



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN

FRANCISCA ZILANIA MARIANO

**DECOMPOSIÇÃO DOS EFEITOS SOBRE OS RENDIMENTOS INDIVIDUAIS E
CENÁRIOS DE POBREZA NO BRASIL**

FORTALEZA
2011

FRANCISCA ZILANIA MARIANO

**DECOMPOSIÇÃO DOS EFEITOS SOBRE OS RENDIMENTOS INDIVIDUAIS E
CENÁRIOS DE POBREZA NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação
em Economia da Universidade Federal do Ceará como
requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em
Economia.

Orientador: Prof. Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Biblioteca de Pós-Graduação em Economia - CEAE
Universidade Federal do Ceará
Dados Internacionais de Catalogação em Público

Mariano, Francisca Zilania
Decomposição dos efeitos sobre os rendimentos individuais e cenários de pobreza no Brasil.
Francisca Zilania Mariano - 2011-10-08
391 p. il. color. enc. : 30 cm.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em
Economia, C.A.E.A., Fortaleza, 2011.
Orientador: Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes.

1. Pobreza - Capital Humano - Regionalização - Título

FRANCISCA ZILANIA MARIANO

**DECOMPOSIÇÃO DOS EFEITOS SOBRE OS RENDIMENTOS INDIVIDUAIS E
CENÁRIOS DE POBREZA NO BRASIL**

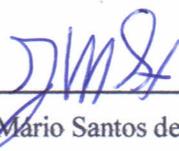
Aprovada em: 22/07/2011

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes (Orientador)

UFC/CAEN



Prof. Dr. João Mario Santos de França (Membro)

UFC/CAEN



Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto (Membro)

UFC/CAEN/IPECE

Aos meus pais, Manoel Tobias Mariano e Maria Zilmar Mariano, pelos ensinamentos de amor e dedicação aos estudos transmitidos ao longo de minha vida.

Ao meu esposo Márcio José de Souza, pelo carinho e estímulos a mim dedicados.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por toda a minha vida, em especial por mais uma oportunidade de crescimento profissional e pela constante iluminação, dando-me força extrema nesta etapa tão especial da vida.

Aos meus pais **Manoel Tobias Mariano e Maria Zilmar Mariano**, pelo dom maior da vida, pelo amor e compreensão durante toda a vida.

Ao meu esposo **Marcio José de Souza**, pelo amor, carinho, dedicação e estímulos em todos os aspectos.

Ao Prof. Dr. **Ronaldo de Albuquerque e Arraes**, meu orientador, que sempre me orientou com muita competência, dedicação, paciência e amizade. Muito obrigada pela brilhante orientação desta dissertação.

À banca examinadora, composta pelos professores, Prof. Dr. **João Mário Santos de França** e Prof. Dr. **Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto**, pela grande contribuição para o enriquecimento deste trabalho.

Ao meu irmão **Manoel Tobias Mariano Filho**. Aos meus tios, em especial **Tio Adailto**, pelo grande incentivo e dedicação a mim dedicada desde minha infância e a todos os familiares por sempre me apoiarem em todos os momentos.

As minhas grandes amigas, **Carolina Brasil e Celina Santos**, e a todos os colegas do mestrado, pela força e motivação recebidas durante a realização do curso.

RESUMO

Distribuição de renda em nível individual é investigada através de duas abordagens metodológicas. Na primeira, modelam-se equações mincerianas com correção de seletividade amostral visando reduzir o viés de estimação, o qual é negligenciado na maioria dos trabalhos da literatura brasileira, do qual se decompõem os efeitos da contribuição dos fatores sobre os diferenciais de produtividades individuais. Microdados da PNAD/IBGE permitiram observar, tanto em 1999 quanto em 2009, que existe uma variabilidade na taxa de retorno da educação entre as regiões brasileiras, sendo a região Nordeste a que apresentou a menor taxa, correspondente a 12.84% e a 12.59%, respectivamente. Avaliando a evolução de 1999 a 2009, pode-se concluir que a maioria dos fatores reduziu suas contribuições sobre os rendimentos, inclusive a taxa de retorno do capital humano, aqui representada pela educação formal dos indivíduos, resultado este decorrente do avanço educacional que tem ocorrido no país desde o final do século passado. Na segunda abordagem, um modelo com especificações econométricas do tipo discreta foi construído para mensurar e comparar, através de cenários probabilísticos, os efeitos dos fatores que dimensionam as condições de um indivíduo padrão de baixa renda estar inserido na categoria pobre. Constata-se, independentemente da regionalização, uma redução na probabilidade de um indivíduo ser pobre ao longo do período, resultado este decorrente da redução da concentração de renda observada no país. Não obstante, tem-se mantido a disparidade do efeito educacional sobre os fatores gênero e as divergências regionais. Comprova-se também que incrementos na dotação de capital humano contribuem fortemente para que os indivíduos não se tornem vulneráveis à armadilha da pobreza.

Palavras chave: Decomposição do Rendimento Individual; Cenários de Pobreza; Capital Humano; Regionalização.

ABSTRACT

Income distribution at individual level is investigated using two methodological approaches. In the first, mincerians' equations are modeled with sample selectivity correction to reduce the estimation bias, which is neglected in most works of Brazilian literature, to decompose the effects of factors on the contribution of differences in individual productivity. Microdata from PNAD/IBGE allowed to evaluate the evolution from 1999 to 2009, and to conclude that most of the factors reduced their contributions on income, especially the rate of return of human capital, represented here by individuals' formal education of individuals, as a result of educational advancement that has occurred in the country in the last two decades. In the second approach, an econometric specification of discrete type was built to measure and compare, through probabilistic scenarios, the effects of the factors that characterize the conditions in order for a low-income standard individual being inserted into the poor category. By computing the estimated effects on the averages of individuals' attributes, regardless of regionalization, it is found a declining likelihood of a low income individual being poor over the period, as a result of the reduction in the income concentration observed in the country. There is, however, a sustained disparity in the educational effect on gender and regional differences. As a policy guide, it is established that enhancing human capital endowment is the correct strategy for low income people avoiding the poverty trap.

Key Words: Decomposition of Individual Earnings; Poverty Scenarios; Human Capital; Regionalization.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	Coeficiente de Gini	5
Gráfico 1	Evolução do Coeficiente de Gini, 1981 – 2009	6
Gráfico 2	Comparação entre os Cenários de Previsão, 1999 e 2009	26
Gráfico 3	Cenários da Educação e Gênero - NE – 1999	29
Gráfico 4	Cenários da Educação e Gênero - Sul – 1999	29
Gráfico 5	Cenários da Educação e Gênero - NE – 2009	29
Gráfico 6	Cenários da Educação e Gênero - Sul – 2009	29
Quadro 1	Variáveis utilizadas no modelo 1.....	13
Quadro 2	Variáveis utilizadas no modelo 2.....	21

LISTA DE TABELAS

1	Estimativas da Equação de Rendimentos, 1999.....	16
2	Estimativas da Equação de Rendimentos, 2009.....	17
3	Decomposição da Desigualdade de Renda, 1999 e 2009.....	18
4	Estimativas da Equação do Modelo Binário, 1999 e 2009	22
5	Cenários de Previsão, 1999	23
6	Cenários da Educação e da Regionalização, Homem,1999.....	24
7	Cenários da Educação e da Regionalização, Mulher,1999	24
8	Cenários Alternativos, 1999	25
9	Cenários de Previsão, 2009	26
10	Cenários da Educação e da Regionalização, Homem, 2009	27
11	Cenários da Educação e da Regionalização, Mulher,2009	28
12	Cenários Alternativos, 2009	30

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
2 POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA	4
2.1 Determinantes da Desigualdade.....	5
3 METODOLOGIA.....	9
3.1 Base de dados.....	9
3.2 Correção de Seletividade Amostral	9
4. MODELO 1: DESIGUALDADE DE RENDA	12
5 RESULTADOS.....	15
5.1 Resultados da decomposição da desigualdade	15
6. MODELO 2: DESIGUALDADE DE RENDA ENTRE POBRES E NÃO-POBRES	19
7. RESULTADOS DO MODELO BINÁRIO	22
8. CONCLUSÕES	31
9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	33
ANEXO.....	37

DECOMPOSIÇÃO DOS EFEITOS SOBRE OS RENDIMENTOS INDIVIDUAIS E CENÁRIOS DE POBREZA NO BRASIL

1. INTRODUÇÃO

Estudos teóricos e empíricos têm tratado que a redução da pobreza, que implica em desenvolvimento econômico, está direta ou indiretamente relacionada às reduções na desigualdade de renda e/ou aceleração do crescimento econômico. Nesse sentido, Bourguignon (2003, p.2) afirma que o debate que emerge das discussões sobre desenvolvimento tem sido sobre se o foco principal das estratégias para desenvolvimento deveria ser direcionado para o crescimento, pobreza e/ou desigualdade. Ele argumenta que essa abordagem de formular os objetivos do desenvolvimento incorre em um falso dilema, vez que poderia ser focado simplesmente na erradicação da pobreza absoluta através de específicas políticas de crescimento e distribuição de renda. Portanto, as políticas públicas que visam a diminuição da pobreza deveriam estar direcionadas em focar os fatores que afetam efetivamente o melhoramento daqueles indicadores (NEDER, 2004; HOFFMANN, 2005; BARRETO, 2005; BARRETO et al, 2009; FOSU, 2010). Isso reforça os interesses de pesquisadores em identificar e mensurar os fatores responsáveis e seus efeitos sobre desigualdade e crescimento.

Na América Latina há elevadas desigualdades de renda e taxas de pobreza. Segundo estudo da CEPAL, PNUD e IPEA (2003) estima-se que, apenas 7 dos 18 países da região serão capazes de alcançar a meta de reduzir para a metade a pobreza até 2015, caso eles continuassem com o desempenho apresentado na década de 90. Porém, em um cenário alternativo, dezesseis, inclusive o Brasil, alcançariam essa meta através da combinação de taxas médias de crescimento anual do PIB per capita de 3% com reduções cumulativas em desigualdade de menos de 4%. O estudo conclui que mesmo reduções pequenas na desigualdade podem apresentar impactos positivos em termos de redução da pobreza.

No Brasil, durante a década de 90, o índice de Gini se mostrou em ascensão, atingindo o pico em 1988 com um valor de 0.6355, declinando continuamente a partir de meados dos anos 90. Registre-se que o declínio mais acentuado ocorreu entre 2001 e 2009, quando diminuiu de 0.5960 para 0.5427, correspondente a uma variação de 9%. Vários autores, a exemplo de Barro, Franco e Mendonça (2007), Ramos (2007), Bezerra e Ramos (2008) e Gasparini e Lustig (2011) consideram que esse declínio recente da desigualdade de renda no Brasil tenha sido decorrente de várias mudanças no mercado de trabalho e nas

políticas públicas implementadas no país. Adiantam, ademais, que o principal fator responsável por esta redução tenha sido decorrente do avanço educacional ocorrido durante os anos 90 e na década passada, o qual resultou em uma distribuição mais equitativa do nível educacional. Bezerra e Ramos (2008) ressaltam que, apesar deste declínio, ainda persistem diferenças espaciais acentuadas quanto a distribuição dos níveis educacionais entre as regiões brasileiras.

