área urbana recebem em torno de 6,7% a mais que os da zona rural para o rendimento de todos os trabalhos no ano de 2006.

Outro resultado esperado foi o diferencial na posição da ocupação tendo os empregadores com o principal impacto na renda, seguido dos conta própria. A categoria dos empregados é a que tende a receber o menor retorno em relação a variável controle (empregadores) sendo 48% menor em 2006. A idade média em que a renda atinge seu ponto máximo foi estimada entre os 47 e 51 anos de idade, após este patamar os retornos dos salários passam a ser decrescentes. Hoffmann e Simão (2005) encontram resultados muito próximos para o caso de Minas Gerais no ano 2000, onde a idade estimada é de 49,7 anos.

Considerando os dados da variável anos de estudo e o limiar da educação, verifica-se que até 10 anos de escolaridade, um ano adicional representa acréscimo, em média, de 3%, no rendimento do período como um todo. Todavia, levando em consideração os efeitos do limiar, a partir de 10 anos de estudo, o acréscimo passa a ser cerca de 14%. Cabe ressaltar que os retornos esperados da variável anos de estudo e do limiar apresentam redução contínua entre 2002 e 2006, com exceção de 2005 que tem pequeno aumento. O efeito dos anos de estudo reduz em 0,40 pontos percentuais no período de análise e o limiar reduz-se em exatamente 0,12 pontos percentuais corroborando as inferências feitas no item 3.2, de que o aumento na oferta de mão-de-obra qualificada esteja reduzindo os impactos da educação sobre os salários. Neste âmbito, percebe-se que a educação, embora extremamente importante para explicar o nível de renda, tem reduzido sua importância. Contudo o próximo item tem como ponto principal determinar especificamente qual ou quais variáveis determinam a renda dos salários no Brasil entre 2002 e 2006.

Tabela 4. Equações de Rendimento para o Brasil, com a variável rendimento positivo de todos os trabalhos como dependente.

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	2002	EFEITO % NA RENDA	2003	EFEITO % NA RENDA	2004	EFEITO % NA RENDA	2005	EFEITO % NA RENDA	2006	EFEITO % NA RENDA
REGIÕES GEOGRÁFICAS										
CENTRO OESTE	0.16	17.21%	0.13	14.13%	0.13	14.23%	0.17	18.55%	0.19	20.64%
NORTE	0.11	11.84%	0.07	7.37%	0.12	12.19%	0.08	8.82%	0.12	12.98%
SUDESTE	0.18	19.15%	0.13	14.21%	0.14	14.68%	0.15	16.64%	0.21	22.75%
SUL	0.09	9.75%	0.07	7.20%	0.09	9.04%	0.11	11.83%	0.18	19.33%
SEXO										0.00%
MASCULINO	0.21	23.83%	0.21	23.42%	0.21	23.59%	0.22	24.44%	0.27	30.38%
PESSOA DE REFERÊNCIA										
RESTO DA FAMÍLIA	-0.16	-14.80%	-0.16	-14.79%	-0.17	-15.34%	-0.17	-16.66%	-0.14	-13.28%
COR OU RAÇA						0.00%				0.00%
AMARELA	0.07	6.89%	0.14	14.92%	0.18	19.54%	0.12	12.40%	0.07	7.03%
INDÍGENA	-0.19	-17.39%	-0.11	-10.66%	-0.10	-9.59%	-0.06	-5.91%	-0.14	-13.49%
PRETA	-0.13	-12.24%	-0.13	-12.03%	-0.10	-9.42%	-0.11	-10.66%	-0.13	-12.53%
PARDA	-0.11	-10.27%	-0.12	-11.24%	-0.11	-10.20%	-0.10	-9.69%	-0.12	-11.42%
RAMO DE ATIVIDADE										
NÃO AGRÍCOLA	0.09	9.54%	0.06	5.77%	0.06	5.98%	0.08	8.49%	0.08	8.86%
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO										
CONTA PRÓPRIA	-0.51	-39.84%	-0.47	-37.37%	-0.49	-38.57%	-0.51	-39.85%	-0.56	-43.12%
EMPREGADO	-0.59	-44.84%	-0.58	-43.82%	-0.60	-44.90%	-0.58	-44.24%	-0.66	-48.36%
HORAS TRABALHADAS	0.20	20.31%	0.19	19.28%	0.19	18.89%	0.20	20.48%	0.19	18.63%
SITUAÇÃO CENSITÁRIA										
URBANO	0.08	8.60%	0.06	5.87%	0.05	5.02%	0.07	7.43%	0.06	6.69%
EDUCAÇÃO E EXPERIÊNCIA										
ANOS DE ESTUDO	0.04	3.70%	0.03	3.37%	0.03	3.22%	0.03	3.25%	0.03	3.28%
EFEITO LIMÍAR DA EDU	0.10	14.64%	0.10	13.68%	0.10	13.62%	0.10	13.77%	0.10	14.52%
IDADE	0.12	50 anos*	0.13	51 anos*	0.12	47 anos*	0.12	51 anos*	0.44	54 anos*
IDADE^2	-0.001		-0.001		-0.001		-0.001		-0.041	
INTERCEPTO	5.74		5.81		5.84		5.73		5.13	
F-Global	4098.5 9		3545.76		3903.93		4300.23		6740.63	
R^2	0.970		0.970		0.971		0.971		0.971	

