



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

JANAINA CABRAL DA SILVA

ENSAIOS SOBRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL

FORTALEZA

2015

JANAINA CABRAL DA SILVA

ENSAIOS SOBRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural Sustentável

Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo

FORTALEZA

2015

Dados Internacionais de Catalogação na
Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós-Graduação em Economia Agrícola

S581e Silva, Janaina Cabral da

Ensaio sobre pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil. /
Janaina Cabral da Silva. - 2015.
95 f.: il. color., enc.; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias,
Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural.
Fortaleza, 2015.

Área de Concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural Sustentável.
Orientação: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo.

1. Desigualdade de Renda. 2. Crescimento Econômico. 3. Pobreza de Tempo.
4. Bem-estar. I. Título.

CDD: 339.2

JANAINA CABRAL DA SILVA

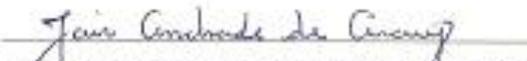
ENSAIOS SOBRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL

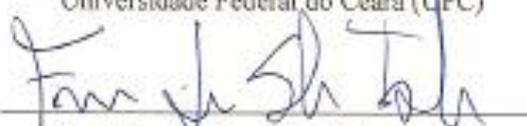
Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural Sustentável

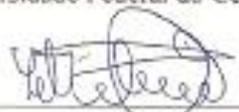
Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo

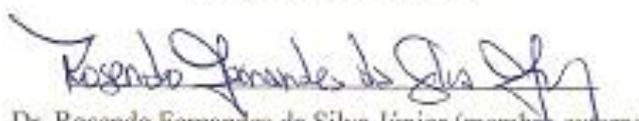
Aprovada em: 27/02/2015

BANCA EXAMINADORA


Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)


Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)


Dr.ª Lilian Lopes Ribeiro (membro externo)
Pesquisadora da FUNCAP


Dr. Rosendo Fernandes da Silva Júnior (membro externo)
Caixa Econômica Federal

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor, as primícias da minha gratidão, a honra e a glória por findar com sucesso mais um ciclo na minha vida.

Ao meu pai, José Soares, meu exemplo de coragem e disposição de sempre recomeçar, minha origem, meu alicerce, minha inspiração a prosseguir. A minha querida mãe, Josenice Cabral, pelo amor, confiança, dedicação e por sempre acreditar em mim e nos meus sonhos. A essa grande mulher, não há palavras para expressar minha real gratidão.

Aos meus irmãos, Jocely e Joellyngton que estiveram ao meu lado sempre. A minha tia, Marizélia (*In memorian*), que sempre me apoiou e incentivou a continuar.

Ao meu orientador, Jair Araújo, que se disponibilizou a auxiliar na construção deste projeto, dando-me subsídios para concretizá-lo e concluir com êxito o curso de mestrado. A todos os professores do MAER que com zelo e dedicação cooperaram na minha formação acadêmica.

Aos professores da banca examinadora, Dr. Francisco José Silva Tabosa e Dr^a. Lilian Lopes Ribeiro que contribuíram com sugestões de extrema importância na elaboração final da dissertação.

Aos amigos que conheci no mestrado e que os agreguei ao meu ciclo de amizades, Andréa, Gerlânia, Joyciane, Fabiano Luiz, José Alex, Otácio, Evânio, Leonardo, Wandembeg, Bruno, Diogo, Ionara, Ansu e Mamadu, por todos os momentos e experiências compartilhados. Em especial, as minhas queridas e grandes companheiras de jornada, Karla Karoline, Maria Luiza e Maria Enésia, uma parceria que transcende a faculdade.

À Jennifer, minha amiga/irmã que participou e viveu comigo a alegria de mais uma realização na minha vida. Obrigada por tudo!

Por fim, à CAPES e à Universidade Federal do Ceará pela oportunidade de dedicar-me exclusivamente à atividade científica, contribuindo na minha formação profissional e pessoal.

RESUMO

Esta dissertação é composta de três artigos, sendo que cada um se torna um capítulo. No primeiro capítulo intitulado “Relação entre Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Brasil” analisa-se esta relação a partir da hipótese do U-invertido de Kuznets no período de 1995 a 2012. A suposição do U-invertido – hipótese de Kuznets (1955) – alude, no curto prazo, que há uma conexão positiva entre a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita*. Já no longo prazo, percebe-se uma relação de U-invertido, pois há uma inversão desta relação. Para tanto, utiliza-se um modelo de estimação para dados em painel dinâmico e o método de estimação empregado é o dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema), desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Dentre outros resultados, conclui-se que a hipótese de Kuznets é confirmada nos Estados brasileiros. Fundamentando-se nas teorias que procuram relacionar pobreza, desigualdade, crescimento econômico e bem estar, o capítulo dois tem por objetivo decompor a variação da pobreza, baseando-se nos seguintes fatores: efeito tendência, efeito crescimento, efeito desigualdade e efeito residual, para os estados brasileiros entre 2001 e 2012. Para isso, partiu-se da estimação de um modelo estatístico com dados em painel, utilizando as variáveis pobreza, renda familiar *per capita* e o coeficiente de Gini, extraídas da PNAD. Os resultados estimados do modelo permitem inferir que na maior parte dos estados, o efeito crescimento se sobressaiu em relação aos demais em se tratando da explicação da redução da pobreza no período analisado. Não obstante, o efeito distribuição também teve sua importância nesse processo, seguido do efeito tendência. Porém, o efeito residual foi de pouca relevância. Assim, finalizando este trabalho, no capítulo três realiza-se uma análise da pobreza de tempo para o Brasil, tendo por parâmetro o uso da alocação do tempo como um indicador de bem estar, em que a pobreza de tempo é mensurada adaptando as medidas de pobreza de renda da classe Foster, Greer e Thorbecke (1984) – FGT, especificamente para a pobreza de tempo, utilizando como indicadores a proporção de pobres de tempo (P_0), o hiato de pobreza de tempo que mede a sua intensidade (P_1) e o hiato de pobreza de tempo ao quadrado que mensura sua severidade (P_2). Com isso, parte-se da estimação de um modelo estatístico com dados em painel, utilizando as variáveis “rendimentos de todos os trabalhos”, “idade”, “anos médios de estudo” para explicar a pobreza de tempo nos estados brasileiros. Os resultados encontrados indicam que havendo uma elevação nos rendimentos, diminui-se a pobreza de tempo; quanto mais elevada for a idade do indivíduo, maior a chance de ser pobre de tempo; e

quanto maior o nível de escolaridade das pessoas, maior será sua privação de tempo em detrimento aos de menor escolaridade.

.

Palavras-chave: Desigualdade de Renda; Crescimento Econômico; Pobreza de Tempo; Bem-estar.

ABSTRACT

This dissertation is composed by 3 papers which, where each paper is a dissertation chapter. This first chapter entitled “Relationship between wealth inequality and economic growth in Brazil” analyses the relationship from Kuznets inverted U hypothesis from 1995 to 2012. The inverted U supposition – Kuznets hypothesis (1955) – deals, in short term, exists a positive connection among wealth inequality and the per capita income level. In the long term, we observe a inverted U relationship, because there is a inversion of this relation. Thus, we use dynamic panel model and the Generalized method of moments system estimation method, developed by Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover(1995) and Blundell e Bond (1998). The results show that the Kuznets hypothesis was confirmed. Based in the theories which seek relates poverty, inequality, economic growth and welfare, the chapter two aims to decompose the poverty variation, basing in the following factors: trend effect, growth effect, inequality effect and residual effect, for Brazilian states between 2001 and 2012. To reach this objective, we estimated a statistic model with panel data, using poverty variables, per capita familiar income and gini coefficient, extracted from PNAD. The results estimated allow to infer which in the most of Brazilian states, the growth effect stood out in relation to another effects regarding the explanation of poverty reduction in the period analyzed. Nonetheless, the distribution effect too had its importance in this process, followed by trend effect. However, the residual effect had low explanation power. Thus, finishing this dissertation, the chapter three analyses the poverty time for Brazil, using indicators as ratio of poor in time (P_0), the time poverty gap, which measures its intensity (P_1) and the squared poverty time, who measures its severity (P_2). Then, from estimation of statistical model with panel data, using the variables “all labor income”, “age”, average years of study to explain the poverty time in the Brazilian states. The results indicate the a increase in the income have been occurring, reducing the poverty in time; how much higher is the individual age, higher the chance of they being poverty in time; and, higher education level of people, greater their privation of time in comparison to people with lower education level.

Keywords: Wealth inequality; economic growth; poverty in time; Welfare.

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|---|----|
| Gráfico 1.1 - Coeficiente de Gini para os Estados do Brasil entre os anos de 1995 e 2012..... | 28 |
| Gráfico 1.2 - Índice de Theil para os Estados do Brasil entre os anos de 1995 e 2012..... | 28 |
| Gráfico 1.3 - Coeficiente de Gini em relação à Expectativa de Vida no Brasil (1995-2012)..... | 29 |
| Gráfico 1.4 - Índice de Theil em relação à Expectativa de Vida no Brasil (1995-2012)..... | 29 |
| Gráfico 2.1 - Decomposição da Variação da Pobreza em Decorrência do Crescimento Econômico e da Distribuição de Renda..... | 48 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1.1 - Concentração de Renda no Brasil (1995-2012)..... | 24 |
| Tabela 1.2 - Estatística descritiva das variáveis..... | 27 |
| Tabela 1.3 - Resultados dos Modelos de Regressão para o Gini (1995-2012)..... | 34 |
| Tabela 1.4 - Resultados dos Modelos de Regressão para Theil (1995-2012) | 36 |
| Tabela 2.1 - Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Urbanas do Brasil– 2001 a 2012..... | 57 |
| Tabela 2.2 - Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Rurais do Brasil – 2001 a 2012..... | 58 |
| Tabela 2.3 - Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil – 2001 a 2012..... | 59 |
| Tabela 2.4 - Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Rurais do Brasil - 2001 a 2012..... | 60 |
| Tabela 2.5 - Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil* – 2001 a 2012..... | 61 |
| Tabela 2.6 - Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza das Áreas Rurais do Brasil* – 2001 a 2012..... | 62 |
| Tabela 3.1 - Média dos Indicadores de Pobreza de Tempo para os Estados Brasileiros 2001- 2013..... | 78 |
| Tabela 3.2 - Resultados dos Modelos de Regressão para os Índices de Pobreza P_0 , P_1 e P_2 | 79 |

SUMÁRIO

| | |
|--|-----------|
| INTRODUÇÃO GERAL | 11 |
| CAPÍTULO 1 -RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL | 14 |
| 1 INTRODUÇÃO | 14 |
| 2 PROPOSTA DE KUZNETS..... | 16 |
| 2.1 “ <i>Economic Growth and Income Inequality</i> ”, o artigo | 16 |
| 2.2 Revisão da Literatura..... | 18 |
| 2.3 Relação entre Desigualdade e Crescimento Econômico | 22 |
| 3 BASE DE DADOS | 25 |
| 4 METODOLOGIA..... | 29 |
| 4.1 Especificação econométrica do modelo | 30 |
| 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES | 33 |
| 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 37 |
| CAPÍTULO 2 -ESTUDO SOBRE A DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS..... | 39 |
| 1 INTRODUÇÃO | 39 |
| 2 ARCABOUÇO TEÓRICO | 41 |
| 2.1 Pobreza e sua Decomposição | 41 |
| 2.2 Função do Bem-Estar Social | 43 |
| 2.3 Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade: uma Tríplice Relação..... | 46 |
| 3 BASE DE DADOS | 50 |
| 4 METODOLOGIA..... | 51 |
| 4.1 Especificação Econométrica do Modelo | 51 |
| 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES | 57 |
| 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 63 |
| CAPÍTULO 3 -DETERMINANTES DA POBREZA DE TEMPO NOS ESTADOS BRASILEIROS: 2001 A 2013..... | 65 |
| 1 INTRODUÇÃO | 65 |
| 2 ARCABOUÇO TEÓRICO | 67 |
| 2.1 Pobreza e Insuficiência de Renda..... | 67 |

| | | |
|--------------|---|-----------|
| 2.2 | Pobreza e Bem-Estar | 68 |
| 2.3 | Pobreza de Tempo | 70 |
| 3 | BASE DE DADOS | 72 |
| 4 | METODOLOGIA..... | 74 |
| 4.1 | Dados em Painel | 74 |
| <i>4.1.1</i> | <i>Heterogeneidade Não-observada</i> | <i>76</i> |
| <i>4.1.2</i> | <i>Modelo Efeito Fixo</i> | <i>76</i> |
| <i>4.1.3</i> | <i>Modelo de Efeitos Aleatórios.....</i> | <i>77</i> |
| 4.2 | Teste de <i>Hausman</i> | 77 |
| 5 | RESULTADOS E DISCUSSÕES | 78 |
| 5.1 | Pobreza de Tempo no Brasil por Estado | 78 |
| 5.2 | Estimações para a Pobreza de Tempo no Brasil..... | 79 |
| 6 | CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 82 |
| 7 | CONCLUSÃO GERAL | 84 |
| | REFERÊNCIAS | 86 |

INTRODUÇÃO GERAL

Sendo o Brasil detentor de uma longa tradição de pesquisa sobre a pobreza e a desigualdade, não é de se surpreender que as mudanças estimuladas pelas últimas décadas chamaram, generalizadamente, a atenção dos estudiosos. Uma vasta gama de possíveis causas tem sido analisada, primordialmente no que diz respeito às políticas e programas sociais, pois as intervenções do Estado podem interferir direta e indiretamente e de várias formas sobre a pobreza e a desigualdade.

Persistindo em elevados níveis de pobreza e desigualdade na distribuição de renda no Brasil, Barros, Henrique e Mendonça (2000) revelam que níveis demasiadamente altos de pobreza que assolam a sociedade encontram sua principal causa na estrutura da desigualdade do país. Tal determinante pode ser tanto pela distribuição de renda como pela distribuição de oportunidades de inclusão econômica e social, guiados pela suposição de que o Estado brasileiro não pode ser avaliado como um país pobre, mas com um número excessivo de pobres.

No entanto, nos últimos anos, o Brasil tem passado por transformações em suas características distributivas, uma vez que a concentração de renda vem diminuindo significativamente e de forma contínua a partir de 2001. O que, desta forma, contribui na redução da pobreza (IPEA, 2006).

Paralelamente, em outras pesquisas, a desigualdade tem sido estudada juntamente com o crescimento econômico, de forma a considerar as causalidades que há entre essas variáveis. Vários debates associados a estas têm sido abrangentes no tocante a temas de como a desigualdade é gerada e como se reproduz por meio do tempo, ou, ainda, como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam (DINIZ, 2005).

O crescimento econômico pode ser acatado como um processo pelo qual a renda *per capita* de uma dada sociedade se ergue e, ao passo em que ocorre, mudanças estruturais quantitativas e qualitativas o acompanham. Desta forma, pode contribuir tanto para elevação das rendas como para possibilitar o financiamento da seguridade social e a intervenção governamental ativa, de tal forma que sua contribuição deve ser julgada não apenas pelo incremento das rendas, mas, também, pela expansão dos serviços sociais que o crescimento econômico possibilita (SEN, 2000).

O crescimento econômico, conforme Cinca (2011), ao ignorar o modo que a renda gerada se distribui, não é um bom indicativo do bem estar econômico em determinada

sociedade. Assim sendo, a partilha dos benefícios do crescimento econômico está diretamente relacionada com as características socioeconômicas e industriais do país.

Porém, pela concepção de Sen (1999), olhar o desempenho dos países e seus níveis de bem estar apenas pelo âmbito da renda e do consumo seria algo bastante limitado. Ao incorporar uma definição de pobreza em um sentido mais abrangente, Ravallion (1996) afirmou que é possível definir, teoricamente, um conceito mais amplo de pobreza que incluísse não somente conceitos de utilidade, como também de capacitação.

Já o Banco Mundial, ao impetrar uma definição de pobreza de forma mais abrangente, passou a utilizar um conceito multidisciplinar e de novos dados para gerar pesquisas como os de pobreza de tempo de Bardasi e Wodon (2009) e Kes e Swaminathan (2006). Nos estudos desenvolvidos por esses e outros autores, um indivíduo é caracterizado pobre de tempo se o total de horas trabalhadas na semana for maior que uma determinada linha de pobreza de tempo.

Uma opinião tendente entre os analistas em relação à pobreza é determinar este acontecimento como a ausência de oportunidade para desfrutar de uma vida plena. Assim, a insuficiência de renda seria um indicador holístico limitado para mensurar a pobreza. De acordo com Soares (2009), outras dimensões teriam que ser anexadas para se determinar quem é realmente pobre.

Logo, no intuito de distinguir a pobreza da desigualdade, não se faz necessário apenas saber a quantidade de pobres que há no país, mas, também, é essencial entender seus determinantes, poder acompanhar a sua evolução e sua relação com o crescimento econômico. Nesse contexto, para monitorar os efeitos e tendências da pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil, esta pesquisa estuda a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, bem como a decomposição da variação da pobreza e a pobreza de tempo para os estados brasileiros.

No capítulo um, verifica-se a correlação existente entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, sob a hipótese do U-invertido de Kuznets no período de 1995 a 2012. Tal suposição alude que, no curto prazo, há uma conexão positiva entre a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita*. Já no longo prazo, percebe-se uma relação de U-invertido, pois há uma inversão desta relação. Assim, para se analisar o comportamento da desigualdade de renda, mensurada pelos coeficientes de Gini e de Theil, utilizou-se da econometria dos dados em painel dinâmico, estimado pelo Método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema).

Fundamentando-se nas teorias que procuram relacionar pobreza, desigualdade, crescimento econômico e bem estar, o capítulo dois tem por objetivo decompor a variação da pobreza, baseando-se nos seguintes fatores: efeito tendência, efeito crescimento, efeito desigualdade e efeito residual, para os estados brasileiros entre 2001 e 2012. Para tanto, partiu-se da estimação de um modelo estatístico com dados em painel, utilizando as variáveis pobreza, renda familiar *per capita* e o coeficiente de Gini, extraídas da PNAD.