Nesse sentido, o problema central desta pesquisa se apoia nesse fato como questão norteadora básica e propõe investigar as conseqüências da recente queda na desigualdade de renda sobre a magnitude da redução da pobreza no Brasil, bem como identificar os fatores que afetam a redução na desigualdade de renda e que se revertem em efeitos redutores sobre os níveis de pobreza. Sendo o capital humano, o principal determinante das variações nos rendimentos, cabe distinguir, em contribuição do estudo, seus efeitos quando comparados indivíduos provenientes de regiões com diferentes estágios de desenvolvimento econômico. Isso implica em permitir retornos variáveis do capital humano.

Em consonância com o problema e com a literatura, o objetivo geral deste trabalho é o de verificar a relação entre desigualdade de renda e pobreza no Brasil. Nesse sentido, no primeiro modelo tratado pretende-se mostrar os principais fatores determinantes da desigualdade nas variações de renda para os anos de 1999 e 2009, verificar as mudanças ocorridas nesta desigualdade e se os fatores que a explica se mantêm e se variam de intensidade ao longo do tempo. Além disso, busca-se verificar os diferenciais do efeito do capital humano, representado pela escolaridade, sobre as regiões brasileiras, em destaque para a região Nordeste. Para tanto, segue-se um procedimento derivado de Fields (2002), cujo modelo decompõe uma medida de desigualdade de renda através da contribuição de cada fator explicativo. No processo de estimação da equação minceriana incorpora-se o problema de seletividade amostral, negligenciado na maioria dos trabalhos da literatura.

No intuito de mensurar os fatores que influenciam na produtividade dos trabalhadores, um segundo modelo é construído para identificar e comparar aqueles que possuem baixos níveis de renda, em uma evolução temporal compatível com o modelo inicial. A estratégia metodológica para esta abordagem é a de formular um modelo com especificações econométricas do tipo discreta probabilística, uma vez que se pretende identificar os indivíduos por faixas de renda, cujo menor intervalo insere aqueles considerados pobres. Desse modelo extrai-se a dimensão probabilística de um indivíduo padrão estar inserido na categoria pobre, condicionado às suas dotações de capital humano e experiência no trabalho, dentre as principais, além dos atributos inerentes. Uma vez que essas

condicionalidades são afetadas pelo ambiente sócio-econômico onde os indivíduos as adquirem, são incorporados os efeitos regionais para distinguir a variabilidade de intensidade dos efeitos dos fatores explicativos sobre a chance de um indivíduo ser pobre.

Dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE) de 1999 e 2009 dão suporte empírico ao estudo. Adiante-se que os mesmos se ajustam satisfatoriamente aos modelos estimados, provendo confiabilidade estatística nos cenários preditivos gerados a partir de alternativas variações nos fatores explicativos da distribuição de renda dos trabalhadores.

O trabalho está organizado de modo a expor, em sequência, a relação entre pobreza e desigualdade, os determinantes da desigualdade com foco na literatura, a metodologia, os resultados e as conclusões.

2. POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA

Em 2000, os líderes de vários países decidiram apoiar os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODMs), os quais são compostos por oito objetivos fundamentais que subdividem em 18 metas específicas planejadas para servir como projeto e plano de ação (CEPAL; PNUD; IPEA, 2003). Dentre estes, destaca-se a redução pela metade da pobreza mundial até 2015. Como essa meta não tem sido proporcionalmente estabelecida ao longo do tempo, a proximidade do término do prazo faz com que o tema se mantenha ativo nas agendas de órgãos políticos internacionais e nas pesquisas científicas.

Uma crescente atenção na literatura tem sido dada à relação entre desigualdade de renda e pobreza, uma vez que se questiona seus impactos quantitativos/qualitativo e diretos/indiretos. Nesse sentido, Fosu (2010) elabora um estudo abrangente através de comparações entre as grandes regiões do mundo – Ásia Oriental e do Pacífico; Europa e Ásia Central; América Latina e Caribe; Oriente Médio e Norte da África; Sul da Ásia – e conclui que a desigualdade afeta a pobreza de maneira indireta e direta: limitando a capacidade de crescimento da renda e aumentando a pobreza. Com isso, a redução na desigualdade pode ter um papel mais eficaz na redução da pobreza do que tradicionalmente acreditam.

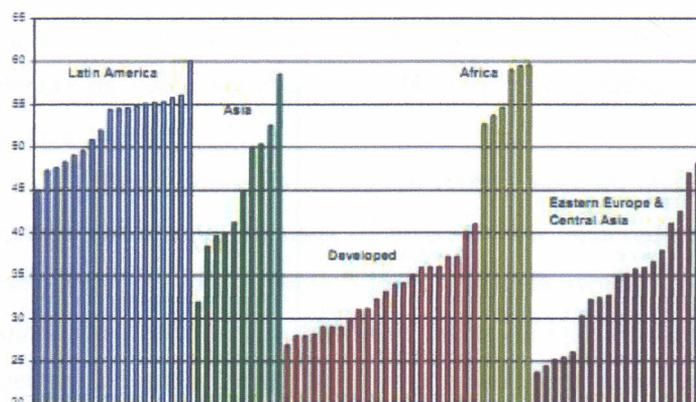
Barreto (2005) analisa teoricamente o trinômio crescimento-desigualdade-pobreza e sugere que estratégias que visem a diminuição da pobreza devem ter como elementos políticas direcionadas para crescimento econômico e para redução na desigualdade. Conclusão semelhante é encontrada por Hoffmann (2005) com aplicação para o Brasil, o qual apresentou uma metodologia para calcular a elasticidade da proporção de pobres em relação ao rendimento médio e em relação ao índice de Gini e encontrou que uma redução de 1% no índice de Gini leva a uma redução de 1,81% na proporção de pobres.

Utilizando um estudo de impactos sobre a pobreza através da elasticidade-crescimento e elasticidade-desigualdade, Neder (2004) constatou que o componente distributivo é mais relevante em efeitos de redução da pobreza que o componente de crescimento, o que torna as políticas redistributivas mais eficazes do que as políticas de elevação geral da renda. Nesse sentido, Barreto et al. (2009) estimam as elasticidades desigualdade-pobreza e renda-pobreza para as regiões brasileiras e constata que a primeira elasticidade é maior que a segunda, indicando que políticas direcionadas a combater a pobreza através da redução na desigualdade são mais efetivas que aumento na renda.

2.1 Determinantes da Desigualdade

Segundo Gasparini e Lustig (2011), América Latina e África são as regiões mais desiguais do mundo, pois, conforme ilustra a figura 1, dos 15 países mais desiguais em renda, 10 pertencem a primeira. Os autores mostram que o índice de Gini médio supera em 8 pontos decimais ao da Ásia, 18 ao da Europa Oriental e Ásia Central, e 20 aos dos países desenvolvidos. Apesar dessas disparidades no coeficiente de Gini, a desigualdade de renda na América Latina começou a declinar a partir do início dos anos 2000. De acordo com esses autores, nos anos 80, considerada a “década perdida”, a maioria dos países sofreu um aumento significativo no nível de desigualdade de renda, enquanto a década seguinte mostrou indícios de declínio da concentração de renda entre eles. Essa tendência persistiu temporalmente, tanto que, no período de 2002 a 2008, a desigualdade reduziu em 14 dos 17 países Latino Americano.

Figura 1 – Coeficiente de Gini

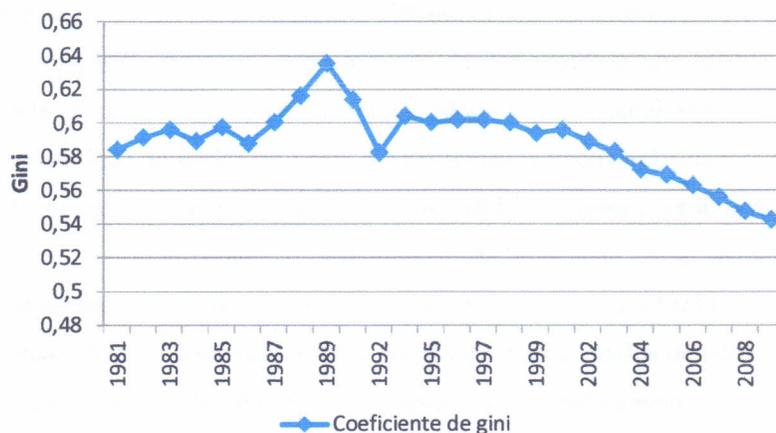


Fonte: Gasparini et al (2010) apud Gasparini e Luustig (2011)

Nota: Cada barra representa o coeficiente de Gini para a distribuição de renda per capita em um dado país (última observação disponível no período de 1995-2005).

Na década de 90 no Brasil, o índice de Gini se mostrou em ascensão, atingindo o pico em 1988 com um valor de 0,6355, declinando continuamente a partir de meados dos anos 90, conforme atesta o gráfico 1. Registre-se que o declínio mais acentuado ocorreu entre 2001 e 2009, quando diminuiu de 0.5960 para 0.5427, correspondente a uma variação de 9%.

Gráfico 1 – Evolução do Índice de Gini no Brasil, 1981 - 2009



Fonte: IPEADATA – IBGE

Segundo Gasparini e Luustig (2011) algumas mudanças no mercado de trabalho e nas políticas públicas podem ter influenciado a queda na desigualdade de renda no Brasil, tais como: o aumento de transferências públicas e do salário mínimo real e principalmente, a redução das disparidades no acesso a educação, pois nos anos 90 houve uma expansão acelerada da educação, o qual resultou em uma distribuição mais equitativa do sistema educativo.

Barro, Franco e Mendonça (2007) mostram que no período de 1995 a 2005 o progresso educacional foi mais de duas vezes o observado nos dez anos anteriores e que durante esse período, a sensibilidade média da remuneração do trabalho em relação a escolaridade declinou e acentuou-se entre 2001 e 2005, pois neste período mudanças associadas a escolaridade foram responsáveis por aproximadamente 20% da queda da desigualdade da renda familiar *per capita*. Com isso, consideram que este declínio foi um dos fatores que contribuiu para a recente queda em remuneração de trabalho e em renda per capita. Além disso, apresentam a evolução do grau de desigualdade educacional na forma de um U – invertido, mostrando que esta cresceu até o final do século passado e logo em seguida começou a declinar. Os autores afirmam que essa evolução já era esperada, pois segundo a curva de Kuznets a desigualdade educacional só começa a declinar quando a escolaridade média supera um nível mínimo, próximo de sete anos de estudo e foi o que aconteceu no Brasil, pois, em 2000, essa passou a declinar quando a escolaridade média atingiu sete anos. Isso indica que esta desigualdade deve declinar a taxas crescentes, caso a escolaridade média mantenha seu crescimento. Em consonância com os resultados acima, Ramos (2007) mostra a

evolução da desigualdade de renda utilizando dados das PNADs de 1995 a 2005 com o objetivo de descrever a influência das mudanças na escolaridade e conclui que a educação teve um papel importante para a queda da desigualdade nos rendimentos individuais nessa década. Porém, mesmo com o avanço educacional, o autor também afirma que, através da decomposição do índice de Theil, a heterogeneidade dos trabalhadores é responsável por 40% da dispersão dos rendimentos individuais, sendo 4/5 dessa contribuição atribuído a educação.