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das PNAD's 2002-2006.

3.4 Determinantes da renda de todos os trabalhos no Brasil de 2002 a 2006

Neste item pretende-se demonstrar a contribuição marginal das variáveis incorporadas no modelo, exposto anteriormente, de maneira a determinar qual fator detém o maior impacto sobre o rendimento. Para o cálculo utilizou-se a soma dos quadrados dos resíduos, considerando modelos com e sem a variável em análise, por conseguinte, esta comparação mostrará o aumento ocorrido na parte explicada das variações do logaritmo do rendimento de todos trabalhos das pessoas ocupadas. A tabela 5 abaixo, mostra os valores encontrados.

Através dos resultados foi possível comprovar os estudos de diversos pesquisadores como, Morley (2001), Barros *et.al* (2007), Hoffmann e Simão (2005) e Ney e Hoffmann (2004) que consideram a educação como principal geradora de renda e possível caminho de redução de desigualdades. Nota-se que a contribuição marginal dos diversos fatores é muito semelhante no período. Cabe destacar, no entanto, que, de modo geral, a maior parte dos fatores analisados aumentam o poder explicativo sobre a renda. Com exceção da variável educação, horas trabalhadas na semana, e condição na família (pessoa de referência). O poder explicativo da educação sobre o logaritmo da renda encontra-se por volta de 50%, resultado muito próximo ao que Barros *et.al* (2007) estimam sobre a contribuição da mesma variável que foi estimado entre 35% a 50%. Os resultados também se aproximam do que foi revelado para Minas Gerais no ano 2000 por Hoffmann e Simão (2005), onde os resultados dos autores ficam próximos aos 36%. A posição na ocupação foi o segundo maior fator explicativo do rendimento (log) com cerca de 7,46% de média de influência sobre a renda, acompanhada pela proxy de experiência representada pela idade e idade² (em dezenas de anos). Estes resultados demonstram claramente que os principais fatores que determinam a renda do trabalhador estão intimamente ligados à produtividade e posição do mesmo no mercado. Em seqüência a discriminação por gênero merece destaque, isso porque, os seus resultados encontram-se muito próximos à proxy de experiência e distante de outra característica discriminante que é a cor ou raça. Hoffmann e Simão afirmam em seu trabalho, para o ano 2000, que: “é notório que a distinção entre os dois sexos têm efeito marginal muito maior do que a cor”. Os demais grupos de variáveis têm representatividade muito pequena sobre os rendimentos, os resultados podem ser visualizados na Figura 3 abaixo.