Por fim, o capítulo três faz uma análise da pobreza de tempo para o Brasil, tendo por parâmetro o uso da alocação do tempo como um indicador de bem estar, onde a pobreza de tempo é mensurada adaptando as medidas de pobreza de renda da classe Foster, Greer e Thorbecke (1984) – FGT, especificamente para a pobreza de tempo, utilizando como indicadores a proporção de pobres de tempo (P_0), o hiato de pobreza de tempo que mede a sua intensidade (P_1) e o hiato de pobreza de tempo ao quadrado que mensura sua severidade (P_2). O método utilizado advém da estimação de um modelo estatístico com dados em painel, utilizando as variáveis “rendimentos de todos os trabalhos”, “idade” e “anos médios de estudo” para explicar a pobreza de tempo nos estados brasileiros.

CAPÍTULO 1

RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

Os debates acerca da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda tomaram mais espaço nas discussões, em 1950, por meio dos trabalhos pioneiros de Simon Kuznets. Desde então, vários outros estudos e métodos foram preparados com o intuito de mensurar a desigualdade de renda, tanto para os países desenvolvidos como, também, para os países em desenvolvimento.

Kuznets (1955) elaborou um referencial teórico com base na análise do processo de mudança de economias agrícolas para industrialização na Inglaterra, Alemanha e nos países do Reino Unido. Esta teoria assegura que o processo de desenvolvimento econômico deveria gerar um período inicial de concentração de renda no instante em que a migração de pessoas e recursos passasse a ocorrer da agricultura para as áreas urbanas e industrializadas, contudo, essa tendência se reverteria à medida que o processo de migração fosse atenuando.

Tal acontecimento se dá pela diferença de renda da população entre os dois setores que podem ser estudados por meio da renda *per capita* média industrial, da participação da renda setorial em relação à renda total e da desigualdade nas participações populacionais que tendem a ser superiores no setor urbano em relação ao rural (SALVATO *et. al.*, 2006 e BARRETO, NETO e TEBALDI, 2001)

Kuznets (1955) debate acerca da distribuição de renda no intuito de descobrir se a desigualdade na distribuição de renda eleva ou decresce no decorrer do crescimento econômico de um país e os fatores que a determinam em longo prazo e se sua origem poderia estar ligada ao crescimento econômico.

A correlação e reflexão existente entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda é uma temática de suma importância na história do pensamento econômico, apesar de ser, no entanto, um elemento de controvérsias. Estudos como de Deininger e Squire (1996, 1998), Ravallion e Chen (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002) acenam que o crescimento econômico não está relacionado a altos níveis de desigualdade de renda. Em contrapartida, Alesina e Rodrick (1994) e Alesina e Perotti (1996), aludem que a desigualdade de renda está relacionada com o crescimento econômico.

A hipótese de Kuznets, U-invertido, foi testada, também, por alguns autores que utilizaram dados alusivos ao Brasil, tais como os trabalhos de Barros e Gomes (2007), Júnior *et al.* (2007), Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Salvato *et al.* (2006).

As estimativas indicadas variam de acordo com diferentes rendas *per capita* em sua forma linear e quadrática, utilizando o coeficiente de Gini e de Theil para mensurar a desigualdade de renda em todos os métodos econométricos. Diante disto, o objetivo deste capítulo é verificar, nos estados do Brasil, a correlação existente entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico sob a hipótese do U-invertido de Kuznets no período de 1995 a 2012, uma vez que, mesmo a desigualdade na distribuição de renda no país sendo considerada um problema grave, causador do aumento da pobreza e da criminalidade, o Brasil tem estado entre as nações com melhores índices econômicos.

Sendo assim, todas as unidades federativas do Brasil, incluindo o Distrito Federal, no período compreendido entre 1995 e 2012, foram utilizadas como base de dados neste trabalho, acoplando, em sua análise, as informações da desigualdade de renda – coeficiente de Gini e de Theil –, renda domiciliar *per capita*, anos de estudo e expectativas de vida que uma pessoa tem ao nascer. Sendo esta base de dados, construída a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNADs, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e da base de dados do IPEADATA.

Embora este trabalho possua um assunto comumente discutido em âmbito acadêmico, a evolução da desigualdade no Brasil torna-se importante devido aos paradoxos que o próprio modelo de crescimento econômico, neste adotado, implica. Diferente dos artigos que outrora trabalharam com esta temática, opta-se aqui por fazer uso de um modelo dinâmico para dados em painel, desenvolvidos por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundel e Bond (1998).

Desta forma, este estudo, além dessa introdução, estrutura-se em mais cinco seções. Na próxima, será exposto o referencial teórico e empírico que dá fundamento a problematização aqui sugerida, contando com o artigo de Kuznets (1955) e a revisão de literatura produzida sobre esta temática. Na seção três define-se e discute-se a base de dados. Sequencialmente, na quarta seção, apresenta-se o modelo econométrico e os métodos de estimação utilizados. Em seguida, há uma análise dos resultados obtidos pela estimação do modelo econométrico – seção cinco. E, por fim, completando a estrutura deste trabalho, na sexta seção, conclui-se de forma singular a exposição das considerações finais.

2 PROPOSTA DE KUZNETS

Utilizando-se como referência o próprio artigo de Kuznets – um clássico de 1955 – e esquadrinhando-se em sua teoria os principais elementos que subsidiou, posteriormente, a formulação da hipótese do U-invertido, seguir-se-á um resumo da proposta de Kuznets, bem como uma breve revisão da literatura.

2.1 “*Economic Growth and Income Inequality*”, o artigo

O exemplar artigo “*Economic Growth and Income Inequality*”, de Simon Kuznets, retrata a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. Kuznets (1955) destrincha seu trabalho de forma singular e fazendo apologia ao caráter e as consequências das mudanças de longo prazo na distribuição de renda. Para o autor, há pelo menos dois grupos de força para o desenvolvimento dos países no longo prazo que induzem ao crescimento da desigualdade na distribuição da renda – distribuição de renda da estrutura industrial e concentração de poupança nas faixas de renda mais elevadas.

Por decorrência do processo de industrialização e urbanização, a migração rural, procurando melhores condições de vida, aconteceu de forma significativa. Com isso, para se analisar a distribuição de renda da população em sua totalidade, torna-se imprescindível compreender o método de como a renda, nas cidades e no campo, é compartilhada, uma vez que a desigualdade da distribuição e a renda *per capita* média rural são usualmente menores que a urbana, principalmente pela decorrência de menor produtividade intrínseca às atividades de cada meio.

Ao considerar a desigualdade na distribuição de poupança sendo mais elevada que na distribuição das rendas pessoais e dos ativos, a poupança acaba se limitando aos grupos mais ricos da sociedade, tendo como consequência, *ceteris paribus*, uma concentração de uma proporção crescente de rendimentos nas mãos dos grupos de renda mais elevados.

Ainda em sua obra, Kuznets (1955) propõe alguns questionamentos acerca da distribuição de renda, a saber: será que a desigualdade na distribuição de renda eleva ou decresce no decorrer do crescimento econômico de um país? Quais são os fatores que determinam a desigualdade de renda no longo prazo? Tais questionamentos, em linhas gerais, comprovaram a sua preocupação com o grau de desigualdade na distribuição de renda, cuja origem poderia estar associada ao crescimento econômico.

Segundo as ideias do autor, as questões supracitadas são amplas em um campo de estudo que tem sido assolado por poucas definições, escassez incomum de dados e as pressões de opiniões fortemente defendidas. Ressalta-se, ainda, que embora não se possa evitar completamente as dificuldades resultantes, pode-se auxiliar nas especificações características das distribuições do tamanho da renda que se deseja examinar e os movimentos que se espera explicar.

As proeminências empíricas do estudo de Kuznets recomendam que a diminuição da desigualdade nos países desenvolvidos ocorra, tão somente, nas últimas fases do processo de crescimento e em função dos seus benefícios. A sociedade materializa-se com um maior acesso às redes de saúde e educação, induzindo, como decorrência, a um aumento da produtividade, o que acabam disponibilizando os efeitos da rápida industrialização e urbanização.

Discorre, também, que conforme as economias experimentam o crescimento, o acesso à educação é capaz de fornecer melhores oportunidades, diminuir as desigualdades e a parcela mais pobre da população, tornando-os mais politizados e capazes de modificar as políticas do governo. E, as consequências do deslocamento da revolução agrária para a industrial, juntamente com a elevação populacional, mediante ao rápido declínio nas taxas de mortalidade e manutenção, ou até mesmo, ampliação da taxa de natalidade, provoca um aumento da desigualdade logo nos períodos iniciais.

De acordo com Kuznets, a taxa de crescimento da população pode ser considerada em parte como causa e, em parte, como efeito do longo movimento da desigualdade de renda. Além do mais, vale ressaltar que, nessa fase, incide a preponderância de fatores que beneficiam a manutenção ou elevação dos grupos retentores do capital, na medida em que sua posição é alentada pelos ganhos advindos das novas indústrias.

Mediante contextualização acima, pode-se assumir um modelo de dinâmica da desigualdade, dependente de um regime específico de crescimento capaz de caracterizar a estrutura secular da distribuição de renda, em que a desigualdade se acentua nos momentos iniciais do crescimento econômico, consolida por um período e diminui nas últimas fases. Esse padrão temporal é ajustado à população mais pobre, porém, os resultados obtidos mencionam que o processo de diminuição da desigualdade, analisado nos países desenvolvidos, é marcado pela parte crescente da trajetória da desigualdade ao longo do tempo – simulada por ele na curva de U-invertido.

Vários estudos e métodos foram preparados com o objetivo de explorar a natureza da relação entre distribuição de renda e crescimento, tanto para países desenvolvidos, como

para países em desenvolvimento. No intuito de explanar a proposta deste trabalho, a próxima seção se deterá na revisão de literatura dos trabalhos outrora elaborados sobre a proposta de Kuznets, revelando suas fundamentações teóricas, bem como as evidências empíricas encontradas.

2.2 Revisão da Literatura

De acordo com Kuznets (1955), é de suma importância o estudo acerca da tendência secular da estrutura da renda, e dos fatores que a determinam. Deve-se avaliar as características e procedências das alterações de longo prazo, uma vez que qualquer percepção adquirida por observação nas mudanças dos agregados de algum país, ao longo do tempo, será válida se explicadas em termos de movimentos das partilhas dos variados grupos da população, podendo ser mensuradas por meio de *percentis, decis ou quintis*.

Em *Economic Growth and Income Inequality*, Simon Kuznets (1955), tendo em mente a dinâmica da distribuição de renda ao longo dos processos de industrialização e urbanização, ilustrou sua teoria a partir de um modelo de economia dualista, trabalhando com um setor não agrícola e outro agrícola. O objetivo era analisar a relação entre desigualdade de renda e o crescimento econômico. Conjeturava-se que a desigualdade de renda aumentaria no curto prazo e, com o crescimento econômico, reduziria – configurando um U-invertido.

Permutando a população de um setor a outro, tradicional agrícola ao moderno industrializado, elevaria a desigualdade de renda, uma vez que este setor mais dinâmico é, também, mais rico e mais desigual. Tal fenômeno se dá pela diferença de rendas da população entre os dois setores que podem ser analisadas por meio da renda *per capita* média industrial, da participação da renda setorial em relação à renda total e da desigualdade nas participações populacionais que tendem a ser superiores no setor urbano em relação ao rural (SALVATO *et. al.*, 2006 e BARRETO, NETO e TEBALDI, 2001).

Em relação aos dados, Kuznets (1955) atenta para as classificações em distintas categorias de renda com diversas dimensões e aos percalços decorrentes da carência de dados para longos períodos. Para o estudo dessa dinâmica, o autor, ao utilizar séries temporais dos Estados Unidos, Reino Unido e uma limitada amostra para a Alemanha (Prússia e Saxônia), sugere que uma distribuição de renda relativa, estimada pela incidência de renda anual entre as classes, revelou um movimento de igualdade maior na década de 1920, apresentando-se, também, evidências no período que antecedeu ao da I Guerra Mundial.

Fora percebido que nos Estados Unidos, a aproximação das rendas em meio aos diferentes grupos aconteceu entre a crise de 1929 e o Pós-Segunda Guerra Mundial. O mesmo acontecimento foi notado na Inglaterra, entre 1910 e 1947, em decorrência do empobrecimento das camadas mais ricas, enquanto a quantia de renda dos mais pobres se manteve constante até o ano de 1919, se elevando no período compreendido entre os anos de 1929 a 1947.

Já na Prússia, foi constatado um movimento crescente da desigualdade de 1875 a 1913 e na Saxônia, a variação foi mínima nos anos entre 1880 e 1913. Contudo, na Alemanha, como um todo, foi constatado que a desigualdade caiu consideravelmente entre 1913 e 1920. Para Kuznets (1955), a Primeira Guerra Mundial e os níveis altos da inflação teriam colaborado para tal e, assim, regressando, entretanto, ao antigo patamar durante a grande depressão de 1929.

Após a publicação dos trabalhos desbravadores de Simon Kuznets nos anos de 1950 e 1960, as discussões sobre a relação entre nível de renda *per capita* e desigualdade de renda apresentaram maior repercussão no debate econômico. Desde então, variados estudos e métodos foram elaborados com o objetivo de medir a desigualdade de renda, tanto para países desenvolvidos como para países em desenvolvimento (TAQUES e MAZZUTTI, 2010).

Fields (2002) assegura que a literatura adotou duas segmentações com os estudos de Kuznets, onde uma tende para os modelos que analisam o formato de U-invertido – a partir do nível de desenvolvimento econômico – e outra que utiliza bases empíricas para corroborar, ou não, com a proposta de Kuznets.

No intuito de testar a hipótese do U-invertido, realizaram-se diversas estimativas. Os métodos de *cross-section* e séries de tempo foram vastamente usados nos estudos das décadas seguintes à sugestão de Kuznets, mas suas limitações não deixaram de ser apontadas por outros autores. Como alternativa, a estimativa em dados de painel tem sido amplamente utilizada e apresenta resultados estatisticamente mais significantes (TAQUES e MAZZUTTI, 2010).

Conforme Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), os dados de *cross-section* são favoráveis para os presentes propósitos porque mostra a possibilidade de identificação de padrões uniformes que assinalam o problema em diferentes países. Com isso, tal identificação, ajuda no estabelecimento de médias, onde os níveis de desigualdade observados, em países específicos, podem ser comparados.

Fields e Jakubson (1994), ao escolher dados de países desenvolvidos e em desenvolvimento, assumem que certos países podem estar acima ou abaixo da média da curva

de Kuznets. A linha central poderia ser estimada por meio da metodologia de efeitos fixos, em que os autores encontraram diversos resultados que divergiram, podendo a diferença ser explicada por meio da observação dos resultados entre países e em um único país.

A maioria dos estudos empíricos que engloba grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, na literatura internacional, faz menção e é favorável à hipótese de Kuznets, ainda que utilizadas metodologias diferenciadas. Kravis (1960), Oshima (1962), Adelman e Morris (1974), Paukert (1973), Ahluwalia (1976a), Robinson (1976), Ram (1989), Perotti (1993), Dawson (1997), e Ogwang (2000) e Sylvester (2000), representa um grupo de estudos fundamentados em dados de corte transversal (*cross-section*) e que reportam evidências favoráveis à hipótese em questão.

Hsing e Smith (1994), utilizando dados de séries temporais para a economia americana, não rejeitam a hipótese de Kuznets. O mesmo ocorre nos estudos de Forbes (2000), Deininger e Squire (1998), Barro (2000) e Thornton (2001) ao valer-se de dados em painel. Já Fields e Jakubson (1994), são um dos principais trabalhos que não apoia a hipótese do U-invertido, sendo baseado em estimativas para o painel com efeitos fixos.

Outros estudos apresentaram diferentes explicações para o possível formato de U-invertido para a correlação existente entre desigualdade e crescimento econômico após os artigos de Kuznets (1955) e de Robinson (1976). Nessa linha, Barro (2000) atribui essa peculiaridade às deficiências no mercado financeiro existentes em economias pouco desenvolvidas. As deficiências no mercado de crédito afetariam de forma significativa a parcela mais pobre da população, cuja parcela apresenta maior dificuldade de acesso ao crédito, diminuindo sua capacidade de conseguir investimentos que implicariam em acúmulo de capital físico ou capital humano.

Em esfera nacional, existem trabalhos que também parecem evidenciar o comportamento do U-invertido recomendado por Kuznets. Utilizando dados do Valor Adicionado Fiscal (VAF) e do índice de Theil, Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) evidenciam a existência de uma curva de Kuznets para o setor industrial e o de serviços do Rio grande do Sul em 1991, mas não obtém resultados, estatisticamente, relevantes para o setor agropecuário.

Empregando dados em painel para os municípios do Rio Grande do Sul, Bagolin, Gabe e Pontual (2003), também legitimam a relação do U-invertido entre a renda *per capita* e índice de Theil, considerando o período de 1970, 1980 e 1991. Jacinto e Tejada (2004) lançaram mão de dados *cross-section* e em painel para as cidades do nordeste brasileiro, analisando os anos de 1970 e 1991, encontrando também evidências da referida curva. Salvato

et al. (2006), abordando os anos de 1991 e 2000, também levantam evidências de que para os municípios de Minas Gerais, a correlação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico está em conformidade com a teoria de Kuznets.

Porto Júnior *et al.* (2007), em suas estimativas para *cross-section*, a renda *per capita* linear e quadrática foram utilizadas como medidas, objetivando captar alterações direcionais na distribuição da renda de acordo com a sua elevação. Os autores verificaram que para dados em painel, no Rio Grande do Sul, a estimação com efeitos fixos alude que o desenvolvimento inicial foi superado e que a desigualdade de renda não é mais tão elevada, comparando-a com o Paraná.

Para as cidades do Rio Grande do Sul, Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002) observaram a hipótese do U-invertido de Kuznets em *cross-section*. A partir de um modelo com método não paramétrico de regressão local, empregaram a densidade demográfica municipal e a relação renda *per capita* setorial-desigualdade tanto para a renda agropecuária quanto para a industrial e para o setor de serviços. Os resultados confirmaram o U-invertido indicado por Kuznets, porém, apenas para alguns municípios – quando incluída a variável explicativa densidade demográfica municipal.