Comprovando a importância da educação para redução da desigualdade e conseqüentemente para redução da pobreza, Mamoon (2011) afirma que os países em desenvolvimento deveriam investir em níveis mais elevados de educação, pois estes possuem um forte poder redistributivo e melhoram significativamente a capacidade de ganhos nos grupos de baixa renda.

É consenso na literatura a influência da educação para ditar a queda da desigualdade de renda no Brasil, via aumento de produtividade dos trabalhadores menos qualificados. Em decorrência, observa-se empiricamente, em níveis de países ou regiões, heterogeneidade das taxas de retorno da educação, as quais decrescem com os seus graus de desenvolvimento, dando suporte a afirmação de Lopez, Thomas e Wang (1998) apud Bezerra e Ramos (2008) que a produtividade marginal do capital humano difere espacialmente.

Bezerra e Ramos (2008) analisam a distribuição do capital humano no Brasil para o período de 1981 a 2002, concentrando na região Nordeste, pois esta apresenta o menor produto per capita entre as regiões. Segundo os autores é importante saber como a educação se distribui entre as regiões para poder explicar as divergências regionais quanto ao crescimento do produto e quanto à distribuição de renda. Concluem que a distribuição da educação difere entre as regiões do Brasil, pois um ano adicional de estudo na região Sul e na região Nordeste têm impactos diferentes sobre o produto de cada região, sendo, portanto, importante saber a forma como esse capital se distribui. Além disso, afirmam que embora tenha havido uma redução na desigualdade educacional no período analisado, as diferenças entre as regiões ainda persistem, pois não houve significativa redistribuição de capital humano entre as mesmas, com a região Nordeste liderando a posição de pior distribuição educacional.

Vale ressaltar que, além das taxas de retorno da educação variarem espacialmente, os rendimentos também variam de acordo com os atributos individuais e entre os grupos educacionais (HENDERSON; POLACHEK; WANG, 2011). Segundo Ramos (2007), as diferenças de rendimentos no mercado de trabalho acontecem, pois este funciona tanto como gerador de desigualdade, através de segmentações e de práticas discriminatórias, gerando diferenças na remuneração entre trabalhadores igualmente produtivos em função de atributos

não-produtivos, como raça e sexo; quanto como revelador de desigualdade, através de diferenciais compensatórios associados a heterogeneidade dos trabalhadores no que se refere ao potencial produtivo. Além disso, Barro, Franco e Mendonça (2007) afirmam que a remuneração é diferenciada porque o trabalho é um fator heterogêneo e porque o mercado de trabalho não é perfeito, ou seja, essas diferenças se devem a informação imperfeita e assimétrica. Os autores mostram que a experiência dos trabalhadores afeta os rendimentos por duas vias: primeira quanto mais heterogenia for a força de trabalho maior deverá ser a desigualdade; segundo, quanto mais sensível à idade for a remuneração maior será a desigualdade em remuneração para uma dada estrutura etária.

Resende e Wyllie (2005) investigaram os retornos para a educação utilizando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE) para 1996 e 1997 e encontraram, para mulheres e homens, taxas de 12,6% e 15,9%, respectivamente. Boudarbat, Lemieux e Riddell (2008) analisam a evolução dos retornos do capital humano no Canadá sobre as diferenças salariais, no período de 1980 a 2006 e observaram que os retornos à educação aumentaram substancialmente para os homens canadenses, entre 1980 e 2000, passando de 34% para 43%. Sapelli (2009), ao verificar as taxas de retornos da educação no Chile, utilizando uma metodologia baseada no modelo de Mincer (1974), afirma que estas taxas irão variar dependendo do nível educacional, divididos em três grupos, educação básica, média e superior, conforme comprovado com os resultados empíricos de 5,6%, 14,3% e 25%, respectivamente.

Já Leme e Wajnman (2000) estimam que no Brasil a renda média do trabalhador do sexo masculino seja 40% maior que do sexo feminino, o que contribui para o aumento da desigualdade de renda e o desestímulo à maior participação das mulheres no mercado de trabalho. Nesse mesmo estudo, destacam que entre os anos de 1977 e 1997 a diferença salarial entre homens e mulheres caiu de 70% para 25% e concluem que o diferencial salarial em relação às mulheres tende a diminuir.

Referente à discriminação racial, Soares e Gonzaga (1999) verificou que os homens negros recebem algo em torno de 5% a 20% a menos que os homens brancos, e que as mulheres negras sofrem maior discriminação que as mulheres brancas ou homens negros.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

A verificação empírica deste estudo está fundamentada na base de dados da PNAD/FIBGE sobre informações individuais de características socioeconômicas e regionais para os anos de 1999 e 2009, a qual permitirá verificar as mudanças ocorridas na desigualdade de renda no Brasil, e se estas podem ser explicadas pelos mesmos fatores e suas contribuições ao longo do tempo. No intuito de realçar o efeito temporal, optou-se por espaçar a análise em um período de dez anos, notadamente para 1999 e 2009, os quais dimensionam as amostras contendo 120.868 e 151.375 indivíduos, respectivamente. Vale ressaltar que foram realizados alguns filtros na amostra, tais como: exclusão de militares e aposentados, pois seus rendimentos não variam de acordo com as “forças” de mercado, juntamente com indivíduos que estavam estudando e trabalhando.

3.2 Correção de Seletividade Amostral

Como na PNAD, as informações coletadas são fornecidas pelas pessoas que tinham trabalho no período da pesquisa, ou seja, os salários observados nas PNADs de 1999 e 2009 estão relacionados com a decisão de um indivíduo trabalhar ou não e esta pode estar correlacionada a fatores não observáveis que afetam os rendimentos destes indivíduos, a consideração somente de pessoas que estejam trabalhando em uma equação de rendimentos pode produzir estimadores viesados (WOOLDRIDGE, 2006).

Para solucionar o problema do possível viés de seletividade amostral, este trabalho leva em consideração o procedimento desenvolvido por Heckman (1979) em dois estágios. Onde este será formado por duas equações, a equação que descreve a participação no mercado de trabalho inserindo os indivíduos que auferem renda positiva e os que nada recebem e a equação mínceriana que considera somente os que possuem algum rendimento. O primeiro estágio consiste em estimar a seguinte equação de participação:

$$L = \beta_i X_i + \mu_i \quad (3.1)$$

Onde a variável L é a variável que designa a participação no mercado de trabalho e X_i representa um conjunto de variáveis que explicam a participação no mercado de trabalho. Como L não é observado, uma variável *dummy* é utilizada:

$$L_i = 1 \text{ se } L^*_i > 0$$

$$L_i = 0 \text{ se } L^*_i \leq 0$$

Com isso, L assume o valor 1 para representar o indivíduo que está trabalhando e 0 caso contrário. Após a estimação do modelo probit, o segundo passo para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos levando em consideração o viés de seleção amostral.

$$W_i = \gamma_i' Z_i + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

Onde W é o logaritmo da renda do indivíduo, Z é o vetor de características pessoais e ε é o vetor de erros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser observado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[W_i / L_i^* > 0] &= E[W_i / \mu_i > -\beta_i X_i] = \gamma_i' Z_i + E[\varepsilon_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)} \end{aligned}$$

Em que ϕ é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de densidade normal padronizada acumulada. A função $\varphi_i = \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)}$ é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que segundo Heckman (1979) é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral, onde a significância desta função indicará a presença de viés de seletividade amostral. Logo, a equação minceriana será representada da seguinte forma:

$$\ln Y = \gamma_i' Z_i + \gamma_\varphi \varphi_i + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

$$\ln Y = \gamma_i' K_i + u_i \quad (3.4)$$

Segundo Kassouf (1998), a estimação da equação (3.2) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimativas inconsistentes, devido a omissão da variável φ_i , resultando no erro de especificação descrito por Heckman (1979).

Os principais fatores explicativos para a equação de rendimentos (3.4) foram capital humano e experiência no trabalho, além dos atributos individuais, tais como raça e gênero.

Por ser a principal variável que dita as variações nos rendimentos, a escolha de uma medida para capital humano é um problema secular em estudos empíricos nos países com notória deficiência na formação de bancos de dados. Por isso a escolha única recai na escolaridade para representá-la. Vale ressaltar que, em tese, esta *proxy* não seria a ideal, pois de acordo com a teoria do capital humano, o estoque de capital refere-se ao conjunto de

habilidades e capacidades do indivíduo que afeta a sua produtividade, tais como acumulação de conhecimentos cognitivos e não cognitivos, treinamento profissional, hábitos de vida saudável, aquisição de bens e serviços de saúde. Porém, no Brasil existem problemas de coleta, acesso, qualidade dos dados e também na escolha de *proxies* eficientes na estimação dos modelos que possam estabelecer uma melhor conexão entre o vetor de variáveis que compõem o capital humano e as informações disponíveis¹. Por isso, a maioria dos trabalhos empíricos utiliza somente o nível educacional para explicar a desigualdade de renda tanto entre os países quanto as disparidades dentro do próprio país, tais como: Mincer (1974), Lam e Levinson (1992), Soares e Gonzaga (1999), Menezes Filho (2001), Ueda e Hoffman (2002), Budría e Pereira (2005), Ramos (2007), Barros, Franco e Mendonça (2007), Boudarbat, Lemieux e Riddell (2008), Bezerra e Ramos (2008), Zepeda et al. (2009), Sapelli (2009).

Além disso, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) investigaram o retorno da educação para o Brasil utilizando diferentes procedimentos para observar se a existência de viés de habilidade estaria prejudicando os resultados e concluíram que o efeito da variável omitida sobre o retorno da escolaridade é nulo ou pouco perceptível.

¹ Mariano e Arraes (2011) utilizaram uma nova Proxy para capital humano, escolaridade e condições de saúde, porém não existe continuidade quanto as informações sobre a saúde, pois a PNAD só a disponibiliza a cada quatro anos.

4. MODELO 1: DESIGUALDADE DE RENDA

Com a motivação em verificar os principais fatores determinantes da desigualdade nas variações dos rendimentos, este trabalho segue um procedimento derivado de Fields (2002), cujo modelo decompõe a equação de rendimentos (3.4) através da contribuição de cada variável. A estratégia parte de uma função-geradora de renda individual, a qual se baseia na especificação padrão de uma equação minceriana.