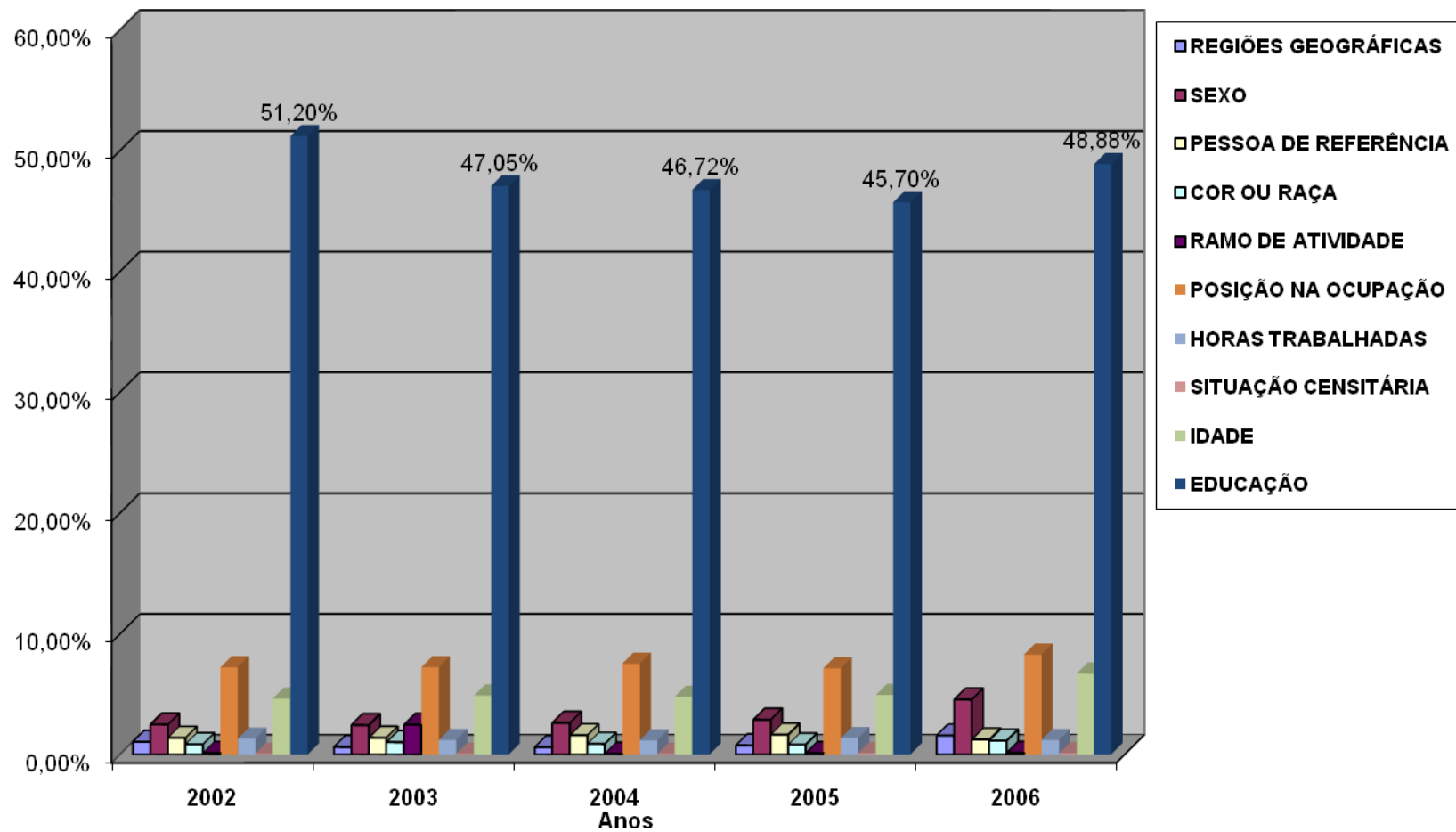
Tabela 5. Contribuição marginal de cada variável ou grupo de variáveis para o modelo.

	2002	2003	2004	2005	2006	VAR P.P. (2002 - 2006)
REGIÕES GEOGRÁFICAS	1.05%	0.61%	0.60%	0.75%	1.56%	0.51%
SEXO	2.48%	2.43%	2.61%	2.87%	4.54%	2.06%
PESSOA DE REFERÊNCIA	1.37%	1.38%	1.58%	1.64%	1.23%	-0.14%
COR OU RAÇA	0.84%	1.01%	0.87%	0.81%	1.13%	0.30%
RAMO DE ATIVIDADE	0.12%	2.45%	0.05%	0.11%	0.13%	0.01%
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO	7.213%	7.214%	7.51%	7.12%	8.26%	1.05%
HORAS TRABALHADAS	1.30%	1.19%	1.16%	1.34%	1.19%	-0.11%
SITUAÇÃO CENSITÁRIA	0.05%	0.05%	0.04%	0.10%	0.09%	0.04%
IDADE	4.62%	4.87%	4.77%	4.92%	6.69%	2.07%
EDUCAÇÃO	51.20%	47.05%	46.72%	45.70%	48.88%	-2.32%
TOTAL	70.23%	68.25%	65.93%	65.35%	73.71%	3.47%

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das PNAD's 2002-2006.