Já para os autores Linhares *et al.* (2012), estimativas de modelos econométricos com efeito *threshold* mostram que a forma de “U” invertido, como sugerido por Kuznets, só ocorre nas economias com renda *per capita* mensal acima de R\$ 258,00 e para as demais, mudanças na renda não têm efeito direto sobre a desigualdade. Os resultados mostram que políticas de crescimento econômico não necessariamente melhoram a distribuição de renda de todos os Estados brasileiros. Os autores sugerem que o governo deveria investir na criação de programas mais direcionados a cada perfil socioeconômico estadual e reavaliar políticas governamentais do tipo Top-Down para a superação de problemas sociais, entre eles a desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Taques e Mazzutti (2009) analisaram a hipótese de Kuznets por meio de econometria de dados de painel – dados agrupados, efeito fixo, efeito aleatório e primeira diferença – e com a utilização dos indicadores de Gini e de Theil, para a desigualdade de renda e da renda *per capita* em sua forma linear e quadrática como medida de desenvolvimento. Os resultados obtidos ao mensurar o impacto do crescimento econômico sobre a desigualdade de renda para os estados brasileiros (1995-2005) indicaram que a hipótese do U-invertido de Kuznets não é corroborada.

2.3 Relação entre Desigualdade e Crescimento Econômico

Tendo em vista um maior entendimento quanto à compreensão da relação existente entre a desigualdade e o crescimento econômico, esta subseção esboça um panorama geral da forma como a literatura econômica trata o enfoque da desigualdade de renda afetando o crescimento econômico.

Nos mais variados estudos, a relação da desigualdade *versus* crescimento econômico tem sido analisada de forma a considerar as causalidades que há entre essas variáveis. Vários debates associados a estas têm sido abrangentes no tocante a temas de como a desigualdade é gerada e se reproduz por meio do tempo, ou, ainda, como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam. Segundo a visão de Diniz (2005), sucede uma relação de dupla causalidade entre as variáveis em questão.

O crescimento econômico pode ser acatado como um processo pelo qual a renda *per capita* de uma dada sociedade se ergue. Ao passo em que ocorre, mudanças estruturais quantitativas e qualitativas o acompanham. O economista Amartya Sen (2000), alude que o crescimento econômico pode contribuir tanto para elevação das rendas como possibilitar o financiamento da seguridade social e a intervenção governamental ativa de tal forma que sua contribuição deve ser julgada não apenas pelo incremento das rendas, mas também pela expansão dos serviços sociais que este possibilita.

Há várias maneiras pelas quais o crescimento econômico pode influenciar o bem estar e a distribuição de renda. De acordo com seu artigo, Kuznets (1955) mostra que a evolução secular da distribuição da renda no curso do desenvolvimento tem o formato de um U-invertido. Logo, o crescimento econômico levaria inicialmente a um período de aprofundamento da desigualdade, porém, tenderia a se reduzir ao longo do período de desenvolvimento econômico secular.

Conforme Cinca (2011), o crescimento econômico mensurado por meios do Produto Interno Bruto (PIB), ao ignorar o modo como a renda gerada se distribui, não é um bom indicativo do bem estar econômico em determinada sociedade. Assim sendo, a partilha dos benefícios do crescimento econômico está diretamente relacionada com as características socioeconômicas e industriais do país.

Salama e Destremau (1999) asseguram que quanto menos desigual for uma determinada sociedade, mais elevado será o crescimento, mais igualitário será a partilha dos benefícios na sociedade e maior será sua eficácia na redução da pobreza. A princípio, a eficiência do crescimento depende de sua amplitude e duração e do “tamanho” da pobreza,

isto é, quão distante da linha de pobreza está o rendimento médio dos pobres e a distribuição entre os mesmos. Portanto, pode-se dizer que há uma relação intrínseca entre crescimento e desigualdade.

Para alguns autores, a desigualdade pode instigar o crescimento, mas, para outros, ela poderia esfriá-lo, e para um terceiro grupo de estudiosos, o crescimento não tem nenhum impacto sobre a desigualdade. Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2007) ressaltaram que, no Brasil, reduções no grau de pobreza requerem o crescimento econômico ou o decréscimo do grau de desigualdade.

Ao fazer um estudo sobre os estados brasileiros, Castelar (2007) analisa a relação crescimento e desigualdade entre anos de 1985 e 2002 em um painel empregando o método Arellano e Bond de dois estágios. Conclui que, quando confrontados, a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico. Corroborando, assim, com a hipótese de convergência, na qual valores iniciais baixos de renda ou do produto eleva o crescimento.

Já Ferreira e Cruz (2010), por meio de um modelo com efeito *threshold*, examinam a existência de clubes de convergências na desigualdade de renda dos municípios do Brasil relativos aos anos de 1991 a 2000. Eles encontraram seis clubes de convergência em que os fatores que geraram o arrefecimento da desigualdade na distribuição de renda no país operam de forma assimétrica nos municípios. Entretanto, no processo de convergência, a renda do trabalho revelou-se de forma mais significativa para a diminuição da desigualdade do que a renda proveniente das transferências governamentais.

No Brasil, entre os anos 2001 e 2004, a desigualdade de renda familiar *per capita* caiu de forma contínua e substancial, alcançando seu menor nível nos últimos trinta anos. Essa desconcentração levou a uma expressiva redução da pobreza e da extrema pobreza. Em compensação, o país se encontra entre os mais desiguais do mundo (IPEA, 2006).

Segundo Barros *et al.* (2007), o declínio na desigualdade no Brasil, analisado entre 2001 e 2005, mostra que o grau de desigualdade de renda no país caiu de forma acentuada e contínua, atingindo em 2005 o nível mais baixo dos últimos 30 anos. O coeficiente de Gini se atenuou em cerca de 5%, e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres, mais de 20%. Tal redução na desigualdade contribuiu que se diminuísse, substancialmente, a pobreza e melhorasse as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda *per capita*. Vale ressaltar que, apesar desse declínio, a desigualdade no país continua extremamente elevada, cerca de 90% dos países apresentam um grau de desigualdade inferior ao do Brasil.

No entendimento de Berni (2007) a diminuição da desigualdade de renda no Brasil é acompanhada de uma característica importante, uma vez que a diminuição na concentração de renda brasileira não é somente benéfica por si só, mas, também, pela ampliação da renda das pessoas mais pobres. Para o país, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres se elevou em 29,01%, enquanto a renda domiciliar nacional retrocedeu 1,74% em termos reais. Quando se considera, em nível nacional, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres, pode-se observar que esta razão se reduz em 23,96, em 1995, para 19,56, no ano de 2005.

A Tabela 1.1 apresenta a mensuração do grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* média¹, entre os anos de 1995 e 2012 no Brasil, por meio do coeficiente de Gini². Expõe-se também a razão dos 20% mais ricos e dos 20% mais pobres³, bem como a razão entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres⁴.

Tabela 1.1 – Concentração de Renda no Brasil (1995-2012)

| Ano | Gini | Renda domiciliar <i>per capita</i> média | Razão 20% mais ricos e 20% mais pobres | Razão 10% mais ricos e 40% mais pobres |
|------|-------|---|---|---|
| 1995 | 0.601 | 689,31 | 27,73 | 23,96 |
| 1996 | 0.602 | 702,81 | 29,66 | 24,53 |
| 1997 | 0.602 | 702,06 | 29,05 | 24,48 |
| 1998 | 0.600 | 709,38 | 27,78 | 23,92 |
| 1999 | 0.594 | 669,78 | 26,45 | 22,95 |
| 2000 | 0.595 | 674,81 | 26,87 | 23,11 |
| 2001 | 0.596 | 679,83 | 27,30 | 23,26 |
| 2002 | 0.589 | 679,91 | 25,02 | 22,19 |
| 2003 | 0.583 | 640,46 | 24,68 | 21,41 |
| 2004 | 0.572 | 654,63 | 22,42 | 19,93 |
| 2005 | 0.570 | 693,88 | 21,68 | 19,56 |
| 2006 | 0.563 | 758,42 | 20,83 | 18,72 |
| 2007 | 0.556 | 778,35 | 20,71 | 18,12 |
| 2008 | 0.546 | 816,35 | 19,23 | 17,02 |
| 2009 | 0.543 | 838,22 | 19,00 | 16,67 |
| 2010 | 0.537 | 864,66 | 18,47 | 16,16 |
| 2011 | 0.532 | 891,10 | 17,95 | 15,65 |
| 2012 | 0.530 | 961,65 | 17,33 | 15,42 |

Fonte: elaborado pela autora utilizando dados do IPEADATA

¹ Renda domiciliar *per capita*; Renda média mensal da população em R\$ 2012.

² Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade, até 1, quando a desigualdade é máxima.

³ É uma medida do grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Compara a renda média dos indivíduos pertencentes aos dois *decis* mais ricos da distribuição com a renda média dos indivíduos pertencentes aos dois *decis* mais pobres da mesma distribuição.

⁴ É uma medida do grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Compara a renda média dos indivíduos pertencentes ao *decis* mais rico da distribuição com a renda média dos indivíduos pertencentes aos quatro *decis* mais pobres da mesma distribuição.

No ano de 1995, o coeficiente de Gini no Brasil foi de aproximadamente 0,601, caindo para 0,530 em de 2012, o que significou uma redução de 0,071 pontos. Desta forma, percebe-se uma diminuição da desigualdade de renda no Brasil para este período. A Tabela 1.1 mostra que a renda apropriada pelos 10% mais ricos no Brasil, em 1995, representava 23,96 vezes a renda apropriada pelos 40% mais pobres. No ano de 2012, os 10% mais ricos ganhavam 15,4 vezes o total dos 10% dos indivíduos mais pobres. Verifica-se também que os indicadores (20-20+) apresentaram uma redução acentuada durante esse período que passou de 27,73, para 17,33.

As informações na Tabela 1.1 mostram que no período 1995 a 2012, de forma contundente, ocorreu redução contínua na desigualdade no Brasil. No entanto, ainda existe uma intensa concentração de renda que acompanha a sociedade brasileira ao longo de décadas. Por exemplo, mesmo com sucessivas reduções, o coeficiente de Gini é de 0,530 em 2012, revelando um país extremamente desigual. Em resumo, os dados expostos na Tabela 1.1 desenham a injusta realidade da inaceitável desigualdade de renda no Brasil. Verifica-se que ocorreu diminuição contínua da concentração de renda, porém, o país ainda possui elevada desigualdade de renda.

De qualquer forma, as informações da Tabela 1.1 corroboram com a ONU (2012) quando afirma que o Brasil traz as marcas da imposição do colonialismo explorador, levando-o a ser o quarto país mais desigual da América Latina. As disparidades encontradas despontam de diferentes maneiras, embora, relativamente jovem no cenário internacional, o Brasil, possui o sexto maior PIB do planeta. A pobreza no país não é reflexo da escassez de recursos, mas sim, de uma péssima administração da distribuição de renda.

3 BASE DE DADOS

O subsídio deste trabalho para avaliar a relação entre a desigualdade de renda e crescimento econômico foi obtido por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNADs disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA. Os dados coletados são de todos os estados do Brasil mais o Distrito Federal, configurando um painel balanceado que abrange os anos de 1995 a 2012.

Segundo Vanhoudt (2000), os estudos que possuem um alcance mundial comprometem a comparabilidade dos dados, haja visto que as metodologias de pesquisa e coleta de dados são desenvolvidas de forma singular em cada país. Sendo assim, este trabalho

é detentor de uma vantagem ao fazer uso de variáveis que têm a mesma metodologia de cálculo em cada Unidade da Federação e que possibilita uma aferição mais concisa dos indicadores e a comparabilidade dos dados.

O coeficiente de Gini utilizado como medida de desigualdade é proveniente da renda domiciliar *per capita*. Este coeficiente é frequentemente usado para expressar o grau de desigualdade de renda e pode ser associado à chamada curva de Lorenz, deliberada pelo conjunto de pontos que, a partir das rendas ordenadas de forma crescente, relacionam a proporção acumulada de pessoas e a proporção acumulada da renda.

Tanto o coeficiente de Gini como o de Theil foram empregados para observar a evolução da desigualdade em cada estado brasileiro, bem como a robustez dos resultados econométricos. A renda domiciliar *per capita* média da população foi utilizada como medida do nível de crescimento econômico, sendo as séries destas variáveis calculadas a partir das respostas à pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios, PNAD/IBGE⁵.

Como variável explicativa, será utilizada a educação que corresponde à média de anos de estudo dos residentes nos diferentes estados do Brasil com 25 anos ou mais de idade, construída a partir das informações da PNAD e a expectativa de vida dos indivíduos ao nascerem obtidos no IBGE.

Expondo as principais estatísticas descritivas dos dados, a Tabela 1.2 revela que os valores observados para ambos os índices de desigualdade, Gini e Theil, ao longo dos 18 anos analisados apresentam uma média de 0,5529 e 0,6378, respectivamente. Considerando, ainda, a média do coeficiente de Gini, a maioria dos estados possui valores superiores a este, enquanto que para o índice de Theil ocorre o inverso em relação a sua média. O registro máximo para o coeficiente de Gini foi de 0,65 e mínimo de 0,41. Já para o índice de Theil, mínimo de 0,34 e máximo de 1,39.

Os resultados em relação à renda domiciliar *per capita*, no período analisado, apresenta uma média no valor de R\$ 562,66. Registra-se, ainda, para a renda domiciliar *per capita*, um valor mínimo de 222,62 e um valor máximo de 1667,38. O elevado desvio padrão desponta a gravidade da desigualdade de renda no país.

⁵ A PNAD não foi realizada nos anos 2000 e 2010. Para preencher essa lacuna, consideraram-se as médias aritméticas das variáveis dos anos que os antecedem e o posterior.

Tabela 1.2 – Estatística descritiva das variáveis

| Estatísticas | Variáveis | | | | |
|---------------|-----------|-------|---------------------------------------|----------|-----------|
| | Gini | Theil | Renda domiciliar <i>per capita</i> | Educação | Exp. Vida |
| Média | 0,55 | 0,63 | 562,66 | 6,15 | 70,61 |
| Máximo | 0,65 | 1,39 | 1667,38 | 10,57 | 76,44 |
| Mínimo | 0,41 | 0,34 | 222,62 | 3,22 | 61,55 |
| Desvio Padrão | 0,04 | 0,12 | 232,13 | 1,36 | 3,02 |
| Observações | 486 | 486 | 486 | 486 | 486 |

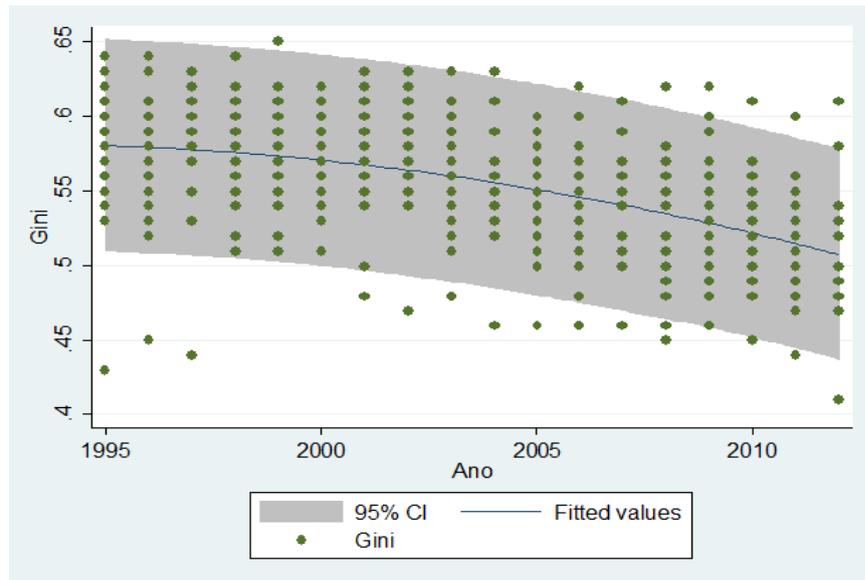
Fonte: Elaboração própria

Em se tratando dos anos de estudo dos indivíduos, a média encontrada foi de 6,15 entre os anos de 1995 e 2012, tendo mínimo de 3,22 e máximo de 10,57, revelando uma diferença significativa. Segundo Galor e Tsiddon (1997), dada a probabilidade de que a diferença no número de anos de estudo entre os indivíduos possa afetar o hiato salarial entre os mesmos, originando desigualdade de renda, variáveis que aproximam o capital humano estão presentes em vários estudos empíricos que testam a hipótese da curva de Kuznets.

Desta forma, acredita-se que tanto mais elevada seja a educação, observada para a amostra como um todo, menor será a desigualdade de renda. Já para a expectativa de vida, tem-se que o mínimo de anos para os indivíduos é de 61,55 e o máximo de 76,44, resultando em uma média de 70,61.

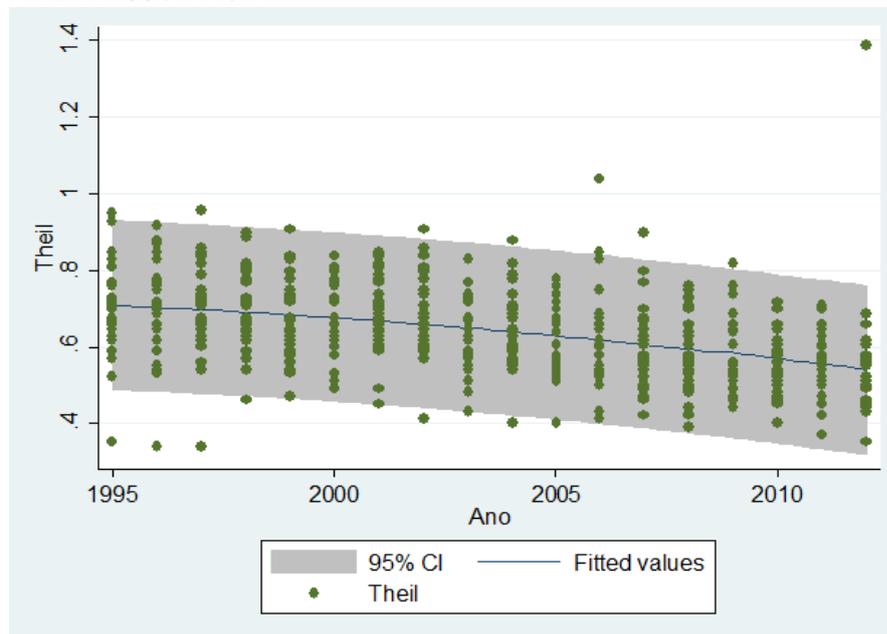
Ilustrativamente, os Gráficos 1.1 e 1.2 revelam a evolução da desigualdade de renda captada pelo coeficiente de Gini e de Theil durante todo o período analisado – 1995 a 2012. Observa-se, de antemão, o formato de U-invertido para o caso em análise.