Após a correção da seletividade amostral e inserindo a variável φ_i como explicativa na equação de rendimentos, computa-se a variância da equação (3.4):

$$Var(lnY) = \sum_{j=1}^{j+2} cov[\gamma_i' K_i, lnY] \quad (4.1)$$

Relativizando a equação (4.1) pela $Var(lnY)$ obtem-se:

$$1 = \frac{\sum_j^{j+2} cov[\gamma_i' K_i, lnY]}{Var(lnY)} = \sum_j^{j+2} W_j (lnY) \quad (4.2)$$

Onde cada $w_j(lnY)$ denomina-se “Peso do fator na desigualdade” e é dado por:

$$w_j(lnY) = \frac{cov[\gamma_i' K_i, lnY]}{Var(lnY)} = \frac{\gamma_j \sigma(K_j) cor[K_j, lnY]}{\sqrt{Var(lnY)}} \quad (4.3)$$

Quando o erro é excluído, a equação (4.4) soma exatamente o valor de $R^2(lnY)$.

$$\frac{\sum_j^{j+1} cov[\gamma_i' K_i, lnY]}{Var(lnY)} \quad (4.4)$$

Com isso,

$$\sum_j^{j+2} W_j (lnY) = 100\% \quad (4.5a)$$

$$\sum_j^{j+1} W_j (lnY) = R^2(lnY) \quad (4.5b)$$

Seja $w_j(lnY)$ a contribuição da j -ésima variável explicativa sobre a log-variancia da renda e $R^2(lnY)$ a fração da log-variancia que é explicada por todas as variáveis K 's. Então, a log-variancia da renda pode ser decomposta em:

$$p_j = \frac{w_j(lnY)}{R^2(lnY)} \quad (4.6)$$

Uma vez que $\sum P_j = 1$, a equação (4.6) fornece a contribuição exata de cada variável sobre a medida de desigualdade, as quais estão descritas no quadro abaixo.

Variáveis	Descrição
Y	Rendimentos individuais
E	Anos de Estudo
EXP	Experiência: Idade – Idade que o indivíduo começou a trabalhar
G	Gênero: assume valor 1 para homens
R	Raça: assume o valor 1 para indivíduos brancos
U	Assume valor 1 para residentes em áreas urbanas
D_1	Assume valor 1 para indivíduos do Nordeste
D_2	Assume valor 1 para indivíduos do Sul
D_3	Assume valor 1 para indivíduos do Sudeste
D_4	Assume valor 1 para indivíduos do Centro-Oeste
φ	Razão inversa de Mills do procedimento de Heckman (1979)

Quadro 1- Variáveis utilizadas no modelo 1

Com isso, a equação (3.4) será estimada com base na seguinte especificação:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i * D_{i1} + \beta_3 E_i * D_{i2} + \beta_4 E_i * D_{i3} + \beta_5 E_i * D_{i4} + \beta_6 EXP_i + \beta_7 EXP_i^2 + \beta_8 G_i + \beta_9 R_i + \beta_{10} U_i + \beta_{11} \varphi + \varepsilon_i \quad (4.7)$$

Essas variáveis foram escolhidas com intuito de verificar a contribuição dos principais determinantes da desigualdade de renda, seguindo a orientação teórica, bem como a maioria dos trabalhos na literatura, Nível Educacional, Gênero e Raça, e outros fatores que poderiam contribuir para essa desigualdade, Idade, Condição Urbanização.

É consenso na literatura a influência da educação para ditar a queda da desigualdade de renda no Brasil, via aumento de produtividade dos trabalhadores menos qualificados. Em decorrência, observa-se empiricamente, em níveis de países ou regiões, heterogeneidade das taxas de retorno da educação, as quais decrescem com os seus graus de desenvolvimento, pois segundo Lopez, Thomas e Wang (1998) apud Bezerra e Ramos (2008) a produtividade marginal do capital humano difere espacialmente, ou seja, acréscimo de um ano de estudo para regiões ou países distintos acarreta impacto diferenciado sobre o produto. Por isso, torna-se importante saber a forma que este capital se distribui, justificando assim a necessidade de variar o coeficiente para educação. Então para verificar o efeito do capital humano, representado pela escolaridade, sobre as regiões brasileiras, optou-se por interagir as variáveis anos de estudo e as *dummies* para as regiões.

Referente às expectativas dos sinais dos coeficientes das variáveis inseridas no modelo, espera-se que o nível educacional apresente sinal positivo sobre a variação nos rendimentos, seguindo os trabalhos encontrados na literatura, Mincer (1974), Fleischhauer (2007), Boudarbat, Lemieux e Riddell (2008). Quanto a gênero e raça, alguns autores como Cavalieri e Fernandes (1998), Ikeda (2000), Leme e Wajnman (2000), e Barro, Franco e Mendonça (2007) encontraram uma relação positiva entre estas variáveis e as variações de renda, indicando que indivíduos do sexo masculino e da raça branca possuem maior retorno sobre os rendimentos. O mesmo pode-se afirmar para as variáveis que representam áreas urbanas, uma vez que existe uma probabilidade maior destas áreas propiciarem maiores retornos de renda para seus residentes (BARRO, 1991). Em relação à experiência, medida pelas variáveis EXP e EXP², seu efeito deve seguir uma trajetória parabólica para indicar ascensão e declínio dos rendimentos (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007).

5. RESULTADOS

5.1 Resultados da decomposição da desigualdade

Inicialmente, optou-se por corrigir o problema de endogeneidade da variável capital humano utilizando o método em dois estágios com procedimento de variáveis instrumentais. Tendo em vista, as variáveis escolhidas como instrumentos foram selecionadas a partir das exógenas especificadas na equação (4.7), bem como outras, a saber: número de componentes na família, auxílio saúde; auxílio educação; auxílio moradia e auxílio alimentação. Dos resultados (ver tabela A1 em anexo) observou-se que os instrumentos utilizados inviabilizam as estimativas, o que dificulta assim, a análise através da correção do problema de endogeneidade.

Então, após a tentativa impossibilitada pelo problema da escolha de bons instrumentos, este trabalho optou por relaxar essa hipótese. Além disso, Heckman, Lochner e Todd (2008) afirmam que o debate na literatura sobre o problema da endogeneidade está longe de ser resolvido, pois a validade dos instrumentos utilizados tem sido questionado por autores como Carneiro e Heckman (2002) e Heckman, Lochner e Todd (2006), por isso relaxam as hipóteses de viés de habilidade e endogeneidade da educação, argumentando que são necessário instrumentos mais confiáveis do que os disponíveis, principalmente quando se utiliza dados a partir de pesquisas censitárias.

Com isso, a equação (4.7) foi estimada com erros robustos para heterocedasticidade de White, cujos resultados são apresentados nas tabelas 1 e 2. Pode-se observar que todas as variáveis utilizadas no modelo tiveram seus coeficientes estatisticamente significantes, a menos de 1%, atestando a confiabilidade do modelo para fins preditivos, inclusive a variável que representa a razão inversa de Mills, confirmando a existência de viés de seletividade.

Os resultados da estimação para 1999, tabela 1, mostram que os sinais dos coeficientes das variáveis estão de acordo com o esperado. Não obstante o capital humano (E) ter atendido a expectativa teórica de afetar positivamente os rendimentos, observa-se que os retornos da educação variam com as regiões, onde indivíduos residentes na região Nordeste reduzem a magnitude do retorno da educação, em aproximadamente 9%, enquanto que para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste aumentam em 8.5%, 11.5% e 13%, respectivamente. Constata-se, assim, que um ano de escolaridade tem contribuição menor sobre a variação nos rendimentos para indivíduos de regiões menos desenvolvidas. Estes resultados reforçam aos encontrados por Bezerra e Ramos (2008), os quais afirmam que a distribuição da educação difere entre as regiões, favorecendo aquelas mais desenvolvidas.

Verifica-se que os coeficientes das variáveis exp e exp^2 apresentam sinais positivo e negativo, indicando o formato parabólico sobre os rendimentos, como resultado dos rendimentos decrescentes no trabalho, seguido por períodos de afastamento do mercado de trabalho ou redução de produtividade.

De acordo com a literatura, existe um diferencial de renda se comparados indivíduos do sexo masculino e feminino e entre indivíduos considerados brancos e os não-brancos. Os resultados aqui encontrados reforçam essa afirmação, pois as variáveis gênero e raça apresentaram sinais positivos, indicando que os indivíduos homens e os brancos causam variações de 66.34% e 20.84% na renda, respectivamente.

Referente à variável que representa áreas urbanas observa-se um diferencial de renda entre indivíduos residentes em áreas urbanas e aqueles que residem em áreas rurais, de aproximadamente 30%.

Tabela 1 – Estimativas da Equação de Rendimentos , 1999

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	p-valor	Contribuição (P_j)
C	2.4523		0.0000	
Educação				0.8501
<i>E</i>	0.1425	4.3984	0.0000	
<i>E * D₁</i>	-0.0141	3.5286	0.0000	
<i>E * D₂</i>	0.0122	3.2701	0.0000	
<i>E * D₃</i>	0.0164	4.2302	0.0000	
<i>E * D₄</i>	0.0184	2.5998	0.0000	
Idade				0.0279
<i>EXP</i>	0.0183	16.4912	0.0000	
<i>EXP²</i>	-0.00001	10108.6	0.0000	
<i>G</i>	0.6634	0.4856	0.0000	0.1159
<i>R</i>	0.2084	0.4994	0.0000	0.0637
<i>U</i>	0.3058	0.3670	0.0000	0.0638
Mills	3.5225	0.0325	0.0000	-0.1214
Total				1.0000
<i>R²</i>	0.4434			
F	7198.52		0.0000	

Fonte: Elaboração Própria

Comparando as estimativas da equação (4.7) para 1999 e 2009 (tabelas 1 e 2) se observa que a maioria das taxas de retorno da educação diminuíram, exceto para a região Centro-Oeste, além disso permanece a variabilidade desse retorno sobre as regiões brasileiras, pois em 2009, a taxa de retorno da educação para as regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste foram 12.59%, 15.46%, 15.15% e 16.24%, respectivamente.

Apesar da redução dos coeficientes das variáveis Gênero, de 4% e Raça de 13%, o diferencial de renda entre indivíduos do sexo masculino e branco ainda atingem o valor de 63.64% e 18.11%, respectivamente. Além disso, a diferença de rendimentos de entre indivíduos residentes em áreas urbanas e rurais aumentou 7%.