O total representado na tabela 5 acima deve ser considerado meramente ilustrativo, dado que este tipo de agregação não poderia ser realizada já que os percentuais de cada categoria provém de equações distintas.

FIGURA 3
PODER EXPLICATIVO DAS VARIÁVEIS SOBRE O LOGARITMO DO RENDIMENTO



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados das PNAD's 2002-2006.

4 Considerações Finais

Conforme as análises supramencionadas, verifica-se que o Brasil é realmente um país com desigualdade de rendimentos com pequena tendência declinante, uma vez que o índice de Gini sofre ligeira queda entre 2002 a 2006, baseado nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE. Em todas as categorias estudadas, nota-se queda no índice de Gini, porém a magnitude desta redução para o grupo rural e agrícola foi muito pequena, sendo estes os responsáveis pelos maiores valores desta medida de desigualdade nas análises por grupo.

Durante o período analisado constatou-se que as ocupações com rendimento positivo evoluíram mais rapidamente que seu oposto, ou seja, o número de indivíduos ocupados sem rendimento caiu, dando indícios de maior absorção do mercado de trabalho. Outrossim, o rendimento médio no Brasil apresentou crescimento real no período de análise, alcançando uma renda média em 2006 de R\$ 928,13. Os indivíduos com ensino superior foram responsáveis pelo maior nível de renda, mais de R\$1.300,00. Não obstante, o rendimento médio desse grupo experimentou quedas no período analisado, onde pode-se inferir que esta redução possa ser explicada, pelo menos em parte, pelo aumento da força de trabalho com ensino superior, ou seja, pela expansão da oferta de mão de obra qualificada. No que tange aos diferenciais regionais, enquanto na maior parte das regiões o rendimento médio gira em torno da média do Brasil, o Norte e Nordeste encontram-se com rendimentos consideravelmente menores que os demais. Na região Nordeste a renda média é mais que duas vezes menor do que a encontrada no Sudeste.

Neste sentido, a partir das equações de rendimento verificou-se os determinantes dos diferenciais de renda, comprovando a hipótese de que, além do capital humano, o meio econômico onde o indivíduo está inserido (urbano ou rural) e sua posição na ocupação, a região onde habita e trabalha, sua raça ou cor e gênero também impactam nos salários. Os resultados encontrados revelaram, primeiramente, que uma proporção significativa da dispersão salarial total dos indivíduos está relacionada às diferenças pessoais produtivas (educação e idade) e sua posição no mercado de trabalho, que apresentaram, como esperado, significância estatística e o sinal de acordo com a literatura empírica. Outrossim, um resultado importante da análise das equações de rendimento foi a comprovação de que existe um efeito limiar, a partir do qual fica evidente o aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir de 10 anos de estudo.

Diante de toda análise feita, fica claro que os quesitos relacionados a produtividade merecem profundo destaque para se conceber políticas de redução de desigualdade tanto de renda como a educacional, não deve-se descartar porém as variáveis relacionadas à segmentação do mercado de trabalho e discriminatórios, uma vez que, apesar da baixa contribuição em termos de impactos sobre a renda, todas foram estatisticamente diferentes de zero.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, Ricardo P. MENDONÇA, Rosane S. P. A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960. In: Teixeira, E. C. Desenvolvimento agrícola na década de 90 e na século XXI. Viçosa: 1993.

BARROS, R. P., MENDONÇA, R. *Os Determinantes da Desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1995(a).

BARROS, R. P., MENDONÇA, R. *Bem-estar, pobreza e desigualdade de renda: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais*. Rio de Janeiro: IPEA, 1995(b).

BARROS, R. P. de, CARVALHO M. de, FRANCO, S., MENDONÇA, R. A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (org). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

Chiswick, Barry R. (1967) *Human Capital and the Distribution of Personal Income*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Columbia University.