Gráfico 1.1 – Coeficiente de Gini para os estados do Brasil entre os anos de 1995 e 2012



Fonte: Elaboração própria com informações retiradas do PNAD

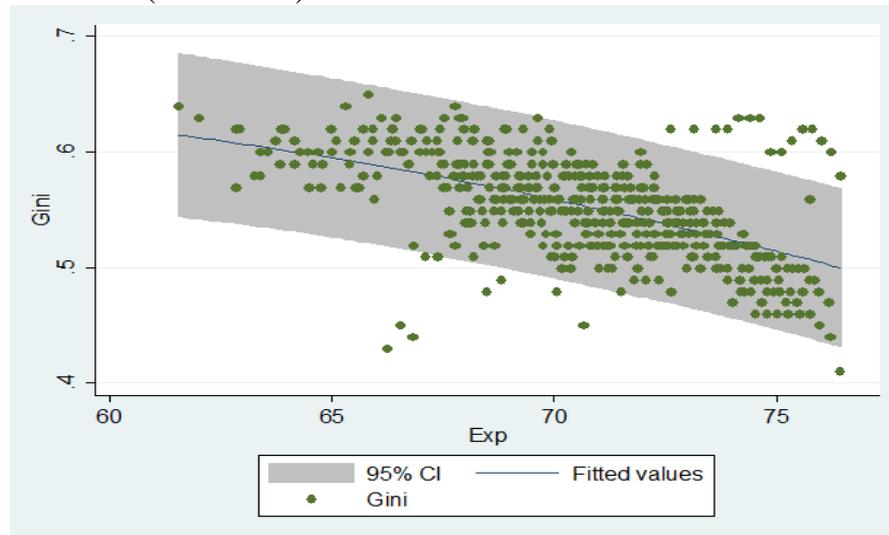
Gráfico 1.2 – Índice de Theil para os estados do Brasil entre os anos de 1995 e 2012



Fonte: Elaboração própria com informações retiradas do PNAD

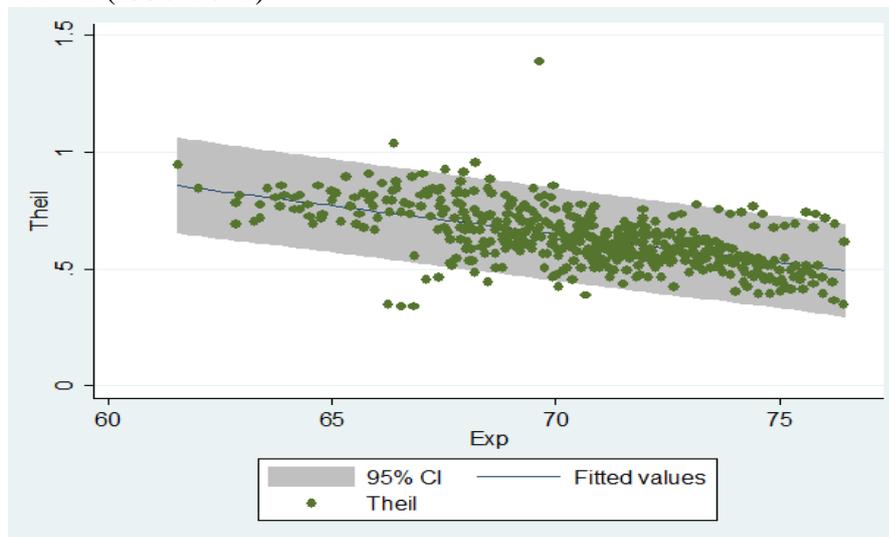
Os Gráficos 1.3 e 1.4 mostram a evolução da desigualdade de renda captada pelo coeficiente de Gini e de Theil durante todo período analisado nos estados do Brasil, 1995 a 2012, em relação a Expectativa de Vida dos indivíduos ao nascerem, que assim como nos gráficos 1.1 e 1.2, observa-se, à primeira vista, o formato de U-invertido para o caso em questão.

Gráfico 1.3 – Coeficiente de Gini em relação à Expectativa de Vida no Brasil (1995-2012)



Fonte: Elaboração própria com informações retiradas do IPEADATA

Gráfico 1.4 – Índice de Theil em relação à Expectativa de Vida no Brasil (1995-2012)



Fonte: Elaboração própria com informações retiradas do IPEADATA

4 METODOLOGIA

Nesta subdivisão, seguem-se os modelos teóricos e as técnicas utilizados para estimar a correlação existente entre desigualdade de renda e crescimento econômico, no período compreendido aos anos de 1995 a 2012, no Brasil.

4.1 Especificação econométrica do modelo

No intuito de averiguar a correlação existente entre a desigualdade de renda e seus determinantes, em forma de painel dinâmico, empregam-se os estimadores do método de momentos generalizado (MMG-sistema) elaborados nos trabalhos de Arellano e Bond (1991); Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Neste trabalho, analisou-se o comportamento da desigualdade de renda, dos 26 (vinte e seis) Estados brasileiros e do Distrito Federal, fazendo uma relação com as variáveis renda, educação e expectativa de vida dos indivíduos, desde o ano de 1995 a 2012. O modelo supõe que o quadro de desigualdade de renda corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho da desigualdade no futuro.

A relação que há entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico é analisada por meio do modelo de regressão, para dados em painel, com o seguinte formato:

$$[y_{it}] = \beta_0 + \beta_1[y_{it-1}] + \beta_2[y_{it-2}] + \beta_3[renda_{it}] + \beta_4[renda_{it}^2] + \beta_5[edu_{it}] + \beta_6[exp_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que, a variável dependente y_{it} é a medida de desigualdade de renda (o coeficiente de Gini ou índice de Theil); $renda_{it}$ é renda *per capita*; edu_{it} são os anos médios de estudo dos indivíduos; exp_{it} é a expectativa de vida dos indivíduos; η_i são os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e ε_{it} representa os distúrbios aleatórios. O subscrito i representa o Estado e t o período de tempo.

Este modelo, de acordo com Ahn e Schmidt (1995), tem as seguintes hipóteses: $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$ e $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$, para $i=1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Existe, também, a hipótese padrão relativa às condições iniciais y_{it-1} : $E[y_{it-1} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$.

Arellano e Bond (1991), em seu trabalho, observa a ocorrência de dois problemas econométricos ao estimar o modelo por meio de técnicas de estimação tradicionais. Primeiro, devido à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos, η_i , juntamente com a variável dependente defasada, y_{it-1} , no lado direito da equação. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesados e inconsistentes. Entretanto, o estimador *WITHIN GROUPS*, que

corrige a presença de efeitos fixos, gera uma estimativa de β_1 viesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena.

Segundo, devido à provável endogeneidade das variáveis explicativas. Nesse caso, endogeneidade no lado direito da equação (2) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

Uma das formas de resolver esses problemas, segundo Arellano e Bond (1991), é propondo o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado), o qual consiste na eliminação dos efeitos fixos por meio da primeira diferença da equação (1). Assim, tem-se:

$$\Delta[y_{it}] = \beta_1\Delta[y_{it-1}] + \beta_2\Delta[y_{it-2}] + \beta_3\Delta[renda_{it}] + \beta_4\Delta[renda_{it}^2] + \beta_5\Delta[edu_{it}] + \beta_6\Delta[exp_{it}] + \Delta\varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que, para qualquer variável y_{it} , $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$. Nota-se que na equação (2), Δy_{it-1} e $\Delta\varepsilon_{it}$ são correlacionados e, assim sendo, estimadores de MQO para seus coeficientes serão viesados e inconsistentes. Logo, faz-se necessário empregar variáveis instrumentais para Δy_{it-1} .

A adoção das hipóteses na equação (1), aludem que as condições de momentos $E[\Delta y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}] = 0$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Arellano e Bond (1991), baseados nesses momentos, indicam aplicar y_{it-s} , para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, como instrumentos para equação (2).

As outras variáveis explicativas podem ser consideradas como: (a) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; (b) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro e; (c) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2) e, no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dessa equação.

De acordo com Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), tais instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas exibem forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Desta forma, produz um estimador MMG-diferenciado não consistente e viesado para painéis com T pequeno.

Desta forma, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), recomendam um sistema que combina o conjunto de equações em diferença, equação (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1), para reduzir esse problema de viés. Este sistema é designado como método dos momentos generalizado-sistema (MMG-sistema).

Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo outrora supracitado. Para regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para $t=3,4,\dots,T$) e $E[\Delta y_{it} v_i] = 0$, para $i = 1,2,3,\dots,N$. Então, as variáveis explicativas em diferenças e Δy_{it-1} , caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo ocorre se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e Δy_{it-1} .

As estimativas do MMG-sistema, expostas na próxima seção, derivam da estimação com estimador corrigido pelo método de Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

Sendo assim, o estimador empregado foi sugerido por Arellano e Bond (1991) em dois passos. Na primeira etapa, conjectura-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nos Estados e ao longo do tempo. Já no segundo estágio, os resíduos contraídos na primeira etapa são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância, relaxando, assim, as hipóteses de independência e homocedasticidade. O estimador do segundo estágio é assintoticamente mais eficiente em relação ao estimador da primeira etapa.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Desta forma, inicialmente, testa-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos.

Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realiza-se o teste de Hansen para verificar se os instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema são válidos como recomenda Arellano e Bond (1991).

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção quatro que relaciona a desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini e de Theil, e seus determinantes.

Além dos resultados das estimações obtidas por MQO e *WITHIN GROUPS*, apresentam-se, também, as estimações por meio do método MMG-sistema. Como discutido, anteriormente, esse último método resulta de uma extensão do estimador original de Arellano e Bond (1991), proposta em Arellano e Bover (1995) e desenvolvida em Blundell e Bond (1998).

Observa-se que na coluna [a], da Tabela 1.3, os valores dos coeficientes estimados da variável $gini_{it-1}$ e $gini_{it-2}$ por MQO são, de fato, maiores do que os valores estimados na coluna [b] para essa mesma variável por *WITHIN GROUPS*. Sendo assim, se os instrumentos utilizados forem adequados, os valores dos coeficientes dessa variável estimados por MMG-sistema devem ficar situados entre os limites dos coeficientes estimados pelos dois métodos anteriores. Os valores obtidos por MMG-sistema para essa variável na coluna [c], mostra que essa característica é satisfeita, indicando, assim, que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos por MMG-sistema.

Os níveis de defasagem para ajuste do modelo são representados pelos termos $gini_{it-1}$ e $gini_{it-2}$ na primeira e segunda linha da Tabela 1.3. As variáveis defasadas são significativas do ponto de vista estatístico, sendo significativos a 1% para os valores da coluna [a] e [c] que indica um ajustamento correto para um padrão de comportamento dinâmico das variáveis estimadas.

Dentre os vários modelos estimados, optou-se pelo modelo indicado na coluna [c] da Tabela 1.3, onde foi utilizada como variável endógena, a variável dependente $gini_{it}$ defasada em um período e a variável edu_{it} . Já as demais variáveis explicativas, foram consideradas fracamente exógenas.

Os testes realizados, no modelo MMG-sistema, mostram que as propriedades estatísticas são aceitáveis. O teste de *Hansen*, que testa se os instrumentos utilizados requeridos por este modelo são válidos, é satisfeito. Incluem-se, ainda, os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. Nota-se, que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é suficiente para a

consistência do estimador MMG-sistema e o teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem.

Tabela 1.3 – Resultados dos Modelos de Regressão para o Gini (1995-2012)

| | MQO [a] | | WITHIN GROUPS [b] | | MMG – sistema [c] | |
|--|--|---------|-------------------------------------|-------------|---|---------|
| | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p |
| $gini_{it-1}$ | 0,62514 (13,10) | 0,000 | 0,43865 (8,61) | 0,000 | 0,59264 (19,41) | 0,000 |
| $gini_{it-2}$ | 0,17388 (3,70) | 0,000 | 0,07815 (1,58) | 0,115 | 0,18445 (6,39) | 0,000 |
| $renda_{it}$ | 0,00004 (2,21) | 0,028 | 0,00009 (2,80) | 0,005 | 0,00007 (3,54) | 0,002 |
| $renda^2_{it}$ | -5,24e-09 (-0,43) | 0,666 | -4,08e-08 (-2,49) | 0,013 | -2,43e-08 (-2,48) | 0,020 |
| edu_{it} | -0,00394 (-2,91) | 0,004 | -0,00819 (-4,20) | 0,000 | -0,00171 (-1,75) | 0,092 |
| exp_{it} | -0,00334 (-5,46) | 0,000 | -0,00556 (-5,23) | 0,000 | -0,00491 (-10,05) | 0,000 |
| <i>Const.</i> | 0,34284 (7,03) | 0,000 | 0,67208 (8,14) | 0,000 | 0,44349 (9,22) | 0,000 |
| | F(6,425) = 282,08 Prob > F = 0,000 R ² = 0,7993 | | F(6,399) = 134,1 Prob >F = 0,000 | | F (6, 26) = 674,46 Prob > F = 0,000 | |
| | Nº de obs: 432 | | Nº de obs: 432 Nº de grupos: 27 | | Nº de obs: 432 Nº de grupos: 27 Nº de instrum: 22 | |
| H0: Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem: | | | | Valor-p | 0,002 | |
| H0: Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem: | | | | Valor-p | 0,466 | |
| Teste de Hansen: | | | | Prob > chi2 | 0,272 | |

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas. Fonte: obtenção dos resultados pelo autor.

Na coluna [a] da Tabela 1.3 todas as variáveis apresentam sinais esperados. O modelo foi estimado por MQO que, ao defasar a variável Gini em 2 períodos, passou de um total de 486 para 432 observações, englobando todos os Estados brasileiros entre 1995 e 2012.

Na coluna [c], da Tabela 1.3 do modelo MMG-sistema, o coeficiente da variável dependente defasada em um período apresentou um valor altamente significativo e, relativamente, mais baixo do que o estimador MQO, confirmando a expectativa da persistência da desigualdade de renda no Brasil para o período analisado.

Verifica-se a existência de uma relação negativa entre desigualdade e os anos médios de estudos, significativa em todos os modelos estimados, colunas [a], [b] e [c], com os respectivos valores: -0,00394, -0,00819 e -0,00171. Desta forma, embora os valores não

sejam tão expressivos, corrobora com diversos autores como Shultz (1973), Enrenberg e Smith (2000), que afirmam que o aumento no número de estudos dos indivíduos desenvolve habilidades e conhecimentos, elevando a produtividade. Isto permite as pessoas adquirir salários mais elevados, diminuindo as desigualdades de renda e pobreza.

Observa-se ainda na coluna [c] da Tabela 1.3, uma relação negativa e significativa entre a expectativa de vida e a desigualdade de renda, onde se apresenta, aproximadamente, um valor estimado de -0,0049.

A renda domiciliar *per capita* média da população, bem como a sua forma quadrática, nas regressões estimadas, foi utilizada como medida do nível de crescimento econômico. Os valores e sinais encontrados – estatisticamente significantes para o Within Groups e MMG-sistema – para estas variáveis, indicam que há evidências da curva de Kuznets no Brasil dentro do período analisado, concordando com Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), Bagolin, Gabe e Pontual (2003), Jacinto e Tejada (2004) e Salvato *et al.* (2006).

A fim de ratificar os resultados discutidos anteriormente, fora aplicado a mesma metodologia para o índice de Theil, em que a Tabela 1.4 revela que para o modelo MMG-sistema, coluna [c], percebe-se que há uma relação negativa, -0,02893, e significativa em 1% entre a desigualdade e os anos médios de estudos. Validando, portanto, o resultado encontrado para esta relação ao fazer uso do coeficiente de Gini neste trabalho e com a literatura já mencionada na seção dois.

Detendo-se ainda à regressão feita por MMG – sistema na Tabela 1.4 que utiliza o índice de Theil como medida de desigualdade, observa-se que, também, há uma relação significativa a 1% com valores e sinais esperados para a expectativa de vida em relação a desigualdade de renda no país. Evidenciando mais uma vez que um aumento na expectativa de vida dos indivíduos reduz o quadro da desigualdade de renda no Brasil.

A coluna [c] da Tabela 1.4 mostra que a relação da variável explicativa que representa uma medida de crescimento econômico, a renda domiciliar *per capita* em sua forma quadrática, possui sua relação inversa com o índice de Theil, confirmando a mesma tendência encontrada no modelo anterior na Tabela 1.3. Ressalta-se que para Sen (2000), a mensuração do desenvolvimento econômico deve levar em conta as variáveis socioeconômicas como, o acesso à educação, a disponibilidade de serviços de saneamento, de saúde e a expectativa de vida. As variáveis unicamente relacionadas à renda seriam insuficientes para medir o nível de desenvolvimento econômico.

Tabela 1.4 – Resultados dos Modelos de Regressão para Theil (1995-2012)

| | MQO [a] | | WITHIN GROUPS [b] | | MMG – sistema [c] | |
|--|--|---------|-------------------------------------|---------|---|---------|
| | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p |
| $theil_{k,it-1}$ | 0,51652 (9,35) | 0,000 | 0,37029 (6,34) | 0,000 | 0,44279 (11,48) | 0,000 |
| $theil_{it-2}$ | 0,12323 (2,30) | 0,022 | 0,01937 (0,34) | 0,737 | 0,05404 (2,47) | 0,020 |
| $renda_{it}$ | 0,00012 (1,43) | 0,155 | 0,00045 (3,55) | 0,000 | 0,00037 (6,36) | 0,000 |
| $renda^2_{it}$ | 1,36e-08 (0,29) | 0,771 | -1,70e-07 (-2,69) | 0,007 | -1,05e-07 (-3,77) | 0,001 |
| edu_{it} | -0,02125 (-4,06) | 0,000 | -0,03402 (-4,52) | 0,000 | -0,02893 (-9,17) | 0,000 |
| exp_{it} | -0,01104 (-4,86) | 0,000 | -0,01580 (-3,93) | 0,000 | -0,01910 (-9,41) | 0,000 |
| Const. | 1,06458 (6,78) | 0,000 | 1,52577 (5,71) | 0,000 | 1,67150 (9,96) | 0,000 |
| | F(6,425) = 141,26 Prob > F = 0,000 R ² = 0,6660 | | F(6,399) = 54,34 Prob >F = 0,000 | | F (6, 26) = 8504,98 Prob > F = 0,000 | |
| | Nº de obs: 432 | | Nº de obs: 432 Nº de grupos: 27 | | Nº de obs: 432 Nº de grupos: 27 Nº de instrum: 26 | |
| H0: Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem: | Valor-p | | | 0,016 | | |
| H0: Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem: | Valor-p | | | 0,659 | | |
| Teste de Hansen: | Prob > chi2 | | | 0,379 | | |

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas. Fonte: obtenção dos resultados pelo autor.