Tabela 2 – Estimativas da Equação de Rendimentos, 2009

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	p-valor	Contribuição (P_j)
C	5.206141		0.0000	
Educação				0.9064
<i>E</i>	0.1428	4.3480	0.0000	
<i>E * D₁</i>	-0.0169	4.1849	0.0000	
<i>E * D₂</i>	0.0118	3.6354	0.0000	
<i>E * D₃</i>	0.0087	4.6750	0.0000	
<i>E * D₄</i>	0.0196	3.1572	0.0000	
Experiência				0.0616
<i>EXP</i>	0.0345	13.0191	0.0000	
<i>EXP²</i>	-0.0003	680.54	0.0000	
<i>G</i>	0.6364	0.4935	0.0000	0.1403
<i>R</i>	0.1811	0.4977	0.0000	0.0590
<i>U</i>	0.3293	0.3419	0.0000	0.0762
<i>Mills</i>	15.546	0.0116	0.0000	-0.2435
Total				1.0000
<i>R²</i>	0.3956			
<i>F</i>	7064.32		0.0000	

Fonte: Elaboração Própria

Dentro da literatura econômica no Brasil observa-se que a metodologia mais utilizada para decompor uma medida de desigualdade de renda em fatores é através da decomposição hierárquica do índice de disparidade de renda Theil, tais como: Firpo, Gonzaga e Narita (2003); Salvato e Souza (2007) e Araújo, Salvato e Souza (2008). Porém, os procedimentos adotados não permitem inferir sobre o poder das variáveis através de seus coeficientes. Estes resultados mostram, através do modelo desenvolvido por Fields (2002), uma maneira prática com base em estatística sólida para decompor os efeitos sobre os diferenciais de renda, onde a contribuição de cada variável pode ser observada na tabela 3, a qual foi construída a partir das tabelas 1 e 2.

A decomposição da medida de variação nos rendimentos em seis níveis revela uma grande influência da educação sobre as variações de renda, tanto para 1999 quanto em 2009, uma vez que o fator causado pela diferença educacional é responsável por aproximadamente 37% e 35% das diferenças de renda no Brasil nestes anos. Observa-se que

houve uma redução na contribuição deste fator sobre essa medida de desigualdade. Essa redução é consequência da expansão educacional que vem ocorrendo desde o final do século passado, pois segundo Barros, Franco e Mendonça (2007), no período de 1995 a 2005, o progresso educacional aumentou duas vezes mais ao observado nos dez anos anteriores, ocasionando assim um declínio no grau de desigualdade educacional. Além disso, nesse mesmo período a desigualdade de renda começou a declinar, pois entre 2001 e 2009 o coeficiente de Gini caiu quase 9%. Isso mostra que a redução na desigualdade educacional é um dos principais fatores responsáveis pela queda na desigualdade de renda (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; RAMOS, 2007).

Segundo os mesmos autores, esses resultados já eram esperados, pois através da curva de Kuznets, a desigualdade educacional só começa a declinar quando a escolaridade média da força de trabalho supera um nível mínimo de sete anos de estudo e eles mostram que foi justamente a partir deste valor que essa desigualdade no Brasil passou a declinar.

Tabela 3 – Decomposição da Desigualdade de Renda, 1999 e 2009

Ano	Variáveis							Total
	Outras	Educação	Experiência	Gênero	Raça	Situação Censitária	Mills	
1999	55.66%	37.69%	1.87%	5.14%	2.82%	2.83%	-0.05%	100%
2009	60.44%	35.86%	2.43%	5.55%	2.33%	3.01%	-0.09%	100%
Média	58.05%	36.77%	2.15%	5.35%	2.57%	2.92%	-0.07%	100%

Fonte: Elaboração Própria

Referente às demais variáveis percebe-se que o elemento causado pela diferença de gênero apresentou a segunda maior contribuição sobre a desigualdade em 1999 e em 2009, de 5.14% e 5.55%, respectivamente seguido dos fatores condição de urbanização e experiência.

A partir da estimação da equação minceriana com seis fatores explicativos, educação, idade, gênero, raça, situação censitária, verifica-se que em média, 58% das variações de rendimentos individuais no Brasil são explicadas por outros fatores não identificados neste trabalho.

6. MODELO 2: DESIGUALDADE DE RENDA ENTRE POBRES E NÃO-POBRES

O modelo a ser abordado nesta seção complementa o que foi tratado na seção anterior no sentido de identificar os fatores que afetam os rendimentos dos indivíduos situados na cauda inferior da distribuição de renda. Nesse aspecto, busca-se dimensionar e comparar os fatores que influenciam na probabilidade de um indivíduo estar inserido em determinada faixa de renda, e os efeitos das variáveis sobre a redução nesta probabilidade. A estratégia metodológica para esta abordagem é a de formular um modelo com especificação econométrica do tipo multinomial discreta ordenada², compatibilizando com o modelo anterior quanto à referência de aplicação para os anos de 1999 e 2009. Nesse sentido, a especificação do modelo assume a seguinte forma:

$$Y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i = \sum_j \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i \quad (6.1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 0, & Y_i \leq \theta_1 \\ 1, & \theta_1 < Y_i \leq \theta_2 \\ 2, & Y_i > \theta_2 \end{cases} \quad (6.2)$$

$$P_j = P(Y_i = j/X_i) = \Phi(\beta'_k X_i), \quad i = 1, \dots, n; \quad j = 0, 1, 2 \quad (6.3)$$

A proposta inicial deste trabalho é que as rendas dos indivíduos (Y_i) sejam tornadas discretas em três intervalos especificados em J , cujos valores *threshold* são definidos de acordo com a classificação usual da literatura para caracterizar os indigentes, pobres e não-pobres. As variáveis explicativas das características dos indivíduos e a regionalização destes estão definidas em X , e $\Phi(\cdot)$ representa uma função cumulativa de probabilidade.

O critério adotado para se estabelecer os valores *thresholds* (θ_1 e θ_2) que delimitam as rendas máximas para o indivíduo ser considerado indigente ou pobre se baseou em linhas de pobreza, cujas especificações são destituídas de consenso na literatura, pois, segundo Soares (2008), existem várias abordagens para defini-las. Como o foco deste trabalho não é estabelecer linhas de indigência e pobreza próprias, e nem questionar as metodologias adotadas nas existentes, optou-se por listar as principais utilizadas na literatura (ver tabela A2 em anexo) e selecionar o menor e o maior valor dentre elas, minimizando, com isso, questionamentos sobre a escolha.

² Adiante serão comentadas as justificativas para tal especificação.

Com base nessa escolha metodológica, os valores monetários nominais de θ_1 e θ_2 estipulados para 1999 e 2009 foram estabelecidos por Rocha (2009), correspondentes a R\$ 43,69 e R\$167,97; R\$ 54,60 e R\$316.39, respectivamente.

Uma vez estimado a equação (6.1) pelo método de Máxima Verossimilhança, com otimização obtida por um método numérico iterativo, este trabalho defrontou-se com um resultado que inviabilizaria a análise, pois a probabilidade total para o intervalo dos indigentes em 1999 e 2009 foi apenas 2,5% e 1,5%, respectivamente. Além disso, os efeitos marginais das variáveis sobre este intervalo foram de baixa magnitude, atingindo nestes anos, o máximo de 1% e 0.5%, respectivamente, sobre a redução nessa probabilidade³. Com isso, optou-se por eliminar o primeiro intervalo (indigentes) e considerar apenas uma categoria de indivíduos pobres, assim classificados para aqueles delimitados pela renda θ_2 , doravante denominado θ . Sendo assim, o modelo definido pela equação (6.3) seria estimado para $J=1$ com especificação econométrica do tipo discreto binário, onde a variável dependente teria a seguinte formatação:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } Y^* \leq \theta \\ 0 & \text{se } Y^* > \theta \end{cases} \quad (6.4)$$

O valor monetário nominal de θ estipulado para 1999 e 2009 foi estabelecido por Rocha (2009), correspondente a R\$167,97 e R\$316.39, respectivamente.

Após a estimação do modelo binário e tendo corrigido o problema de seletividade amostral, obtém-se as estimativas que determinarão a probabilidade de ocorrência de sucesso da variável binária, ou seja:

$$P_1 = P(Y_i = 1/X_i) = P(Y_i^* < \theta/X_i) = \int_{-\infty}^{X_i'\beta} \phi(t)dt = \Phi(X_i'\beta) \quad (6.5)$$

O valor da função $\Phi(\cdot)$ é determinado no ponto de escolha dos valores pré-especificados das variáveis explicativas (X), as quais estão descritas no quadro 2. Quanto à especificação dessa função, não existe uma teoria que indique qual distribuição, logística (logit) ou normal (probit), seria mais adequada, tendo em vista que ambas apresentam distribuição similar⁴. Então, com base na hipótese probit, vários cenários serão realizados a partir de valores pré-fixados das variáveis de controle.

³ Resultados em anexo.

⁴ A literatura econométrica é clara em afirmar que a escolha entre as hipóteses logit e probit, ou qualquer outra alternativa é uma questão secular, pois testar sobre a melhor distribuição de probabilidade é sempre problemático. Portanto, em termos práticos não há supremacia de uma sobre a outra. (GREENE, 2002; TRIVEDI E CAMERON, 2005).

Os efeitos marginais das variáveis, os quais fornecem os impactos sobre a probabilidade de Y, são calculados como seguem:

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_j} = \beta_j \phi(X'_0 \beta) \quad (6.6)$$

Onde X'_0 refere-se ao vetor dos valores pré-fixados das variáveis explicativas.

Variáveis	Descrição
E_1	Assume valor 1 se o indivíduo possui ensino médio
E_2	Assume valor 1 se o indivíduo possui ensino superior
G	Gênero: assume valor 1 para homens
EXP	Idade – Anos de Estudo
R	Raça: assume o valor 1 para indivíduos brancos
U	Assume valor 1 para residente em áreas urbanas
D_1	Assume valor 1 para indivíduos do Nordeste
D_2	Assume valor 1 para indivíduos do Sul
D_3	Assume valor 1 para indivíduos do Sudeste
D_4	Assume valor 1 para indivíduos do Centro-Oeste
φ	Razão inversa de Mills do procedimento de Heckman (1979)

Quadro 2 – Variáveis utilizadas no modelo 2

7. RESULTADOS DO MODELO BINÁRIO

As estimativas da equação (6.1) para os anos de 1999 e 2009 são apresentadas na tabela 4, as quais foram obtidas com erro robusto e covariância de Huber/White. A confiabilidade do modelo advém da significância estatística e concordância com as expectativas dos coeficientes das variáveis utilizadas.

A partir destes resultados observa-se uma relação inversa entre a probabilidade de ocorrência de um indivíduo ser pobre e sua escolaridade, onde o coeficiente do nível superior é o dobro do nível médio. Além disso, se um indivíduo for do sexo masculino ou considerado branco menor será sua chance de possuir renda inferior a linha de pobreza. Referente às variáveis que representam as áreas urbanas e a experiência, seus efeitos também variam inversamente com a probabilidade do indivíduo encontrar-se no intervalo da pobreza. Dentre as variáveis utilizadas para representar as regiões, o único coeficiente que se mostrou com efeito positivo foi a *dummy* para região Nordeste, indicando que indivíduos que moram nesta região apresentam maior probabilidade de ser pobre. A variável Mills se mostrou estatisticamente significativa e com sinal negativo, advertindo que sua consideração foi necessária para evitar o problema de seletividade amostral e que fatores não observados diminuem as chances de pobreza.