Chiswick, Barry R. Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings. University of Illinois at Chicago and IZA Bonn, 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=435260>>

CRESPO, A. REIS, M. C. Sheepskin Effects and the Relationship Between Earnings and Education: Analyzing the Evolution over Time in Brazil. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

DEL GROSSI, M. E.; GRAZIANO, J. S. O uso das PNAD's para áreas rurais. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 874. Abril de 2002.

DIEESE-PA. 2007 Disponível em: <http://www.administradores.com.br/noticias/_para_lidera_crescimento_de_empregos_na_regiao_norte/12929/>.

DHARESHWAR, Ashok. O registro de um desenvolvimento confuso. In.: THOMAS, Vinod et al. A qualidade do crescimento. Tradução Élcio Fernandes. São Paulo: UNESP, 2001. Cap. 1 p.1-28.

Fundação João Pinheiro. Determinantes da Distribuição de Renda na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH): uma análise a partir da pesquisa de emprego e desemprego (ped) para 2001. Belo Horizonte, 2003. Disponível em: <www.fjp.gov.br>

GANDRA, Rodrigo M. "O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico nos anos 90" Dissertação de Mestrado. Niterói (RJ): UFF, 2002.

GRAZIANO DA SILVA, J; DEL GROSSI, E. O novo rural brasileiro: uma atualização para 1992-98. IE/Unicamp. 2001 (texto para discussão).

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. New York: Pearson, 2003. 1026p.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. Terceira Edição. São Paulo: Macro Books, 2000.

HOFFMANN, R. Evolução da distribuição de renda no Brasil, entre pessoas e entre famílias, 1979 e 1986. In: SEDLACEK, G. L., BARROS, R. P. DE (eds). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989.

_____. Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n.2, p. 97-113, abr./jun. 1992.

HOFFMANN, R., SCAMPINI, P. J. Desigualdade e pobreza na Agricultura do Estado de Minas Gerais. *Nova Economia*. Belo Horizonte, v.6, n.2, p.67-84, nov. 1996.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp, 1998.

_____. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (eds) *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

HOFFMANN, R.; LEONE E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*. Belo Horizonte. 14 (2) 35-58. maio-agosto de 2004.

HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. *Nova Economia*, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 2005.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 2007. disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?z=p&o=16&i=P>>.

IPEA-CAIXA. As desigualdades nos retornos do ensino superior no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

MINCER, Jacob (1974) *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.

MINCER, J. (1993). *Studies in human capital*. Aldershot; Vermont: Edward Elgar, The Collected essays of Jacob Mincer: v. 1 (Economists of the twentieth century).

MORLEY, S. The income distribution problem in Latin America and the Caribbean. ECLAC, 2001. Disponível em: <<http://www.eclac.cl/cgibin>>.

MORETTO, C. F. Função Minceriana de Determinação dos Rendimentos Individuais: uma aplicação do método de variáveis instrumentais. *Teoria e Evidência Econômica*, v. 8, n. 15, p. 47-65, 2000.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. *Economia*, v. 4, n. 1, p. 113-152. NPEC, Niterói, jan./jun. 2003.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2003. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2003. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2004. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2005. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, v. 27, 2007.

PNUD. Relatório do Desenvolvimento Humano 1999. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/rdh/rdh99/index.php>>.

RIBEIRO, C. A. C. Um Panorama das Desigualdades na América Latina. Rio de Janeiro, IUPERJ/UCAM, 2006. Disponível em: <<http://observatorio.iuperj.br/>>.

RAMOS, Lauro e VIEIRA, Maria Lucia. *Desigualdade de Rendimentos no Brasil nas Décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes*. Rio de Janeiro, Ipea, 2001 (texto para discussão n.803).

ROCHA, S. A investigação do rendimento na PNAD – comentários e sugestões à pesquisa nos anos 2000. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 899. Agosto de 2002.

SCHULTZ, Theodore W. **O capital humano**: investimentos em educação e pesquisa. Tradução Marco Aurélio de Moura Matos. Rio de Janeiro: Zahar editores, 1973.

TEIXEIRA, Wladimir Machado. Equações de rendimentos e a utilização de instrumentos para o problema de endogeneidade da educação. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA). Disponível em <<http://www.teses.usp.br/teses>>, 2006.

WOOLDRIDGE, J. Introdução à Econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684p.