Assim sendo, os resultados obtidos na Tabela 1.4 seguiram a mesma tendência da Tabela 1.3, em que para as regressões com o coeficiente de Theil, o MMG-sistema apresenta valores com sinais esperados e estatisticamente significantes para todas as variáveis. Logo, as condições de concavidade são atendidas para este índice de desigualdade e indicam que não se pode rejeitar a existência de uma curva no formato de U invertido.

A escolha de dois indicadores de desigualdade de renda (coeficiente de Gini e de Theil) e a linearização das variáveis teve como intuito prover maior robustez aos modelos estimados. Pode se dizer que tal objetivo foi auferido, visto que as estimações realizadas, em sua maioria, convergiram para o resultado almejado.

Na abordagem estática do modelo MMG-sistema, coluna [c] da Tabela 1.4, os sinais dos coeficientes que foram significantes estão de acordo com o esperado. Em ordem decrescente, a desigualdade mensurada por meio do índice de Theil é mais sensível à média

de anos de estudo (-0,02893), anos médio da expectativa de vida (-0,01910) e renda² (-1.05e-07).

Os resultados dos modelos estimados, tanto para o coeficiente de Gini quanto para o de Theil, apontam que o crescimento econômico reduz a desigualdade de renda. Desta forma, como outrora discutido, considera-se no conceito menos restritivo, que no curto prazo há uma conexão positiva entre a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita*. Já no longo prazo, percebe-se uma relação de U-invertido, pois há uma inversão desta relação.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No intuito de constatar a existência da relação do U-invertido entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, proposto por Simon Kuznets (1955), entre 1995 e 2012 no Brasil, este trabalho buscou mencionar estudos com as mais diversas discussões teóricas e econométricas pertinentes ao objeto proposto. Utilizando distintas estimativas, alguns destes corroboraram e outros rejeitaram a hipótese de Kuznets.

A procura de uma resposta para a indagação da hipótese de Kuznets sobre o andamento da desigualdade de renda nos países em desenvolvimento, este estudo propôs o uso da metodologia de dados em painel, empregando o método dos momentos generalizados em sistema (MMG-Sistema) que o diferencia dos demais trabalhos outrora publicados. Com este método, foi possível amenizar problemas econométricos que afetam a maioria dos trabalhos nesta área, como a endogeneidade das variáveis explicativas.

Ao analisar o comportamento da desigualdade, medidas pelos coeficientes de Gini e de Theil, em todos os Estados brasileiros relacionados com a renda domiciliar *per capita* média da população e, também, em sua forma quadrática, as regressões estimadas obtiveram valores e sinais esperados e estatisticamente significantes para o MMG-sistema, ratificando que há uma conexão positiva entre a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita* no curto prazo, porém, no longo prazo acontece uma inversão desta relação.

Não obstante, a expectativa de vida também apresentou uma relação inversa e significativa em relação ao Gini e ao coeficiente de Theil. Sendo assim, havendo um aumento na expectativa de vida dos indivíduos, conseqüentemente, terá uma diminuição da desigualdade de renda.

Em se tratando dos anos médios de estudo, a educação assim como as demais variáveis analisadas, possui um efeito positivo em detrimento a desigualdade de renda, pois uma elevação no número de estudos dos indivíduos proporciona qualificação, desenvolve

habilidades e conhecimentos que pode aumentar a produtividade e, por conseguinte, os salários. Logo, aumenta-se a renda e diminuem-se as desigualdades de renda e a pobreza.

As estimações econométricas permitiram verificar que as séries possuem um comportamento autocorrelacionado, ou seja, o resultado presente é dependente dos resultados passados. Os resultados evidenciaram, para todas as séries, um comportamento cíclico determinado pelo período analisado, onde os aumentos da renda, da educação e da expectativa de vida dos indivíduos influenciam a desigualdade de renda em sentido oposto.

As evidências empíricas encontradas em ambos os coeficientes de desigualdade utilizados, sugerem que a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico para o Brasil no período analisado, segue o padrão de U-invertido tal como proposto por Kuznets em seus estudos. Logo, este trabalho, entra em consonância com a literatura dos autores que corroboram com a hipótese de Simon Kuznets (1955), onde a desigualdade de renda no Brasil aumenta nos primeiros estágios do desenvolvimento econômico e nas etapas mais avançadas do crescimento, a desigualdade tende a cair.

CAPÍTULO 2

ESTUDO SOBRE A DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS

1 INTRODUÇÃO

Decompor a variação da pobreza parece ter se tornado uma prática comum e objeto de muitos estudos nos últimos anos. Sua importância se remete ao fato de que uma melhor compressão na dinâmica da pobreza, tende a impactar positivamente nas condições de vida da população como um todo.

Ao tratar e mensurar a pobreza na esfera unidimensional – conceito em que a renda monetária caracteriza os pobres dos não-pobres –, os estudos pertinentes à decomposição da variação da pobreza em seus dois macros determinantes imediatos, crescimento econômico e redução da desigualdade, tem logrado destaque na literatura conforme ressalta Matias, Salvato e Barreto (2010). Assim, as variações nos índices de pobreza são explicadas em termos de diferenças de renda *per capita* e desigualdade de renda.

Barros *et al.* (2007), constata que a incidência de pobreza no Brasil é bem mais do que na maior parte dos países que têm renda *per capita* semelhante. Verifica-se, também, que a desigualdade de renda é um fator preponderante para o crescimento econômico ser relativamente ineficiente na redução da pobreza, o que se pode deduzir que o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil que nos demais países que obtiveram o mesmo nível de renda.

As políticas ostentadas para esta finalidade, normalmente, aplicam-se naquelas que possam instigar o crescimento econômico no tocante que a elevação da renda média da economia e/ou a diminuição da desigualdade de renda entre os indivíduos, possam amortizar os indicadores da pobreza. No entanto, é indispensável aferir o peso que se deve atrelar a cada uma dessas estratégias.

A variação na taxa de pobreza advém como consequência, diretamente e indiretamente, ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico e, ainda, podendo ser decorrente de ambos. Com isso, cabe avaliar a importância de cada efeito na variação da pobreza (Ravallion e Chen, 1997).

Em decorrência destas evidências, algumas pesquisas apontam quais fatores estão influenciando a elasticidade renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Brasil. De acordo com

Barreto (2005), ainda não há uma concordância de quais são as relações existentes entre pobreza, crescimento e desigualdade. Com isso, é de extrema relevância especificar qual o efeito que cada um desses fatores tem sobre o outro, que podem ser encontrados em modelos que calculem as elasticidades de um fator em relação ao outro.

Neste sentido, o método sugerido neste estudo fundamenta-se nas teorias que procuram relacionar pobreza, desigualdade, crescimento econômico e bem-estar, com o objetivo de decompor a variação da pobreza em conformidade com a metodologia desenvolvida por Pinho Neto e Barreto (2014), baseando-se nos seguintes fatores: Efeito Tendência, Efeito Crescimento, Efeito Desigualdade e Efeito Residual para os Estados brasileiros nas áreas urbana e rural entre 2001 e 2012.

Desta forma, será possível fazer um comparativo entre os resultados que serão encontrados no contexto urbano e rural que não foram elucidados anteriormente. Ou seja, contempla-se uma análise mais robusta por acreditar que essas regiões possuem dinâmicas de desigualdade de renda, pobreza e renda diferenciadas e, portanto, é mais prudente avaliá-las separadamente.

Este trabalho contribui por analisar a decomposição da variação da pobreza tanto para a área urbana quanto para rural, concomitantemente, e comparando-as segundo os fatores acima mencionados. Avança, ainda, por ter incorporado a sua metodologia, o efeito tendência, onde o mesmo é um componente distinto que não fora utilizado em decomposições para a área rural, mas apenas para zona urbana, como destaca o estudo desenvolvido por Pinho Neto e Barreto (2014). E, com isso, é possível fazer um comparativo entre as áreas sinaladas e indicar que este componente pode afetar, substancialmente, a pobreza em diferentes circunstâncias e contextos.

Para a aplicação do método desenvolvido, dispõe-se de uma base de dados em forma de painel, contemplando as unidades federativas do Brasil nas áreas urbana e rural entre 2001 e 2012. As variáveis disponíveis correspondem aos indicadores de pobreza, renda e desigualdade, calculadas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNADs, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Este estudo, além desta introdução, estrutura-se em mais cinco seções. Na próxima, será exposto o arcabouço teórico e empírico que dá fundamento a problematização aqui sugerida sobre essa temática. A seção três, define e discute a base de dados. Sequencialmente, a quarta seção apresenta o modelo econométrico e os métodos de estimação utilizados. Em seguida, há uma análise dos resultados obtidos da estimação do modelo

econométrico – seção cinco. E, por fim, completando a estrutura desse trabalho, a sexta seção, que resume e reúne as considerações finais.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO

Esta seção tem como proposta explicitar as mais diversas formas de decomposição da pobreza, bem como mencionar, resumidamente, o que a teoria econômica e social tem a dizer sobre a relação entre pobreza, crescimento econômico, desigualdade e bem estar social. Sendo este trabalho, subsidiado por pesquisas nacionais e internacionais, considerando-se suas observações e conclusões.

2. 1 Pobreza e sua Decomposição

Quando as necessidades humanas não são atendidas adequadamente em uma determinada sociedade, considera-se que há pobreza. Porém, é prudente explicitar quais são essas carências e qual o nível de atendimento mais apropriado, uma vez que existe uma sutil diferença entre esses dois fatores. Respectivamente, um está ligado as necessidades absolutas, enquanto que o outro trata as necessidades de forma relativa (ROCHA, 2006; RAVALLION, 1992).

Entre os estudos pioneiros pautados à pobreza, está o trabalho de Rowntree (1901), em que fora estabelecida uma linha de pobreza monetária aferindo os mínimos requisitos para uma apropriada dieta nutricional interligada com uma estimada precisão de vestuário e moradia, fatores pertinentes aos meios de subsistência.

Na América Latina, estudos relacionados com a pobreza apontam que dentre os indivíduos de uma população que tendem a ser mais pobres estão os negros e indígenas, os de baixa escolaridade, trabalhadores informais, famílias contendo um elevado número de dependentes e chefiadas por pessoas com mínima ou nenhuma formação escolar (IADB, 1998; WORLD BANK, 2003).

O Brasil se sobressai em meio ao cenário mundial como uma nação que possui uma vasta quantidade de indivíduos reputado pobres, entretanto, não podem ser classificados como tal ao considerar seu nível médio de renda *per capita*. Ou seja, “o Brasil, apesar de dispor de um enorme contingente de pessoas abaixo da linha de pobreza, não pode ser considerado um país pobre” (BARROS, HENRIQUE e MENDONÇA, 2000).

Considera-se, ainda, que no Brasil, em toda sua extensão territorial, existe pobreza e as desigualdades de renda em meio aos indivíduos são demasiadamente altas. Configura-se que, de acordo com Rocha (2006), o país ascendeu nos últimos anos e, conseqüentemente, se atualizou ao passo de se encontrar, mundialmente, dentre aqueles de renda média, ostentando níveis de produto em conformidade com a segurança de condições de vida apropriada para todos. A autora ressalta, também, que com o aumento da renda, reduziu-se a pobreza absoluta, porém, o Brasil ainda posiciona-se em altos níveis decorrente da tenacidade da elevada desigualdade na distribuição de rendimentos.

Embora no Brasil haja pobreza em todas as regiões, sempre foi considerada regionalmente concentrada e independente dos indicadores empregados, prevalece com maior incidência no Norte e no Nordeste. No que concerne ao espaço urbano-rural (sendo ainda mais significativa nas áreas rurais), com a urbanização brasileira nos últimos 30 anos, essencialmente, a pobreza se tornou urbana e metropolitana. Ao término dos anos 90, de acordo com Rocha (2006), os pobres urbanos chegaram a ser cerca de 78% da população total do país. Tais resultados, são mencionados por estudos que propuseram traçar um aspecto da pobreza no Brasil como é o caso dos autores Rocha (2006) e Ferreira *et al.* (2000), por meio de análises estáticas ao nível familiar.

Em consonância com um dos autores supracitado, Rocha (2006), o Nordeste brasileiro se revela ser o território que delinea os mais elevados índices de pobreza e de miséria, o que se deve, também, ao fator de distribuição da renda e dos ativos produtivos que podem ser, em parte, justificados pela escassez dos recursos no local. Mas, segundo os autores Manso, Barreto e Tebaldi (2006), a região em questão tem conservado uma participação permanente no PIB nacional, contudo, as demais regiões continuam crescendo.

Os primeiros a conceberem a decomposição da pobreza foram os pesquisadores Kakwani e Subbarao (1990) e Jain e Tendulkar (1990). Após essa iniciativa, mais estudiosos se moveram a sugerir vários outros métodos de decomposição cada vez mais robustos como Datt e Ravallion (1992) que avançou em uma decomposição da variação da pobreza ao admitir uma variação das contribuições de crescimento e da desigualdade. Os autores aludem que as variações na pobreza são assim decompostas em três elementos: (1) um efeito de crescimento, mensurando alterações na pobreza que seriam adquiridos se a Curva de Lorenz permanecesse constante; (2) um efeito de redistribuição, avaliando as alterações na pobreza imputável a um deslocamento da curva de Lorenz quando a renda média é constante e; (3) um residual medindo a interação entre o crescimento e efeitos de redistribuição.

Marinho e Soares (2003), em seus estudos, descobriram proeminências de que o efeito crescimento é eficiente para a diminuição da pobreza, sobretudo na região Norte do Brasil, aplicando informações de todos os Estados do país entre 1985 e 1999. Empregaram, também, um processo metodológico que possibilitou decompor a variação na pobreza advindo da alteração na renda média, bem como de mudanças na concentração de renda, mensurada pelo coeficiente de Gini. Assim sendo, o crescimento da renda pode ser considerado uma boa estratégia para se resistir a pobreza.

Utilizando-se da “decomposição de Shapley”, proposta por Shorrocks (1999), Araújo (2007), perpetrou um estudo para as mesorregiões do Estado de Minas Gerais entre 1970 e 2000. Apontou que o crescimento foi pró-pobre, pró-rico e diverso, onde este último foi no sentido que algumas mesorregiões indicaram pró-pobre e outras não, nos anos 1970, 1980 e 1990, respectivamente. E, com a mesma metodologia, produziu uma decomposição espacial, inferindo que as mesorregiões com renda média menor são as que exibem maiores índices de pobreza relativamente às demais.

Son (2003), indica uma metodologia tecnicamente acatada como inovadora em determinadas facetas, sendo sua motivação as brechas deixadas por outros estudiosos como por exemplo a não existência de concordância na literatura em relação a conexão entre crescimento e desigualdade. Esta ligação poderia originar, de maneira implícita, o efeito residual descoberto em diversas decomposições. Tal método, consente que há um componente adicional para o esclarecimento da pobreza e sua metodologia incide em dividir a população em classes, dividindo as variações na pobreza no meio de cada classe e entre classes. Desta forma, admite-se separar a mudança da pobreza em efeito crescimento dentro da classe, efeito desigualdade dentro da classe e efeito mudanças entre classes – efeito populacional.

2.2 Função do Bem-Estar Social

Existem diversas maneiras pelas quais o crescimento econômico pode influenciar o bem-estar e a distribuição de renda. Sendo que a análise do bem-estar social preocupa-se, principalmente, como a renda total deve ser dividida entre os diferentes indivíduos. Segundo Just, Hueth e Schmitz (2004), a percepção de uma função de bem-estar remonta a Bentham e está ligada à medição da utilidade de uma determinada sociedade, mediante as utilidades dos indivíduos.

Determinadas propriedades desejáveis são, em geral, atribuídas à função do bem-estar social - FBES⁶. Esta, deve ser individualista e atender ao princípio de Pareto, de tal forma que se a renda de um indivíduo eleva e as das demais pessoas não diminui, a função deve registrar um avanço no bem-estar ou a inalterabilidade. E, além do mais, a função deve contemplar a origem da simetria ou anonimato, sendo aditiva nas utilidades individuais⁷.

Tendo como referência o arcabouço teórico de Vieira e Monasterio (2011), a mensuração do bem-estar é, rotineiramente, empregado para se aferir a eficiência e retidão de certas escolhas políticas. Desta forma, estes padrões providenciam um completo ordenamento dos indivíduos ao diminuírem a distribuição de renda a um único número. Logo, sendo esta análise fornecedora de uma medida cardinal de bem-estar, é imprescindível apontar uma maneira funcional apropriada para a função de bem-estar social.

Vieira e Monasterio (2011), segue seu embasamento supondo que há uma notória medida de bem-estar, bem como sua mensuração e comparabilidade entre os indivíduos, denominada por y e a lista de valores para n pessoas de uma comunidade é dada por: $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$

Sequencialmente, descreve a introdução de três propriedades básicas para a função de bem-estar social: (1) *Individualização*, em que a FBES não diminui e é individualizada, se o nível de bem-estar em qualquer Estado social puder ser descrito como $W = W(y_1, y_2, \dots, y_n)$ e se $y^B \geq y^A \Rightarrow W(y^B) \geq W(y^A)$; (2) *Imparcialidade*, onde a FBES é simétrica se, para qualquer Estado social, $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = W(y_2, y_1, \dots, y_n) = W(y_n, y_2, \dots, y_1)$, for verdadeira; (3) *Estrutura aditiva*, se a FBES pode ser descrita como sendo $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^n V_i(y_i)$, a estrutura aditiva tem uma racionalidade.