Tabela 4 – Estimativas da Equação do Modelo Binário, 1999 e 2009

Variáveis	1999		2009	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
C	-0.4571	0.0000	-1.6058	0.0000
E_1	-0.7217	0.0000	-0.6007	0.0000
E_2	-1.7665	0.0000	-1.4331	0.0000
G	-0.4918	0.0000	-0.5816	0.0000
EXP	-0.0061	0.0000	-0.0039	0.0000
R	-0.2521	0.0000	-0.1481	0.0000
U	-0.6577	0.0000	-0.6655	0.0000
D_1	0.3212	0.0000	0.4465	0.0000
D_2	-0.4143	0.0006	-0.3778	0.0006
D_3	-0.4184	0.0000	-0.2845	0.0000
D_4	-0.3097	0.0000	-0.2913	0.0000
Mills	3.9309	0.0000	5.7903	0.020
Estatística χ^2	18602.33	0.0000	17962.41	0.0000
McFadden R^2	0.2136		0.2137	

Fonte: Elaboração própria

Para mostrar os efeitos destas variáveis, fez-se necessário a utilização de cenários que mostram as previsões de probabilidades para um indivíduo ser considerado pobre, tal

como expostos nas tabelas 5, 6, 7 e 8 para o ano de 1999. Vale ressaltar que em cada cenário será estipulado o valor 1 ou 0 para as *dummies*, onde será modificado de acordo com o efeito que se pretende encontrar e a magnitude deste efeito irá depender da pré-especificação dos valores das variáveis, conforme a equação (6.3) e para as variáveis contínuas será ajustado o valor de sua média. Pressupõe-se inicialmente o cenário 1, cujas condições favorecem o indivíduo ser pobre, quais sejam: não possuir o ensino médio, ser não-branco e do sexo feminino, residir em área rural do Nordeste. Conseqüentemente a probabilidade de a renda deste indivíduo estar contida no intervalo que mede o estado de pobreza é de, aproximadamente, 83%. Porém, essa probabilidade diminui para 59.8%, se é dado a esse indivíduo o status de possuir o nível médio, como indicado no cenário 2.

Reproduzindo esse procedimento para sucessivos outros cenários com características que promovem sua exclusão da condição de pobreza chega-se ao último (7), onde a probabilidade se reduz para 2.94%, cujas características preponderantes são: possuir o ensino médio, ser homem da raça branca, morar em área urbana e residir na região sul.

Tabela 5 - Cenários de Previsão, 1999

Variáveis	Cenários						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
E_1	0	1	1	1	1	1	1
E_2	0	0	0	0	0	0	0
G	0	0	1	1	1	1	1
Exp	22.47	22.47	22.47	23.47	23.47	23.47	23.47
R	0	0	0	0	1	1	1
U	0	0	0	0	0	1	1
D_1	1	1	1	1	1	1	0
D_2	0	0	0	0	0	0	1
D_3	0	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182
Prob ($Y_i = 1$)	83.39%	59.87%	40.91%	40.52%	31.21%	12.51%	2.94%

Fonte: Elaboração Própria

Com o objetivo de verificar o efeito da educação e da combinação desta variável com uma *dummy* regional sobre as chances de um indivíduo pobre deixar de o ser, elaborou-se a tabela 6. Tendo como referencial um indivíduo nordestino representativo no cenário (1), pode-se observar que a probabilidade de este indivíduo ser pobre é 43.26%, reduzindo-se para 16.11%, se o indivíduo tiver o ensino médio, e para 2.68%, caso possua o nível superior. Se um indivíduo com os mesmos atributos presentes no cenário (1) residir na região Sul, sua

probabilidade de encontrar-se no intervalo da pobreza passa a ser 18.41%, baixando para 5.27% e 0.38%, caso possua os níveis médio e superior, respectivamente. Portanto, fica comprovado também, através desta metodologia, que o efeito da educação irá diferir dependendo da região na qual o indivíduo se encontra.

Tabela 6 – Cenários da Educação e da Regionalização, Homem, 1999

Variáveis	Cenários					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
E_1	0	1	0	0	1	0
E_2	0	0	1	0	0	1
G	1	1	1	1	1	1
Exp	22.47	22.47	22.47	22.47	22.47	22.47
R	0	0	0	0	0	0
U	1	1	1	1	1	1
D_1	1	1	1	0	0	0
D_2	0	0	0	1	1	1
D_3	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182
Prob ($Y_i = 1$)	43.26%	16.11%	2.68%	18.41%	5.27%	0.38%

Fonte: Elaboração Própria

Na literatura alguns autores tais como, Parket e Pederzini (1999), Beltrão (2002), Bezerra e Ramos (2008), afirmam que o efeito da educação difere não só espacialmente, mas também entre os gêneros. Com isso, a tabela 7 apresenta os mesmos cenários expostos na tabela 6, porém o indivíduo representativo é do sexo feminino.

Tabela 7 – Cenários da Educação e da Regionalização, Mulher, 1999

Variáveis	Cenários					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
E_1	0	1	0	0	1	0
E_2	0	0	1	0	0	1
G	0	0	0	0	0	0
Exp	22.47	22.47	22.47	22.47	22.47	22.47
R	0	0	0	0	0	0
U	1	1	1	1	1	1
D_1	1	1	1	0	0	0
D_2	0	0	0	1	1	1
D_3	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182
Prob ($Y_i = 1$)	62.55%	34.46%	7.5%	34.09%	12.93%	1.47%

Fonte: Elaboração Própria

Comparando estes resultados com os apresentados na tabela 6 observa-se que, em todos os cenários, a condição de um indivíduo ser do sexo feminino aumenta sua chance de estar na categoria pobre. Além disso, o efeito da educação em reduzir essa probabilidade é maior para indivíduos do sexo masculino, tanto para o Nordeste quanto para a região Sul. Resultado equivalente pode ser encontrado para o efeito regional, independente do nível educacional.

Tabela 8 – Cenários Alternativos, 1999

Variáveis	Cenários				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
E_1	0	0	0	0	0
E_2	0	0	0	0	0
G	0	1	0	0	0
Exp	22.47	22.47	22.47	22.47	22.47
R	0	0	1	0	0
U	0	0	0	1	0
D_1	1	1	1	1	0
D_2	0	0	0	0	1
D_3	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0
Mills	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182	0.3182
Prob ($Y_i = 1$)	83.39%	68.43%	76.42%	62.55%	59.48%

Fonte: Elaboração própria

Com base no cenário referencial (1) para nordestinos (D_1) da tabela 8, e variando as demais variáveis, observa-se que dentre os cenários resultantes, as variáveis *dummies* Condição de urbanização (U) e região Sul (D_2) apresentam os maiores efeitos redutores da probabilidade, as quais contribuem com aproximadamente 20.8 p.p. e 23.9 p.p. nessa redução, respectivamente.

A tabela 9 mostra os cenários de previsão para 2009, onde se pode observar que, se um indivíduo apresentar o mesmo vetor de característica do cenário (1) da tabela 5, a probabilidade deste pertencer ao primeiro intervalo é de 69.14%, uma redução em cerca de 14 p.p., se comparado a 1999. Além disso, a probabilidade do indivíduo ser pobre reduz para 1.02% no cenário (7) e comparando a tabela 5 reduziu aproximadamente em 1.92 p.p.. Esses resultados mostram que houve uma redução da pobreza no período em análise. Essa redução está relacionada à queda na desigualdade que vem ocorrendo desde o final da década de 90, não só no Brasil, mas também na maioria dos países da América Latina. Segundo Gasparini e Lustig (2011), o declínio na desigualdade foi impulsionado principalmente, por uma distribuição mais progressiva dos gastos do governo, destacando-se os programas de

transferências monetárias direcionados aos indivíduos de baixa renda. Além disso, Hoffmann (2005) apresenta uma metodologia para calcular a elasticidade da proporção de pobres em relação ao índice de Gini e encontrou que uma redução de 1% no Gini leva a uma redução de 1.81% na proporção de pobres.

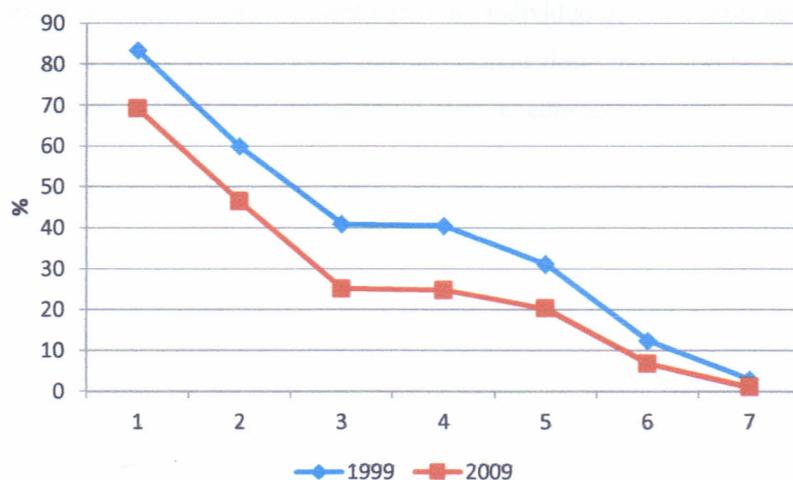
Tabela 9 - Cenários de Previsão, 2009

Variáveis	Cenários						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
E_1	0	1	1	1	1	1	1
E_2	0	0	0	0	0	0	0
G	0	0	1	1	1	1	1
Exper	22.86	22.86	22.86	23.86	23.86	23.86	23.86
R	0	0	0	0	1	1	1
U	0	0	0	0	0	1	1
D_1	1	1	1	1	1	1	0
D_2	0	0	0	0	0	0	1
D_3	0	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026
Prob ($Y_i = 1$)	69.14%	46.42%	25.15%	24.83%	20.33%	6.82%	1.02%

Fonte: Elaboração Própria

A comparação entre as tabelas 5 e 9 pode ser observada através do gráfico 2, que mostra de forma mais nítida que houve uma redução na probabilidade de um indivíduo ser pobre para 2009 em todos os cenários.

Gráfico 2 – Comparação entre os Cenários de Previsão, 1999 e 2009



Fonte: Tabelas 5 e 9

Em 1999, a educação apresentou um efeito importante em diminuir a probabilidade de um indivíduo, do sexo masculino ou feminino, ser considerado pobre, tanto para um nordestino quanto para um que resida na região Sul. Em 2009, a educação continua mantendo sua importância para as duas regiões em análise, pois tendo como referencial o cenário (1) da tabela 10, se um indivíduo masculino da região Nordeste possuir o ensino médio a probabilidade deste pertencer ao primeiro intervalo diminui para 9.02% e para 1.5%, caso possua o ensino superior. Referente à região Sul, a probabilidade deste indivíduo representativo ser pobre é de apenas 5.94%, a qual se aproxima de zero se dotado de pelo menos o nível médio.