Seguindo estes princípios, a primeira propriedade sugere que o bem-estar social no Estado B é tão bom ou maior quanto o bem-estar no Estado A, contudo, se os valores de y caracterizam o bem-estar das pessoas, tal propriedade atende ao princípio de Pareto. Já a segunda propriedade, diz que a descrição do bem-estar individual analisa as diferenças interpessoais das necessidades ou outros atributos significativos. E, em resumo, a terceira propriedade alude que W_i é independente de y_j .

Logo, se as três propriedades são atendidas, então pode-se escrever a FBES como: $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^n V_i(y_i)$, em que, nessa expressão, V tem a mesma forma para cada

⁶ Ver Atkinson, 1970

⁷ As formas de mensurar pobreza dividem-se, basicamente, em duas abordagens: a) os “bem-estarista” – que se baseiam na comparação individual a partir dos níveis de utilidades obtidos a partir da renda ou consumo e; b) os “não bem-estaristas” – que podem considerar pouco ou desconsiderar informações provenientes de funções de utilidade.

pessoa e $V_i(y_i)$ cresce logo que y_i aumenta. O número $V(y_i)$ pode ser explicado como a utilidade social e, a função V é a função de utilidade social ou função de avaliação. A taxa com a qual este indicador aumenta é $V(y_i) = \frac{dV(y_i)}{dy_i}$.

Com isso, estima-se que nenhum dos pesos de bem-estar pode ser negativo levando em consideração a primeira propriedade. A FBES é estritamente côncava, isto é, conforme y_i se expande, o peso do bem-estar tenderá sempre a cair. O motivo pelo qual há precisão de ser uma função côncava decorre do fato de que a função de bem-estar agrega o processo da desigualdade.

É interessante observar também, para fins de esclarecimento, mais uma restrição que deve ser imposta à função do bem-estar social: a elasticidade deve ser constante. Isto é, a aversão relativa à desigualdade deve ser constante. Sendo assim, $V(y_i)$ deve ser escrita como: $V(y_i) = \frac{y_i^{1-\varepsilon}-1}{1-\varepsilon}$, onde ε é o parâmetro de aversão à desigualdade e não negativo.

Em seu artigo, Vieira e Monasterio (2011), ainda, faz a seguinte indagação: como tal aversão à desigualdade pode ser interpretada? A pergunta em questão pode ser respondida levando em consideração a propriedade da concavidade estrita, onde havendo uma elevação na renda de uma pessoa, o peso do bem-estar deste mesmo indivíduo decresce e o parâmetro ε aponta a intensidade do arrefecimento. Quanto mais alto o ε , maior será a taxa de declínio no peso do bem-estar proporcional ao crescimento da renda. Porém se o parâmetro $\varepsilon = 0$, então não existe aversão à desigualdade e se $\rightarrow \varepsilon \rightarrow \infty$, a sociedade dá total prioridade à igualdade.

Diversos estudiosos passaram acoplar a suas pesquisas, sobre o bem-estar social, questões ligadas às mudanças na renda média e variações na distribuição de renda entre os indivíduos. Assim, percebe-se, aparentemente, que há evidências que a pobreza relaciona-se substancialmente ao bem-estar social, ao ponto de ser possível realizar análise de bem-estar voltando-se para as variações nos indicadores de pobreza (PINHO NETO e BARRETO, 2014).

Ainda em consonância com o pensamento dos autores Pinho Neto e Barreto (2014), o primeiro requisito para se desenvolver uma medida de pobreza é escolher uma forma de mensurar o bem-estar, podendo ser a renda, por exemplo. Uma outra condição, seria optar por uma linha de pobreza adequada, de tal forma a determinar um ponto que faça separação dos indivíduos em dois grupos, os pobres e não pobres. Tendo já um limiar, pode-se considerar que qualquer pessoa que o ultrapasse, este deixa de ser reputado como pobre.

Sendo assim, ao considerar que o bem-estar é contínuo, em relação a cada renda individual, torna-se possível edificar linhas de pobreza o quanto se ache necessário.

2.3 Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade: uma Tríplice Relação

A tríplice relação da pobreza, do crescimento econômico e da desigualdade sempre foi considerado um fator preponderante para os economistas no tocante ao desenvolvimento de um país e/ou região. Segundo os princípios de David Ricardo (1817) na economia política, é essencial que haja, por um lado, uma integração entre crescimento e desenvolvimento e, por outro, uma distribuição do produto da terra gerado pelo trabalho.

Essa interação, foi amplamente discutida na segunda metade do século XX, a partir de várias percepções e com base nos trabalhos de W. Arthur Lewis (1954) e Simon Kuznets (1955). O processo do desenvolvimento econômico, de acordo com Lewis, foi estimulado pela transferência de recursos produtivos de setores atrasados e com pouca produtividade, agricultura de subsistência, para os setores de maior produtividade como a plantação moderna na agricultura ou indústria.

Diversos estudos empíricos, tanto nacionais como internacionais, realizam pesquisas no que diz respeito às relações entre o crescimento econômico e a pobreza. Em algumas destas, foi possível verificar que há duas opções empregadas para representar o crescimento econômico, a saber: o Produto Interno Bruto-PIB ou a renda média. Segundo Araújo *et al.* (2012), há um comum acordo entre os pesquisadores de que para se diminuir a pobreza, dois fatores são de extrema importância, sendo a taxa média de crescimento e o nível inicial da desigualdade de renda.

A correlação existente entre crescimento econômico e diminuição da pobreza pode ser mensurada por meio da elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento, em que havendo aumento desta elasticidade, políticas públicas de resistência à pobreza, fundamentadas no crescimento econômico, são de maior eficiência, uma vez que elevações na renda implicam, em maiores proporções, em reduções na pobreza. Ocorrendo o inverso, isto é, elasticidade baixa, estratégias de diminuição da pobreza com melhor adequação, necessitariam abarcar uma combinação de crescimento econômico com alguma espécie de redistribuição de renda (MARINHO e ARAÚJO, 2010).

Seguindo esse pensamento, Bourguignon (2002) ressalta que a influência mútua entre essas três variáveis dá subsídio suficiente para se diagnosticar em qual proporção a elevação da renda ou o arrefecimento da desigualdade impactariam na redução da pobreza.

Destaca, ainda, que a diminuição da pobreza está demasiadamente conectada com a desigualdade de renda e com a renda média de uma região ou país.

O autor supracitado, em seu artigo, admite a log-normalidade da distribuição de renda e considera dois fatores como sendo causadores das variações na pobreza, a saber: o efeito crescimento que acontece por meio de uma modificação adequada em todos os decis de renda, sem que haja, essencialmente, alteração na renda relativa e; uma incidência de mudança na distribuição de renda relativa, considerado como efeito distributivo.

Desta forma, conforme outrora mencionado, a desigualdade de renda pode ser decorrente de dois efeitos sobre a evolução da pobreza, sendo um direto e outro indireto, por meio da relação com a renda média. Assim, pode-se avaliar as implicações do crescimento sobre a desigualdade como, também, da desigualdade sobre o crescimento. No caso da primeira abordagem, a hipótese de Kuznets (1955) foi a pioneira na investigação dessa relação.

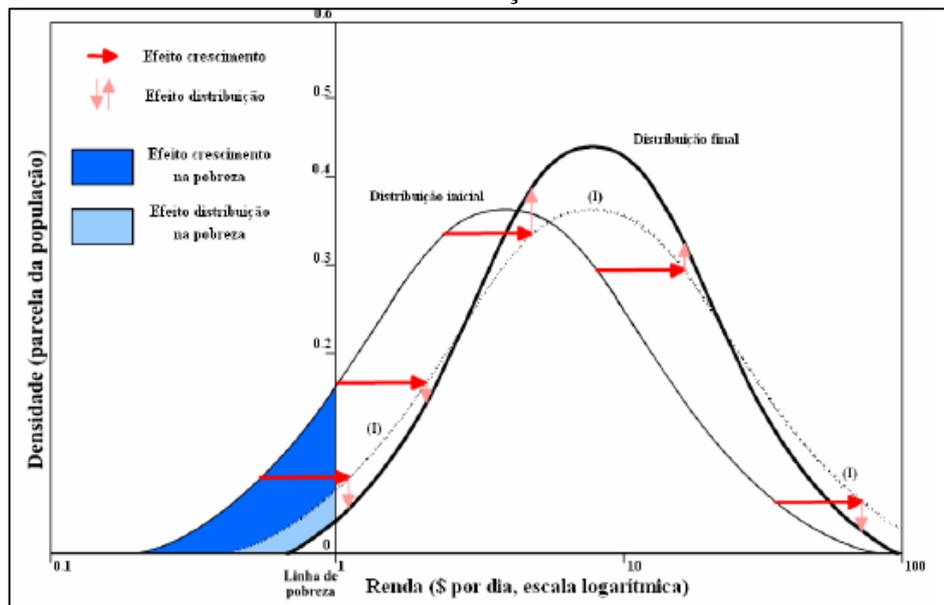
No gráfico 2.1, de acordo com Bourguignon (2002), as curvas revelam as densidades de distribuição de renda, isto é, o número de pessoas em cada nível de renda, sendo esta representada no eixo horizontal em escala logarítmica. A mudança do começo da distribuição para a parte final acontece de um passo intermediário para a curva I, simulando, assim, uma elevação de todas as rendas da população igualmente proporcional, caracterizando o efeito crescimento.

Sendo assim, a alteração se dá em decorrência de um deslocamento da densidade da distribuição de renda para o lado direito. Reputando que z versa a linha de pobreza, é possível constatar que ocorreu um declínio na quantidade de indivíduos pobres, em que esta inclinação na proporção de pobres se deve tão-somente ao efeito crescimento.

Analisando o deslocamento da curva I, no Gráfico 2.1, seu movimento para a distribuição final acontece conservando a renda média constante e modificando a distribuição de renda relativa, o que corresponde ao efeito distribuição. Sendo assim, não havendo alteração na renda média populacional, baixa-se o nível de pobreza causada pela redução na desigualdade de renda, isto é, ocorrendo uma baixa na concentração de renda, há uma queda na quantidade de indivíduos que se encontra sob e abaixo da linha de pobreza.

Assim, Bourguignon (2004) define tal conectividade como “triângulo pobreza – desigualdade – crescimento”. E, desde então, diversas pesquisas foram sendo aperfeiçoadas para se identificar e medir a correlação que há entre os impactos do crescimento, bem como da desigualdade de renda na pobreza.

Gráfico 2.1 – Decomposição da Variação da Pobreza em Decorrência do Crescimento Econômico e da Distribuição de Renda



A desigualdade está vinculada também a estruturação do sistema social em vigência. De acordo com Fernandes (2000), sabendo as raízes, formadoras de valores e sentidos, torna-se aceitável a compreensão da causa do modo de vida, das representações sociais e das “privações relativas” a ela associada. Permitindo a emergência das diferenças, a desigualdade, apesar de sua perversidade, vai além dela, é um dos elementos básicos para o funcionamento da vida “coletiva” moderna.

Perry *et al.* (2006) percebem a conservação da pobreza e a diminuição das taxas de crescimento econômico nos países latino americanos como um conjunto de forças que interagem entre si. Para eles, há uma forte ligação entre a pobreza e a fragilidade do crescimento econômico de modo que altos níveis de pobreza e desigualdade são fatores que esclarecem boa parte da conservação de abreviadas taxas de crescimento.

Tendo como alicerce o que fora relatado até então, é possível esperar três resultados que permitirá a formulação de duas proposições com relação a interação das variáveis renda média, desigualdade e pobreza. Sabendo que estas, serão testadas empiricamente a partir do modelo econométrico que será estimado neste trabalho. São elas:

- Hipótese 1 – *Relação Inversa*: há uma inversa relação entre a renda média da sociedade com a pobreza para um determinado nível de desigualdade de renda;
- Hipótese 2 – *Relação Direta*: há uma relação direta entre desigualdade de renda e pobreza para um dado nível de renda média;

➤ *Hipótese 3 – Efeito não Linear*: Quanto mais elevado forem os níveis de desigualdade de renda, menor deverá ser a sensibilidade da pobreza em relação a renda média da sociedade.

Fazendo uma breve sistematização destes resultados, seguindo uma abordagem de estática-comparativa, considera-se que uma função $\varphi(\cdot)$ represente a relação implícita entre pobreza e os seus macro determinantes renda (R), desigualdade (D), tendência (T) e outros fatores (ω). Formalmente, escreve-se a pobreza da seguinte forma:

$$P_t = \varphi(R_t, D_t, T, \omega_t) \quad (1)$$

E, considerando, em termos simplificados, apenas as variações na renda e na desigualdade, de modo que os demais fatores – resíduos – que afetam a pobreza, ω_t , continuam fixos. Supondo, também, adicionalmente, que a forma funcional que relaciona as variáveis, $\varphi(\cdot)$, seja estável no tempo. Tomando a derivada total na equação acima, tem-se:

$$dP = \frac{\partial \varphi(\cdot)}{\partial R} dR + \frac{\partial \varphi(\cdot)}{\partial D} dD \quad (2)$$

Considerando que as variações na renda (dR) e na desigualdade (dD) sejam tais que a pobreza permaneça constante em algum nível, isto é, $dP = 0$, e supondo também que $(\partial \varphi / \partial R) \neq 0$, pode-se escrever, implicitamente, a renda como função da desigualdade. Assim:

$$\frac{dR}{dD} = - \frac{\frac{\partial \varphi}{\partial D}}{\frac{\partial \varphi}{\partial R}} \quad (3)$$

Neste caso, a derivada parcial do numerador deve ser positiva, pois existe uma relação direta entre desigualdade de renda e pobreza (hipótese 2) e a derivada parcial do denominador deve ser negativa devido à relação inversa entre renda média e pobreza (hipótese 1). Como resultado, o lado direito de (3) é positivo, significando uma relação direta entre renda e desigualdade no plano (D, R), para um dado nível de pobreza constante.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho consta de dados dos Estados brasileiros no período de 2001 a 2012, sendo retirados os Estados da região Norte para garantir uma maior consistência no modelo empregado, já que não se dotava de informações suficientes em todos os anos observados das áreas rurais. Tais informações, para composição do banco de dados, foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar – PNADs e disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

A variável renda é a renda familiar *per capita* retirada da PNAD, que fora calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Logo após, foi determinada a média aritmética dessa variável, impetrando-se, assim, as rendas médias nos diferentes Estados do Brasil. É válido destacar que as variáveis monetárias desse estudo foram atualizadas para valores reais de 2012, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC, tendo como base o ano de 2012.

Foram qualificados como pobres, as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para suprir suas necessidades básicas. Desta forma, o indicador de pobreza absoluta utilizado foi a proporção de pobres (P_0). Para determinar esse indicador, a linha de pobreza adotada foi a do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade – IETS para os mais variados Estados brasileiros. Esta, corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo contrair uma cesta de consumo calórico mínimo.

O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de Estado para Estado. O índice de pobreza P_0 é definido como: $P_0 = \frac{q}{n}$

Em que n é o total de indivíduos e q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar y_i abaixo da linha de pobreza z .

Já para a variável desigualdade de renda, emprega-se o Gini, que, conforme Litchfield (1999), esse índice atende a 4 dos 5 axiomas de medidas de desigualdade – princípio de transferência de Pigou-Dalton, independência da escala de renda, princípio da população e anonimalidade (simetria), mas não atende o axioma da decomposabilidade.

Tal índice, determina-se ordenando, de forma crescente, o conjunto de renda familiar *per capita* para se conseguir a curva de Lorenz que relaciona em cada percentil, a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda. E, por meio desta curva, calcula-se o índice para cada Estado do país. Seu valor varia entre 0 (zero) e 1 (um), em que

quanto mais perto de 1, maior a desigualdade de renda e quanto mais próximo de 0, menor a desigualdade (HOFFMANN, 1998).

4 METODOLOGIA

Esta subdivisão, reserva-se a descrever, detalhadamente, um método de decomposição da variação da pobreza, tendo como ponto de partida um modelo econométrico, fundamentado teoricamente na segunda seção, relacionando pobreza com renda média, desigualdade e a algum grau de interação entre essas duas variáveis.

4.1 Especificação Econométrica do Modelo

O modelo econométrico aqui apresentado, é uma versão modificada por Pinho Neto e Barreto (2014), mas similarmente aos que outrora fora utilizado por vários autores que estudaram sobre a temática envolvida (EASTERLY, 2000; DOLLAR & KRAAY, 2002; FOSU, 2008, 2009 e 2010; ADAMS, 2004; RAVALLION, 1997).

A vantagem da especificação usada neste trabalho está na interação entre as variáveis renda e desigualdade e na possibilidade de efeitos fixos na tendência⁸. Considerando a estrutura de dados em painel e o modelo, na forma log-linear, tem-se:

$$\ln P_i(t) = \alpha + \mu_i + \tau(t) + \delta_i \cdot t + \beta^R \ln R_i(t) + \beta^D \ln D_i(t) + \beta^I [\ln R_i(t) \cdot \ln D_i(t)] + \omega_i(t) \quad (4)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

O subscrito ‘*i*’ indexa a unidade *cross section* e ‘*t*’ indexa o tempo. A variável dependente é simbolizada pelo logaritmo de um indicador de pobreza, genérico, indexado simultaneamente por ‘*i*’ e ‘*t*’. As variáveis explicativas correspondem a uma medida de renda (em log) e uma de desigualdade (em log), onde ambas são, também, indexadas por ‘*i*’ e ‘*t*’. Existe também um termo de interação, $\ln R_i(t) \cdot \ln D_i(t)$, como sugerida pela teoria exposta.

Adicionalmente, se tem uma tendência distinta, δ_i , para cada unidade *cross section* e um conjunto de efeitos fixos temporais, $\tau(t)$. O modelo possui um intercepto comum, α , e um conjunto de efeitos fixos dados por μ_i . Por fim, tem-se o termo de erro

⁸ Nos trabalhos mais recentes, como em Fosu (2008, 2009 e 2010), também foi reconhecido a importância de se incorporar a interação entre renda e desigualdade na determinação da pobreza. Porém, o autor não considera a possibilidade de ter uma tendência de diminuição/aumento da pobreza diferenciada para cada unidade *cross section*.

idiossincrático, $\omega_i(t)$, que supõe-se atender as hipóteses clássicas de dados em painel. Logo, se tem $2N+T+4$ parâmetros para serem estimados com um total de NT observações⁹. Vale destacar que o modelo descrito em (4) é apenas uma parametrização da função dada em (1).