Tabela 10 – Cenários da Educação e da Regionalização, Homem, 2009

Variáveis	Cenários					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
E_1	0	1	0	0	1	0
E_2	0	0	1	0	0	1
G	1	1	1	1	1	1
Exp	22.86	22.86	22.86	22.86	22.86	22.86
R	0	0	0	0	0	0
U	1	1	1	1	1	1
D_1	1	1	1	0	0	0
D_2	0	0	0	1	1	1
D_3	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026
Prob ($Y_i = 1$)	22.97%	9.02%	1.5%	5.94%	1.54%	0.14%

Fonte: Elaboração Própria

Fazendo o mesmo procedimento para um indivíduo do sexo feminino, tabela 11, e comparando com a tabela 10, observa-se que as chances deste indivíduo ser pobre aumenta em todos os cenários, independente da região ou do nível educacional.

Tabela 11 – Cenários da Educação e da Regionalização, Mulher, 2009

Variáveis	Cenários					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
E_1	0	1	0	0	1	0
E_2	0	0	1	0	0	1
G	0	0	0	0	0	0
Exp	22.86	22.86	22.86	22.86	22.86	22.86
R	0	0	0	0	0	0
U	1	1	1	1	1	1
D_1	1	1	1	0	0	0
D_2	0	0	0	1	1	1
D_3	0	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0	0
Mills	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026
Prob ($Y_i = 1$)	43.65%	22.37%	5.6%	16.36%	5.71%	0.82%

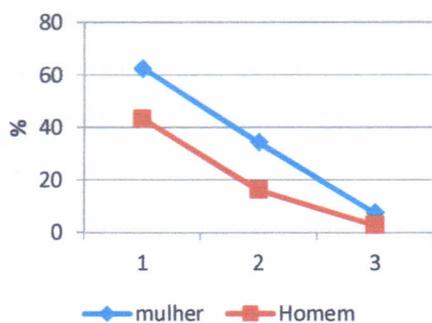
Fonte: Elaboração Própria

Confrontando os resultados apresentado nas tabelas 6 e 7 com as tabelas 10 e 11, observa-se um aumento do efeito da educação sobre a redução da probabilidade de um indivíduo ser pobre para 2009. Em 1999, tendo como referencial o cenário (1) da tabela 7, se o indivíduo possuir o ensino médio a probabilidade reduziu em 45%, já em 2009, de acordo com a tabela 11, a probabilidade reduziu em 49%, ambos para a região Nordeste. Referente a região Sul, essa variável conseguiu reduzir as chances deste ser pobre em 62%, para 1999, e em 65% para 2009. Referente ao status de um indivíduo possuir o ensino superior, o efeito desta variável permaneceu constante, tanto para a região Nordeste quanto para a região Sul. O aumento do efeito educacional sobre a probabilidade de um indivíduo pobre deixar de o ser já era esperada, pois, entre 1999 e 2009 houve uma expansão do sistema educacional principalmente entre indivíduos de baixa renda.

Em termos políticos, esses resultados reforçam os encontrados por Mamoon (2011) o qual afirma que investimentos na educação que visam aumentar os anos médios de escolaridade em um país têm um poder redistributivo, principalmente por melhorar a capacidade de ganho em grupos de baixa renda.

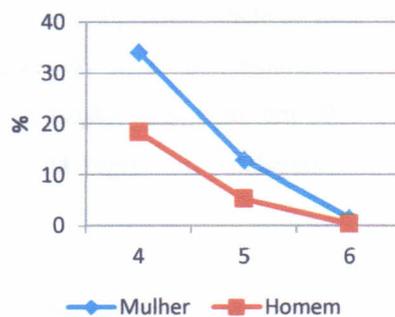
A partir das tabelas 6 e 7 para 1999 e das tabelas 10 e 11 para 2009, optou-se por elaborar alguns gráficos que mostrasse melhor o efeito educacional sobre os gêneros para as regiões Nordeste e Sul no período em análise.

Gráfico 3 - Cenários da Educação e Gênero - NE - 1999



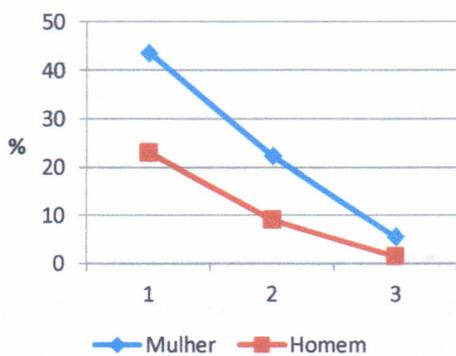
Fonte: Tabelas 6 e 7

Gráfico 4 - Cenários da Educação e Gênero - Sul - 1999



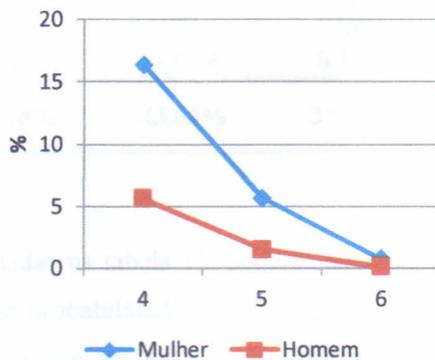
Fonte: Tabelas 6 e 7

Gráfico 5 - Cenários da Educação e Gênero - NE - 2009



Fonte: Tabelas 10 e 11

Gráfico 6 - Cenários da Educação e Gênero - Sul - 2009



Fonte: Tabelas 10 e 11

Através destes gráficos pode-se observar que, embora exista uma redução na probabilidade de um indivíduo ser pobre no ano de 2009, ainda persistem as disparidades no efeito educacional sobre o fator gênero. Nas duas regiões, a probabilidade de uma mulher ser pobre é maior que de um homem, independente do nível educacional. Além disso, permanecem as divergências regionais referente à educação, pois, tanto em 1999 quanto em 2009, a probabilidade diminui se o indivíduo for da região Sul, independente do nível educacional e do sexo.

Tabela 12 – Cenários Alternativos, 2009

Variáveis	Cenários				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
E_1	0	0	0	0	0
E_2	0	0	0	0	0
G	0	1	0	0	0
Exp	22.86	22.86	22.86	22.86	22.86
R	0	0	1	0	0
U	0	0	0	1	0
D_1	1	1	1	1	0
D_2	0	0	0	0	1
D_3	0	0	0	0	0
D_4	0	0	0	0	0
Mills	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026	0.3026
Prob ($Y_i = 1$)	69.14%	47.21%	63.68%	43.65%	37.45%

Fonte: Elaboração própria

Referente às demais variáveis apresentadas na tabela 12, pode-se observar que a região Sul detém o maior efeito sobre a redução na probabilidade de pobreza o qual reduz a probabilidade em aproximadamente 46%, enquanto que em 1999, essa variável reduziu a probabilidade apenas em 29% (ver tabela 8). Esses resultados dão suporte aos encontrados por outros trabalhos que as disparidades de renda via diferença regional aumentaram no período em análise.

CONCLUSÕES

Este trabalho contribui com o debate existente na literatura sobre a relação entre desigualdade de renda e pobreza no Brasil, ao agregar vetores de fatores causais de cunho sócio-econômicos e regionais e analisar seus efeitos sobre as variações nos rendimentos dos indivíduos, bem como as chances destes serem considerados pobres.

Para a consecução desses objetivos, foram propostos dois modelos. No primeiro buscou-se mostrar os principais fatores determinantes da desigualdade nas variações de renda para os anos de 1999 e 2009 e verificar se os fatores que a explica se mantêm e se variam de intensidade ao longo do tempo. Para tanto, utilizou-se um procedimento derivado de Fields (2002) incorporando o problema de seletividade amostral, omitido na maioria dos trabalhos.

Dos resultados, conclui-se que a estimação de um modelo de equações mincerianas, utilizando como base de dados a PNAD/FIBGE sem a consideração do viés de seletividade fornecerá estimativas inconsistentes. Além disso, observou-se que as taxas de retorno da educação variam de acordo com as regiões brasileiras, sendo a região Nordeste a que apresentou o menor valor dentre elas, correspondente a 12.84% em 1999 e 12.59% em 2009. Comparando estes valores com a região Centro-Oeste, região que apresentou a maior taxa nos dois períodos em análise, o diferencial entre os retornos da educação causada pela diferença regional chega a 25% e a 29%, respectivamente. Contudo, observa-se que a maioria dos coeficientes das variáveis diminuiu em magnitude de 1999 para 2009, especialmente as taxas de retornos da educação, implicando, assim, em uma redução na sua contribuição para ditar as variações na renda dos indivíduos. Esses resultados comprovam que a desigualdade de renda diminuiu durante o período em análise, e que essa redução é conseqüência da expansão educacional que tem ocorrido nas duas últimas décadas.

No segundo modelo, com evolução temporal compatível com o modelo inicial, foram identificados e comparados os fatores que ditam as chances de os indivíduos transporem a linha de rendimento que delimita a pobreza. Para tanto, formulou-se um modelo com especificações econométricas do tipo discreta probabilística, vez que se pretende identificar os indivíduos por faixas de renda, cujo menor intervalo insere aqueles considerados pobres e extrair a dimensão probabilística de um indivíduo padrão estar inserido na categoria pobre, condicionado às suas dotações de capital humano, além dos atributos inerentes.

As estimativas permitiram concluir através de vários cenários probabilísticos que, entre 1999 e 2009, houve uma redução na probabilidade de um indivíduo ser pobre, independente de suas dotações, atributos ou região de origem. Esses resultados mostram que

houve uma redução da pobreza no período em análise, na qual está relacionada à queda na desigualdade que vem ocorrendo desde o final da década de 90, pois segundo Gasparini e Lustig (2011), o declínio na desigualdade foi impulsionado principalmente por uma distribuição mais progressiva dos gastos do governo, destacando-se os programas de transferências monetárias direcionados aos indivíduos de baixa renda.

Constatou-se em 2009 a permanência da disparidade no efeito educacional sobre o fator gênero, pois, nas duas regiões, Nordeste e Sul, a probabilidade de uma mulher ser pobre é maior que a de um homem, independente do nível educacional. Além disso, permanecem as divergências regionais, pois a probabilidade de um indivíduo ser pobre diminui se residente na região Sul, independente do nível educacional ou do sexo.

Acredita-se que os resultados aqui encontrados reforçam a eficácia da educação em reduzir a desigualdade de renda, bem como a probabilidade de um indivíduo ser pobre. Além disso, compartilha-se com os trabalhos na literatura que defendem que as políticas públicas devem estar direcionadas aos investimentos na ampliação do sistema educacional de forma a reduzir as desigualdades regionais no tocante à educação, permitindo, assim, condições para que os indivíduos escapem da armadilha da pobreza.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACEMOGLU, D. Technical Change, Inequality, and the Labor Market. **Journal of Economic Literature**, v.40, n.1, p.7-72, 2002.

ARAÚJO; J. R., SALVATO; M. A., SOUZA; P. F. L. **Decomposição do índice de theil-t em disparidades regionais, entre gêneros, raciais e educacionais: uma análise da desigualdade de renda na região Sul.** 2008. Disponível em: <

http://www.marciosalvato.com/pdf/Artigo_Anpecul_Paola_Julia.pdf> Acesso em: 24. Maio. 2011

BARRETO; F. A. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: o que sabemos sobre eles?**.Fortaleza, UFC-CAEN: Ensaios sobre Pobreza, LEP, 2005, n.1

BARRETO et al. **O que mais Impacta a Redução da Pobreza: o Crescimento da Renda ou Redução da Desigualdade?** Estimativas para as Regiões Brasileiras e os Setores da Atividade Econômica. Fortaleza, UFC-CAEN: Ensaios sobre Pobreza, LEP, 2009. n.16

BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v.106, n.2, p. 407- 443, 1991.

BARRO; R. P., FRANCO; S., MENDONÇA; R. **A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional Brasileiro da última década.** Rio de Janeiro: IPEA, 2007. Texto para discussão, 1304.

BELTRÃO, K. I. **Acesso à educação: diferenciais entre sexos.** Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 879).

BEZERRA; F. B., RAMOS; F.S. **Acesso à educação: houve redução das disparidades regionais e estaduais? Brasil e Nordeste 1981-2002.** Pernambuco: UFPE, 2008

BOUDARBAT. B; LEMIEUX, T.; RIDELL, W. C. **The Evolution of the returns to Human Capital in Canada, 1980-2006.** (Working Paper n.1) University of British Columbia, 2008.

BOURGUIGNON, François – **The Poverty, Inequality and Growth Triangle.** Working Paper, 32 p., World Bank, Washington, 2003

BUDRIA, S.; PEREIRA, P.T. **Educational Qualifications and Wage Inequality: Evidence for Europa.** (Discussion Paper, 1763) IZA. Set. 2005.

CARNEIRO; P., HECKMAN; J. J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **Economic Journal**, v. 112, n. 482, p. 705-734, 2002

CAVALIERI, Cláudia H; FERNANDES, Reynaldo. Diferenciais de rendimentos por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, v.18, n.1, p. 158-175, Jan/Mar 1998.

CEPAL; IPEA; PNUD. **Rumo ao Objetivo do Milênio de reduzir a Pobreza na América Latina e o Caribe.** Santiago do Chile: Jan. 2003.

FIELDS; G. S. **Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the united states.** Articles e Chapters. Paper n. 265, 2002.

FIRPO; S. P., GONZAGA; G., NARITA; R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no brasil em efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico.** v. 33, n.2, ago, 2003.

FLEISCHHAUER, Kai-Joseph. **A Review of Human Capital Theory: Microeconomics.** University of St. Gallen: Discussion Paper n. 01, 2007

FOSU; A. K. **Inequality, income and poverty: comparative global evidence.** (BWPI Working Paper n.140) University-World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER), Helsinki, Finland, 2010.

GASPARINI; L., LUSTIG; N. **The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America.** 2011. Documento de Trabajo, 118.

HECKMAN, J.J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HECKMAN; J. J. LOCHNER; L. J., TODD; P. E. **Earnings functions and rates of return.** (Discussion Paper Series). UCD, 2008.

_____. Earnings equations and rates of return: The Mincer equation and beyond. In E. A. Hanushek and F. Welch (Eds.), **Handbook of the Economics of Education.** Amsterdam: Elsevier, 2006. cap. 7, p. 307- 458.

HENDERSON; D. J., POLACHEK; S. W., WANG; L. **Heterogeneity in Schooling Rates of Return.** Discussion Paper n. 5662. IZA, abril, 2011

HOFFMAN; R. **Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade.** 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A04A054.pdf>> Acesso em: 14. Abril .2011

IKEDA, Marcelo. “Segregação por gênero” no mercado formal de trabalho. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 13, p. 89-106, jun. 2000.

IPEA. **Pobreza e Riqueza no Brasil Metropolitano.** Comunicado da Presidência, n.7, ago, 2008.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.

LAM, D.; LEVISON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. **Journal of Development Economics**, n.37, p.199-225, 1992.

LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimento por sexo. In: HENRIQUES, Ricardo. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro, 2000 p. 251-270.

LOPEZ, R ; THOMAS, V ; WANG, Y. **Addressing the education puzzle:** The distribution of education and economic reform. World Bank, Policy research working paper, n. 2031, 1998

MAMOON; D. **Do Schooling Years Improve the Earning Capacity of Lower Income Groups?** MPRA Paper, n. 30511, Pakistan: 26. April 2011

MARIANO, F. Z. ; ARRAES, R. A . Diferenciais de Produtividade Ante uma Nova Medida de Capital Humano. **Revista de Economia e Administração** (Impresso), v. 10, p. 175-195, 2011.

MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho.** São Paulo: USP/ Departamento de Economia, março, 2001.

MINCER, J. B. **Schooling, experience and earnings.** New York: NBER, 1974. 152p.

NEDER; H. D. **Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das PNADs.** 2004. Disponível em: <http://www.ecn26.ie.ufu.br/artigos_publicados> Acesso em 05.Maio.2011

PARKER, S. W. ; PEDERZINI, C. **Gender Differences in Education in Mexico.** Mimeo, 1999.

RAMOS; L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Economia Aplicada.** São Paulo: v. 11, n. 2, p. 281-301, abr-jun 2007

RESENDE, M.; WYLLIE, R. **Retorno para Educação no Brasil:** Evidências Empíricas Adicionais. Rio de Janeiro: UFRJ, 2005. Texto para discussão, 3

ROCHA; S. Linhas de Pobreza. Elaboração com base na POF “ Do Consumo Observado à Linha de Pobreza”: In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.27 n.2, ago, 1997. 2009

SACHSIDA; A., LOUREIRO; P. R. A, MENDONÇA; R. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. **RBE.** Rio de Janeiro: Abril/Jun. 2004

SAPELLI, C. **Los Retornos a la Educación en Chile:** Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes. 2009. Documento de Trabajo, 349.

SALVATO; M. A., SOUZA; P. F. L. **Decomposição da desigualdade de renda brasileira em fatores educacionais e regionais.** 2007. Disponível em: <http://www.marciosalvato.com/pdf/marcio_paola.pdf> Acesso em: 24. Maio. 2011

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não - linearidade no retorno da educação . **Revista de Econometria**, v.19, n.2, 1999.

UEDA, E. M.; HOFFMAN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, v.6, n.2, 2002.

WOOLDRIDGE, J M. **Introdução à Econometria:** uma abordagem moderna. São Paulo: Thompson, 2006.

ANEXOS

Tabela A1 – Estimação por Variáveis Instrumentais da Equação de Rendimentos, 1999

Variáveis	1999	
	Coefficiente	p-valor
Constante	45.23955	0.238
aestudo	.0110655	0.978
EDnord	-.746033	0.050
EDsul	.6671626	0.008
EDse	-.3628276	0.286
EDco	-.1426835	0.599
Exp	-.0022513	0.897
Exp2	-.0002912	0.116
Sexo	-1.27604	0.415
Raça	-1.803477	0.004
Urbrur	.672524	0.003
mills	-118.0941	0.298
Wald chi2	2737.89	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A2 – Linhas de Pobreza no Brasil

Fonte	1999 (em R\$)	2009 (em R\$)
Banco Mundial: US\$ 1 por dia	54.00	54.6
Banco Mundial: US\$ 2 por dia	108.00	109.2
IPEA (2008): 1/2 salário mínimo	68.00	232.5
Rocha (2009)		
Regiões e Estratos		
Norte		
Belém	87.73	190.36
Urbano	76.48	165.93
Rural		83.24
Nordeste		
Fortaleza	88.58	177.73
Recife	128.78	264.81
Salvador	114.93	235.67
Urbano	78.15	159.52
Rural	47.14	96.22
Minas G./Esp.S.		
Belo Horizonte	109.78	231.92
Urbano	73.81	155.92
Rural	43.69	92.30
Rio de Janeiro		
Metrópole	130.74	265.65
Urbano	81.35	165.29
Rural	59.38	120.66
São Paulo		

Metrópole	167.97	316.39
Urbano	107.33	202.17
Rural	67.52	127.19
Sul		
Curitiba	106.55	205.34
P.Alegre	83.51	168.51
Urbano	71.37	140.38
Rural	48.11	94.64
Centro-Oeste		
Brasília	148.81	308.12
Goiânia	138.25	289.07
Urbano	105.26	220.10
Rural	60.46	126.41

Fonte: Rocha (2009), Soares (2009) e IPEA (2008)

Tabela A3 – Estimação do modelo multinomial, 1999 e 2009

Variáveis	1999		2009	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
medio	.9949126	0.0000	.8965055	0.0000
superior	1.892009	0.0000	1.685764	0.0000
sexo	.657507	0.0000	.7001641	0.0000
dnord	-.2409284	0.0000	-.3270784	0.0000
dsul	.367671	0.0000	.3769816	0.0000
dse	.377185	0.0000	.2904395	0.0000
dco	.2551015	0.0000	.2693634	0.0000
raca	.2065352	0.0000	.1522519	0.0000
urbrur	.4613893	0.0000	.427767	0.0000
exper	.0664275	0.0000	.0263997	0.0000
exper2	-.0007342	0.0000	.0000552	0.0000
Wald chi2	34166.18	0.0000	34689.12	0.0000
Pseudo R2	0.2022		0.2228	

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A4 – Probabilidade Total, 1999 e 2009

intervalos	1999	2009
	Probabilidade (%)	Probabilidade (%)
1	2.53	1.53
2	31.58	14.85
3	65.89	83.61
Total	100	100

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A5 – Efeito Marginal das Variáveis, 1999 e 2009

Variáveis	1999			2009		
	dy/dx (1)	dy/dx (2)	dy/dx (3)	dy/dx (1)	dy/dx (2)	dy/dx (3)
médio	-.0109318	-.261263	.2721948	-.0054729	-.1203417	.1258146
superior	-.0110412	-.3322077	.343249	-.0054288	-.1396964	.1451252
sexo	-.0146408	-.2114025	.2260434	-.0066207	-.117976	.1245967
dnord	.005025	.0788917	-.0839167	.0031871	.0580065	-.0611936
dsul	-.0051299	-.1105058	.1156357	-.0021888	-.0529432	.055132
dse	-.0061728	-.1172971	.1234699	-.0020247	-.0446286	.0466533
dco	-.0036747	-.0777022	.0813769	-.0016332	-.0388939	.0405271
raca	-.0038765	-.0664972	.0703737	-.0012031	-.0248981	.0261012
urbrur	-.0128213	-.155291	.1681123	-.0054272	-.0838416	.0892688
exper	-.0012133	-.0213552	.0225685	-.0002107	-.0043469	.0045576
exper2	.0000134	.000236	-.0002494	-4.41e-07	-9.09e-06	9.53e-06

Fonte: Elaboração Própria