Partindo do modelo (4) as elasticidades ‘renda-pobreza’ e ‘desigualdade-pobreza’ serão distintas para cada ‘ i ’ e para cada ‘ t ’, podendo, facilmente, ser obtidas:

$$\text{Elasticidade Renda-Pobreza:} \quad \epsilon_i^R(t) = \frac{\partial \ln P_i(t)}{\partial \ln R_i(t)} = \beta^R + \beta^I \ln D_i(t)$$

$$\text{Elasticidade Desigualdade-Pobreza:} \quad \epsilon_i^D(t) = \frac{\partial \ln P_i(t)}{\partial \ln D_i(t)} = \beta^D + \beta^I \ln R_i(t)$$

A partir dessas elasticidades, se poderá testar, empiricamente, a validade das três hipóteses descritas na subdivisão anteriormente exposta, a saber:

$$\text{Hipótese 1 (Relação Inversa):} \quad \epsilon_i^R(t) < 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

$$\text{Hipótese 2 (Relação Direta):} \quad \epsilon_i^D(t) > 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

$$\text{Hipótese 3 (Efeito não Linear):} \quad \frac{d|\epsilon_i^R(t)|}{dD_i(t)} < 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

Assim, as duas primeiras hipóteses podem ser validadas ou refutadas simplesmente atentando para os sinais das elasticidades estimadas a partir do modelo. Quanto a Hipótese 3, esta pode ser avaliada observando o sinal do coeficiente de interação, β^I . O que se tem:

$$\frac{d|\epsilon_i^R(t)|}{dD_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{d|\epsilon_i^R(t)|}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{d(-\epsilon_i^R(t))}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{d(-\beta^R - \beta^I \ln D_i(t))}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \beta^I < 0 \Leftrightarrow \beta^I > 0$$

Em que se foi usado os seguintes fatos: (a) $D_i(t) > 0$ e a função logarítmica é crescente; (b) hipótese 1 mais as propriedades do módulo e; (c) a definição de elasticidade renda-pobreza. Valendo ressaltar que a simples obtenção das elasticidades, como já vem

⁹ Na prática, em alguns casos a estimação deve ser feita desconsiderando alguns dos efeitos fixos citados, sem que se perca a generalidade do método proposto. Em certas circunstâncias, por exemplo, pode-se deparar com uma sobre parametrização, relativamente ao número de observações disponíveis, o que pode fazer com que se percam muitos graus de liberdade.

sendo feito na maioria dos trabalhos empíricos que estimam modelos deste tipo, não é suficiente para se ter um diagnóstico preciso dos seus determinantes, dado que não extraem o máximo de informação disponível nos dados.

Nos parágrafos que se seguem, propõe-se um método de decomposição da variação da pobreza que tem a propriedade de ser separadamente aditivo. O método parte da estimação do modelo (4). Baseado no resultado da estimação, é possível atribuir ‘pesos’ aos fatores que impactaram na variação da pobreza, tais como: tendência, crescimento, distribuição e resíduos (outros fatores). Os detalhes do método desenvolvido neste trabalho são apresentados a seguir.

Pode-se escrever a igualdade em (4) para dois anos adjacentes arbitrários, isto é, $j \in \{1, 2, \dots, T\}$ e $(j - 1) \in \{1, 2, \dots, T\}$. Neste caso, tem-se:

Para $t = j$

$$\ln P_i(j) = \alpha + \mu_i + \tau(j) + \delta_i \cdot j + \beta^R \ln R_i(j) + \beta^D \ln D_i(j) + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j)] + \omega_i(j)$$

Para $t = j - 1$

$$\begin{aligned} \ln P_i(j - 1) = & \alpha + \mu_i + \tau(j - 1) + \delta_i \cdot (j - 1) + \beta^R \ln R_i(j - 1) + \beta^D \ln D_i(j - 1) \\ & + \beta^I [\ln R_i(j - 1) \cdot \ln D_i(j - 1)] + \omega_i(j - 1) \end{aligned}$$

Fazendo a diferença entre as duas equações acima, ou seja, subtraindo a última igualdade da primeira e utilizando as propriedades do logaritmo, chega-se ao seguinte resultado:

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j - 1)} \right] = & \Delta \tau(j) + \delta_i + \beta^R \ln \left[\frac{R_i(j)}{R_i(j - 1)} \right] + \beta^D \ln \left[\frac{D_i(j)}{D_i(j - 1)} \right] + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) \\ & - \ln R_i(j - 1) \cdot \ln D_i(j - 1)] + \Delta \omega_i(j) \end{aligned}$$

Ou, de forma equivalentemente:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta \tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j - 1) \cdot \ln D_i(j - 1)] + \Delta \omega_i(j) \quad (5)$$

Sendo que γ_{ij} representa a taxa de crescimento/decrescimento das respectivas variáveis entre as datas $t = j$ e $t = (j - 1)$, para cada unidade *cross section* ‘i’. O

sobrescrito define a variável que está sendo considerada. Assim, $\gamma_{ij}^p \equiv \ln \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right]$, $\gamma_{ij}^R \equiv \ln \left[\frac{R_i(j)}{R_i(j-1)} \right]$, $\gamma_{ij}^D \equiv \ln \left[\frac{D_i(j)}{D_i(j-1)} \right]$ representam a variação percentual da pobreza, da renda e da desigualdade, respectivamente. Além disso, define-se os termos $\Delta\omega_i(j) \equiv \omega_i(j) - \omega_i(j-1)$ e $\Delta\tau \equiv \tau(j) - \tau(j-1)$.

Pode-se pensar nesta decomposição sob uma abordagem contrafactual e fazer a seguinte indagação: “Quanto seria a variação da pobreza entre dois períodos distintos se a renda tivesse variado, porém a desigualdade permanecesse fixa? ”, ou vice-versa. Com base neste questionamento, pode-se somar e subtrair o termo interativo $\beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)]$, com cada termo em datas distintas, do lado direito da equação (5). Verifica-se que a igualdade se transforma em:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6a)$$

Rearranjando os termos,

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1)] + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6b)$$

E, fazendo uso novamente das propriedades do logaritmo, a equação acima é equivalente à:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I \gamma_{ij}^D [\ln R_i(j)] + \beta^I \gamma_{ij}^R [\ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6c)$$

Podendo, ainda, isolar os termos comuns, obtém-se:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \gamma_{ij}^R [\beta^R + \beta^I \ln D_i(j-1)] + \gamma_{ij}^D [\beta^D + \beta^I \ln R_i(j)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6d)$$

Utilizando as definições de “elasticidade renda-pobreza” e “elasticidade desigualdade-pobreza”, dadas anteriormente, pode-se substituir seus respectivos valores nos termos entre colchetes na equação acima. Nesse caso, alcança-se o primeiro resultado de interesse deste capítulo:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta \tau(j) + \delta_i + \epsilon_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R + \epsilon_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D + \Delta \omega_i(j) \quad (7)$$

ET + EC + ED + ER

Na igualdade dada em (7), verifica-se que a variação da pobreza pode ser decomposta aditivamente em quatro componentes bem definidos:

➤ **Efeito Tendência (ET):** o primeiro componente da equação acima, $\Delta \tau(j) + \delta_i$, representa uma tendência de queda/aumento da pobreza na unidade transversal 'i', entre os anos $t = j$ e $t = j - 1$. Esse termo pode ser interpretado como a contribuição, para a variação da pobreza, de fatores que, apesar de não estarem explicitamente no modelo, podem ser bem captados pelo próprio tempo, como: tecnologia, condições climáticas, etc.;

➤ **Efeito Crescimento (EC):** o segundo componente, $\epsilon_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R$, pode ser interpretado como a contribuição do crescimento da renda sobre a variação da pobreza na unidade 'i', entre os anos $t = j$ e $t = j - 1$. Esse fator é representado pelo produto entre a elasticidade renda-pobreza, na data $t = j - 1$, e a taxa de variação da renda entre $t = j$ e $t = j - 1$;

➤ **Efeito Distribuição (ED):** esse componente, $\epsilon_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D$, pode ser interpretado como a contribuição da desigualdade para a variação da pobreza no Estado 'i', entre os anos $t = j$ e $t = j - 1$. Analogamente, ao (EC), este componente é dado pelo produto da elasticidade desigualdade-pobreza, na data $t = j$ com a taxa de variação da desigualdade entre $t = j$ e $t = j - 1$;

➤ **Efeito Residual (ER):** tem-se, ainda, um componente residual representado pelo termo $\Delta \omega_i(j)$, que corresponde aos fatores ou choques não observados que podem estar afetando a pobreza durante o período estudado.

Portanto, pode-se obter a decomposição de γ_{ij}^p para cada unidade 'i' e para cada ano 'j', o que se permite estudar a evolução temporal de cada um desses fatores macro determinantes da variação da pobreza para cada unidade *cross section*.

Da equação (7), se pode obter, ainda, os determinantes da variação da pobreza para o período como um todo. Isto é, pode-se conseguir os determinantes da variação média da pobreza entre as datas inicial ($j = 1$) e final ($j = T$) da amostra. Para tanto, define-se γ_i^P como sendo a variação média da pobreza para todo o período de análise. Utilizando as propriedades do logaritmo, tem-se:

$$\gamma_i^P \equiv \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \gamma_{ij}^P = \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \ln \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right] = \frac{1}{T-1} \ln \left[\prod_{j=2}^T \frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right] = \frac{1}{T-1} \ln \left[\frac{P_i(T)}{P_i(1)} \right] \quad (8)$$

Então, pode-se somar a equação (7) dos dois lados para $j = 2, 3, \dots, T$ e dividir por $T - 1$, de modo que permita ter uma média da variação da pobreza durante todo o período. Juntando o resultado da soma da equação (7) com (8), tem-se:

$$\gamma_i^P \equiv \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T [\Delta \tau(j) + \delta_i] + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta \omega_i(j) \quad (9)$$

Os termos do primeiro somatório se cancelam iterativamente. Logo, adquire-se o seguinte resultado:

$$\gamma_i^P \equiv \frac{1}{T-1} [\tau(T) - \tau(1) + \delta_i] + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta \omega_i(j)$$

$$\text{ET (médio)} \quad + \quad \text{EC (médio)} \quad + \quad \text{ED (médio)} \quad + \quad \text{ER (médio)}$$

Cada um dos componentes do lado direito é semelhante aos que já foram definidos anteriormente (ET, EC, ED e ER), mas agora estão em termos de médias. Nota-se que os efeitos crescimento (EC) e desigualdade (ED) agora são representados por uma média do período, ponderada pelas respectivas elasticidades. Isto, indica que o impacto das variáveis (renda e desigualdade) sobre a variação da pobreza depende não só de quanto elas variam, mas também da sensibilidade da pobreza com respeito a cada uma delas. Por fim, dividindo ambos os lados da igualdade acima pela variação média da pobreza, γ_i^P :

$$100\% = \frac{\frac{1}{T-1} [\tau(T) - \tau(1) + \delta_i]}{\gamma_i^P} + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R}{\gamma_i^P} + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \epsilon_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D}{\gamma_i^P} + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta \omega_i(j)}{\gamma_i^P}$$

Cada termo do lado direito representa, agora, a contribuição relativa dos quatro macros- determinantes da pobreza, já definidos anteriormente. Observa-se, portanto, que se pode decompor aditivamente a variação da pobreza em percentuais que somam 100%. Cada um desses componentes pode ser interpretado como a proporção da queda/aumento da

pobreza que pode ser atribuída a cada um dos seguintes fatores: efeito tendência, crescimento, desigualdade e outros fatores – resíduos.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção são delineados os resultados alcançados das estimações realizadas para decompor a pobreza, assim como sugerida na proposta trabalhada anteriormente neste estudo. Em sua análise, fora abrangido todos os Estados brasileiros das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste do ano de 2001 a 2012, sendo necessário, a priori, obter as elasticidades renda- pobreza e desigualdade-pobreza na aplicabilidade da metodologia para as áreas urbana e rural de cada unidade federativa considerada.

Desta forma, baseando-se nos resultados do modelo estimado e das elasticidades supracitadas, as três hipóteses descritas na revisão da literatura poderão ser testadas – *Relação Inversa*, *Relação Direta* e *Efeito não Linear*. Vale ressaltar que estas hipóteses estão relacionadas aos resultados esperados, servindo para verificação da robustez e coerência dos resultados que serão adquiridos na decomposição.

Nas Tabelas 2.1 e 2.2, é possível constatar, de forma imediata, a validade da hipótese 3 (*Efeito não Linear*) nas áreas urbana e rural dos Estados, nas regiões estudadas para o Brasil, uma vez que o coeficiente do termo interativo – entre renda e desigualdade – auferiu sinal positivo e estatisticamente significativo. Com isso, pode-se dizer que há uma relação inversa entre a elasticidade renda-pobreza e a desigualdade-pobreza, onde espera-se que quanto mais concentrada for a distribuição de renda no Estado, menor a apropriação, por parte dos mais pobres, dos benefícios derivados do aumento da renda.

Tabela 2.1 - Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Urbanas do Brasil– 2001 a 2012.

| DET. DA POBREZA | COEFICIENTE | ERRO PADRÃO | EST. T | VALOR-P | INT. DE CONF. 95% | |
|-----------------|-------------|-------------|--------|---------|-------------------|--------|
| Renda | -5.606 | 1.632 | -3.43 | 0.001 | -8.805 | -2.407 |
| Gini | -5.950 | 2.572 | -2.31 | 0.021 | -10.990 | -0.910 |
| Renda X Gini | 1.141 | 0.406 | 2.81 | 0.005 | 0.344 | 1.937 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

Nota: a regressão foi feita contemplando todos os efeitos fixos descritos na seção anterior – *cross section*, de tempo e de tendência, onde boa parte foram estatisticamente significantes a 1%.

Tabela 2.2 - Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Rurais do Brasil – 2001 a 2012.

| DET. DA POBREZA | COEFICIENTE | ERRO PADRÃO | EST. T | VALOR-P | INT. DE CONF. 95% | |
|-----------------|-------------|-------------|--------|---------|-------------------|--------|
| Renda | -7.607 | 1.490 | -5.11 | 0.000 | -10.527 | -4.687 |
| Gini | -7.059 | 2.161 | -3.27 | 0.001 | -11.295 | -2.824 |
| Renda X Gini | 1.539 | 0.374 | 4.12 | 0.000 | 0.806 | 2.271 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

Nota: a regressão foi feita contemplando todos os efeitos fixos descritos na seção anterior – *cross section*, de tempo e de tendência, onde boa parte foram estatisticamente significantes a 1%.

Já nas Tabelas 2.3 e 2.4, é possível atestar a validação das hipóteses 1 e 2 (*Relação Inversa e Relação Direta*) para as áreas urbana e rural, pois as elasticidades renda-pobreza foram todas negativas e as elasticidades desigualdade-pobreza foram positivas em todos os vinte Estados brasileiros trabalhados na extensão deste capítulo. Assim, pode-se dizer que um aumento na renda média e uma diminuição da desigualdade de renda provocam queda da proporção de pobres.

Semelhantemente ao trabalho de Pinho Neto e Barreto (2014), Santa Catarina foi a unidade que obteve a maior elasticidade renda-pobreza (-1,23), o que já era esperado, uma vez que o baixo nível de desigualdade do Estado consente que a elevação da renda média seja melhor distribuída e canalizada para os indivíduos considerados mais pobres. Assim posto, deduz-se que não há diferenças substanciais entre a sensibilidade da pobreza em detrimento à renda entre os Estados brasileiros, haja vista que na maior parte destes a elasticidade renda-pobreza ficou no intervalo de -0,9 a -1,1.

Se detendo ainda na Tabela 2.3, percebe-se que o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza no Nordeste é menor do que nas demais regiões analisadas para a área urbana, o que confirma a hipótese teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias que possuem menor renda média. Com isso, as regiões menos desenvolvidas, como o Nordeste brasileiro, se deparam com uma maior dificuldade em abater a pobreza por meio do crescimento da renda. Não obstante, a elasticidade desigualdade-pobreza para esta região também é menor do que nas outras, porém, com impactos da desigualdade sobre a pobreza mais elevado do que o crescimento da renda média, como visto por Araujo (2009) em seu estudo.

Tabela 2.3 - Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil – 2001 a 2012.

| Estados | Elasticidade renda-pobreza | Elasticidade desigualdade-pobreza |
|-----------------|-----------------------------------|--|
| MA | -0.99 | 0.90 |
| PI | -0.97 | 1.14 |
| CE | -1.11 | 0.66 |
| RN | -1.01 | 1.21 |
| PB | -0.96 | 1.12 |
| PE | -1.10 | 0.76 |
| AL | -0.96 | 0.96 |
| SE | -1.01 | 1.17 |
| BA | -1.08 | 0.87 |
| NORDESTE | -1.02 | 0.98 |
| MG | -1.13 | 1.41 |
| ES | -1.08 | 1.58 |
| RJ | -1.13 | 1.59 |
| SP | -1.16 | 1.78 |
| SUDESTE | -1.12 | 1.59 |
| PR | -1.14 | 1.61 |
| SC | -1.23 | 1.85 |
| RS | -1.15 | 1.70 |
| SUL | -1.17 | 1.72 |
| MS | -1.06 | 1.60 |
| MT | -1.07 | 1.58 |
| GO | -1.09 | 1.50 |
| DF | -0.90 | 2.30 |
| C-OESTE | -1.03 | 1.75 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

Semelhantemente a área urbana, a Tabela 2.4 também revela que a pobreza na zona rural é mais sensível as variações na distribuição de renda do que a própria renda média, sendo o Distrito Federal o que apresenta a maior pontuação (2,79) quanto a sensibilidade da pobreza em relação a desigualdade. Porém, diferente da zona urbana, o Estado que mostrou o mínimo valor (0,93) para essa elasticidade foi o de Alagoas e não o Ceará. Já o Estado de Santa Catarina impetrou a maior elasticidade renda-pobreza, -1,87.

Na Tabela 2.4, diferente da área urbana, percebe-se que o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza na região Centro-Oeste foi menor do que no Nordeste. Entretanto, a elasticidade desigualdade-pobreza para a região Nordeste permaneceu indicando ser menor do que nas demais regiões do país.

Tabela 2.4 - Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Rurais do Brasil - 2001 a 2012.

| Estados | Elasticidade renda-pobreza | Elasticidade desigualdade-pobreza |
|-----------------|-----------------------------------|--|
| MA | -1.53 | 1.05 |
| PI | -1.66 | 1.04 |
| CE | -1.68 | 1.02 |
| RN | -1.57 | 1.42 |
| PB | -1.78 | 1.16 |
| PE | -1.72 | 1.02 |
| AL | -1.69 | 0.93 |
| SE | -1.79 | 1.23 |
| BA | -1.69 | 1.19 |
| NORDESTE | -1.68 | 1.12 |
| MG | -1.63 | 1.93 |
| ES | -1.69 | 2.05 |
| RJ | -1.79 | 2.18 |
| SP | -1.65 | 2.61 |
| SUDESTE | -1.69 | 2.19 |
| PR | -1.60 | 2.36 |
| SC | -1.87 | 2.73 |
| RS | -1.73 | 2.56 |
| SUL | -1.73 | 2.55 |
| MS | -1.69 | 2.23 |
| MT | -1.67 | 2.16 |
| GO | -1.60 | 2.34 |
| DF | -1.38 | 2.79 |
| C-OESTE | -1.58 | 2.38 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

Aplicando a metodologia de decomposição propriamente dita, as Tabelas 2.5 e 2.6 mostram os resultados da decomposição da variação da pobreza, nas áreas urbana e rural, dos Estados brasileiros das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste entre os anos de 2001 e 2012, considerando os seguintes componentes: tendência, crescimento, desigualdade e resíduos (outros fatores). Cada determinante da pobreza é exposto verticalmente, separados por colunas e em termos absolutos, ou seja, em pontos percentuais da variação da pobreza. Tais componentes também são apontados em termos relativos, em que dividiu-se seu valor percentual pela respectiva taxa de variação da pobreza observada em cada Estado. Na primeira coluna, tem-se a variação média da pobreza e em seguida, a decomposição dessa taxa em seus principais determinantes.

Tabela 2.5 - Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil* – 2001 a 2012.

| UF | Variação da Pobreza | Decomposição por Componentes | | | | | | | |
|----|---------------------|------------------------------|--------|----------------|--------|-----------------|--------|-------------|--------|
| | | Tendência-ET | | Crescimento-EC | | Distribuição-ED | | Residual-ER | |
| | | Abs | % | Abs | % | Abs | % | Abs | % |
| AL | -7.53 | -1.05 | 14.00 | -8.62 | 114.42 | -1.93 | 25.57 | 4.07 | -53.99 |
| BA | -7.39 | 0.01 | -0.12 | -5.97 | 80.77 | -0.66 | 8.89 | -0.77 | 10.46 |
| CE | -6.91 | 1.59 | -22.96 | -8.25 | 119.34 | 0.18 | -2.66 | -0.43 | 6.28 |
| DF | -8.60 | -3.34 | 38.88 | -3.63 | 42.27 | -1.65 | 19.23 | 0.03 | -0.39 |
| ES | -13.20 | -3.91 | 29.64 | -4.79 | 36.27 | -2.48 | 18.79 | -2.02 | 15.29 |
| GO | -10.79 | -2.21 | 20.47 | -5.09 | 47.18 | -2.48 | 23.01 | -1.01 | 9.34 |
| MA | -6.10 | -0.06 | 1.03 | -8.13 | 133.30 | 2.41 | -39.56 | -0.32 | 5.22 |
| MG | -10.68 | -2.65 | 24.83 | -4.88 | 45.66 | -2.14 | 20.03 | -1.01 | 9.48 |
| MS | -11.47 | -2.90 | 25.30 | -5.38 | 46.91 | -2.61 | 22.71 | -0.58 | 5.08 |
| MT | -9.59 | -2.67 | 27.82 | -4.88 | 50.84 | -1.18 | 12.29 | -0.87 | 9.06 |
| PB | -7.74 | -0.66 | 8.56 | -4.87 | 62.86 | -1.56 | 20.12 | -0.65 | 8.45 |
| PE | -8.30 | -0.14 | 1.73 | -6.83 | 82.25 | -0.75 | 9.01 | -0.58 | 7.01 |
| PI | -6.97 | -0.47 | 6.70 | -5.51 | 79.00 | -0.16 | 2.24 | -0.84 | 12.06 |
| PR | -14.18 | -5.80 | 40.86 | -4.89 | 34.50 | -2.64 | 18.59 | -0.86 | 6.05 |
| RJ | -7.11 | -2.96 | 41.67 | -1.99 | 28.04 | -1.88 | 26.48 | -0.27 | 3.81 |
| RN | -7.94 | -1.10 | 13.85 | -5.39 | 67.88 | -0.67 | 8.45 | -0.78 | 9.82 |
| RS | -13.26 | -4.53 | 34.17 | -3.88 | 29.28 | -2.89 | 21.79 | -1.96 | 14.76 |
| SC | -12.78 | -5.59 | 43.72 | -3.94 | 30.83 | -3.22 | 25.16 | -0.04 | 0.30 |
| SE | -8.86 | -1.26 | 14.19 | -6.23 | 70.31 | -0.67 | 7.59 | -0.70 | 7.91 |
| SP | -10.32 | -3.85 | 37.29 | -2.96 | 28.68 | -2.52 | 24.38 | -1.00 | 9.65 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

De maneira geral, pode-se observar na Tabela 2.5 que o efeito crescimento indica ter sido o componente de maior evidência para a minimização da pobreza na área urbana dos Estados brasileiros analisados, onde notoriamente mais da metade destes, apontam uma contribuição relativa, nesse componente, superior a 50%. Logo, é possível concluir que o crescimento da renda *per capita* foi relativamente fundamental para a diminuição da pobreza entre os anos de 2001 e 2012. Não obstante, o arrefecimento da desigualdade de renda também tem indícios de ser um componente significativo para explicar a redução da pobreza. Desta forma, pode-se inferir que políticas públicas que proporcionem o aumento da renda média contribuem para redução da pobreza no Brasil.

A Tabela 2.5 mostra, ainda, que o efeito tendência tem sua importância na diminuição da pobreza no Brasil. Neste aspecto, Rio de Janeiro, Paraná e Santa Catarina apresentaram uma participação superior a 40% sobre a diminuição da média da pobreza entre os anos de 2001 e 2012. Já para o efeito residual, não existem evidências claras para atribuir

esse fator a redução da pobreza, uma vez que constata-se apenas uma contribuição relativa dos resíduos abaixo de 10%.

O efeito crescimento na área rural, exibido na Tabela 2.6, assim como na urbana, também sugere ter sido este o componente de maior destaque para a redução da pobreza nas unidades analisadas. Dos vinte Estados, dezessete deles apresentaram uma contribuição relativa superior a 60%, ou seja, o crescimento da renda *per capita* foi relevante para a redução da pobreza entre os anos de 2001 e 2012.

Tabela 2.6 - Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza das Áreas Rurais do Brasil – 2001 a 2012.

| UF | Variação da Pobreza | Decomposição por Componentes | | | | | | | |
|----|---------------------|------------------------------|--------|----------------|--------|-----------------|-------|-------------|---------|
| | | Tendência-ET | | Crescimento-EC | | Distribuição-ED | | Residual-ER | |
| | | Abs | % | Abs | % | Abs | % | Abs | % |
| AL | -8.26 | 2.65 | -32.04 | -21.57 | 261.04 | -1.47 | 17.73 | 12.13 | -146.74 |
| BA | -6.18 | 1.92 | -31.10 | -10.26 | 166.09 | 0.40 | -6.49 | 1.76 | -28.50 |
| CE | -5.95 | 3.82 | -64.22 | -10.76 | 180.90 | -0.56 | 9.38 | 1.55 | -26.06 |
| DF | -9.34 | -2.08 | 22.24 | -2.65 | 28.35 | -4.43 | 47.45 | -0.18 | 1.96 |
| ES | -28.01 | -8.07 | 28.81 | -12.10 | 43.21 | -6.20 | 22.15 | -1.63 | 5.83 |
| GO | -16.94 | -2.33 | 13.74 | -11.24 | 66.37 | -4.42 | 26.10 | 1.05 | -6.21 |
| MA | -5.49 | 0.80 | -14.63 | -4.66 | 84.81 | -1.80 | 32.79 | 0.16 | -2.97 |
| MG | -11.62 | -1.16 | 9.96 | -10.96 | 94.32 | -0.96 | 8.23 | 1.45 | -12.50 |
| MS | -28.78 | -8.47 | 29.44 | -9.51 | 33.05 | -6.02 | 20.92 | -4.77 | 16.58 |
| MT | -10.90 | -0.72 | 6.63 | -12.60 | 115.63 | -0.02 | 0.21 | 2.45 | -22.47 |
| PB | -9.07 | 3.33 | -36.69 | -14.38 | 158.49 | -1.10 | 12.11 | 3.08 | -33.90 |
| PE | -7.96 | 2.88 | -36.17 | -11.45 | 143.91 | -1.44 | 18.12 | 2.06 | -25.86 |
| PI | -10.67 | 5.27 | -49.38 | -14.65 | 137.27 | -2.11 | 19.82 | 0.82 | -7.71 |
| PR | -14.93 | -1.29 | 8.65 | -9.52 | 63.75 | -5.38 | 36.06 | 1.26 | -8.45 |
| RJ | -8.67 | -2.33 | 26.90 | -5.77 | 66.59 | -4.47 | 51.58 | 3.91 | -45.06 |
| RN | -8.81 | 0.73 | -8.34 | -8.57 | 97.32 | -1.55 | 17.60 | 0.58 | -6.58 |
| RS | -13.93 | -1.67 | 11.99 | -10.73 | 77.02 | -2.79 | 19.99 | 1.25 | -9.00 |
| SC | -18.45 | -1.60 | 8.68 | -14.11 | 76.50 | 0.56 | -3.03 | -3.29 | 17.85 |
| SE | -9.92 | 0.54 | -5.47 | -11.02 | 111.15 | -1.63 | 16.49 | 2.20 | -22.17 |
| SP | -16.38 | -2.80 | 17.11 | -10.05 | 61.37 | -2.66 | 16.24 | -0.86 | 5.28 |

Fonte: resultados obtidos pela autora.

Não muito diferente da área urbana, a tabela 2.6 mostra que o arrefecimento da desigualdade de renda na área rural também tem maiores indícios de ser um componente significativo para explicar a redução da pobreza, pois, aparentemente, as variações na desigualdade de renda foi o segundo fator mais importante para explicar a variação da pobreza no período analisado para as duas áreas. Neste caso, o Rio de Janeiro foi o Estado que

obteve o maior valor neste componente (superior a 50%), o que implica dizer que mais da metade da redução da pobreza do Estado se deu pela queda da desigualdade de renda.

Em suma, pode-se dizer que o efeito do próprio tempo, efeito tendência, assim como os demais componentes, tem um determinado grau de influência na diminuição da pobreza na zona rural dos Estados analisados no Brasil. As unidades federativas que mais se destacaram foram o Espírito Santo e Mato Grosso do Sul, onde nota-se que ambos expuseram uma participação superior a 28% do efeito da tendência sobre a redução média da pobreza entre os anos de 2001 e 2012.

Por último, em se tratando do efeito residual para a área rural, também é válido dizer que não há proeminências notórias para conferir a esse fator o arrefecimento da pobreza, dado que em boa parte dos Estados foi verificado uma contribuição relativa dos resíduos menor que 7%. É importante ressaltar, que esse resultado torna mais robusto a análise, visto que, como sugerido pela teoria, apenas as variações da renda média e da desigualdade careceriam responder pela maior parte da redução da pobreza.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este capítulo teve como objetivo decompor a variação da pobreza segundo a metodologia desenvolvida por Pinho Neto e Barreto (2014), baseando-se em seus principais fatores determinantes assinalados na literatura – Efeito Tendência (ET), Efeito Crescimento (EC), Efeito Desigualdade (ED) e Efeito Residual (ER).

Com isso, conclui-se que as elasticidades renda-pobreza foram todas negativas e as elasticidades desigualdade-pobreza foram positivas em todas as unidades federativas do país, o que se pode deduzir que uma elevação na renda média e uma redução na desigualdade de renda provocam queda da proporção de pobres. Pode-se dizer, também, que há uma relação inversa entre a elasticidade renda-pobreza e a desigualdade, onde espera-se que quanto mais concentrada for a distribuição de renda no Estado, menor a apropriação, por parte dos mais pobres, dos benefícios derivados do aumento da renda.

O valor absoluto da elasticidade renda-pobreza na região Nordeste é menor do que nas demais regiões analisadas para a área urbana, o que confirma a hipótese teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias que possuem menor renda média e maior concentração de renda. Nesta mesma linha, a elasticidade desigualdade-pobreza para esta região também é menor do que nas outras, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza mais altos do que o crescimento da renda média.

Porém, diferente da área urbana, o valor absoluto para a zona rural da elasticidade renda-pobreza na região Centro-Oeste foi menor do que no Nordeste. Entretanto, a elasticidade desigualdade-pobreza para a região Nordeste permaneceu indicando ser menor do que nas demais regiões do país.

O efeito desigualdade mostrou-se importante para se reduzir a pobreza durante o período analisado, sendo de maior relevância para a zona rural do que para a urbana. Considerando apenas esses dois efeitos, crescimento e desigualdade, a maior parte das unidades federativas, nas áreas estudadas, foram responsáveis por explicar mais de 75% da variação da pobreza.

Destaca-se, ainda, que o efeito tendência (efeito do próprio tempo), assim como os demais componentes, tem sua colaboração para influência na diminuição da pobreza. No entanto, os Estados que mais se destacaram, neste quesito, não coincidem entre as duas áreas analisadas. Rio de Janeiro, Paraná e Santa Catarina foram as unidades em evidência para a zona urbana, com uma participação superior a 40%. Já a zona rural, se sobressaíram o Espírito Santo e Mato Grosso do Sul, onde ambos expuseram uma participação superior a 28% do efeito tendência sobre a redução média da pobreza entre os anos de 2001 e 2012.

Por último, em se tratando do efeito residual para as áreas urbana e rural, é válido dizer que não há proeminências notórias para conferir a esse fator o arrefecimento da pobreza, dado que em boa parte dos Estados foi verificado uma contribuição relativa dos resíduos menor que 10% e 7%, respectivamente. Contudo, esse resultado torna mais robusto a análise, pois como insinuado pela teoria, somente as variações da renda média e da desigualdade deveriam responder pela maior parte da redução da pobreza.

CAPÍTULO 3

DETERMINANTES DA POBREZA DE TEMPO NOS ESTADOS BRASILEIROS: 2001 A 2013

1 INTRODUÇÃO

A pobreza tornou-se, nos últimos tempos, objeto de estudo de pesquisadores para, por meio da mensuração, identificar e apontar seus determinantes. Geralmente, as análises dos níveis de pobreza têm como ponto de partida a insuficiência da renda para fazer frente ao atendimento das necessidades básicas dos indivíduos.

Com isso, de acordo com Rocha (2006) e Ravallion (1992), pode-se dizer que há pobreza quando as necessidades humanas não são atendidas adequadamente em uma determinada sociedade. Porém, é válido especificar quais são essas carências e qual o nível de atendimento mais apropriado, já que existe uma tênue diferença entre esses dois fatores, em que um está voltado para as necessidades absolutas e o outro para as necessidades relativas.

No entanto, pela percepção de Sen (1999), observar a performance dos países, assim como seus níveis de bem-estar somente na esfera da renda e consumo seria algo muito restrito. Ao incorporar uma definição de pobreza em um sentido amplificado, Ravallion (1996) afirmou que é possível definir, teoricamente, um conceito mais abrangente de pobreza que incluísse não apenas conceitos de utilidade como também de capacitação.

Desta forma, adicionalmente, o estudo sobre o tempo tem sido discutido e implementado para compreender sua intervenção na economia e no bem-estar dos indivíduos além da renda. A pobreza de tempo insinua que, assim como a renda é importante para o bem-estar, o tempo é um recurso de igual importância, uma vez que quanto mais tempo utilizado em trabalho e não em qualidade de vida, mais pobre o homem se torna.

Estudos que contemplam a incorporação do tempo como parte de mensuração da pobreza, foram desenvolvidos na década de setenta por Vickery (1977) e Garfinkel e Haveman (1977). Mais adiante, vários estudiosos como Boltvinilk (1992), Douthitt (1994), Blackden e Bhaun (1999), Apps (2004), e Bardasi e Wodon (2006), também passaram a utilizar o componente tempo em seus estudos para mensurar a pobreza.

Existem vários trabalhos desenvolvidos no âmbito internacional, como o dos autores supracitados, que tratam a questão da alocação do tempo como indicador de bem-estar, principalmente na África. No entanto, poucos são os estudos sobre esta temática para América Latina. Harvey e Taylor (1997), pressupõe que como boa parte das investigações

empregam a renda como indicador de bem-estar, a capacidade das pessoas ou de famílias ter acesso a lazer, descanso, tempo para dedicar-se a educação ou até mesmo passar mais tempo com a família, acaba ficando em segundo plano.

Em esfera nacional, destaca-se como trabalho pioneiro acerca da pobreza de tempo, a pesquisa de Ribeiro (2012), em que a autora mensura e analisa os determinantes da pobreza de tempo no Brasil para o ano de 2009. Dentre outros resultados obtidos, pode-se traçar o perfil do brasileiro pobre de tempo como sendo uma mulher adulta, de cor negra e com baixa escolaridade, não necessariamente pobre de renda e residente na área urbana da região Nordeste, residindo em domicílio com poucas pessoas e mãe de filhos com menos de 14 anos.

Neste contexto, o presente trabalho tem por objetivo também realizar uma análise da pobreza de tempo para o Brasil, tendo por parâmetro o uso da alocação do tempo como um indicador de bem-estar, onde a pobreza de tempo é mensurada adaptando as medidas de pobreza de renda da classe Foster, Greer e Thorbecke (1984) – FGT, especificamente para a pobreza de tempo, utilizando como indicadores a proporção de pobres de tempo, o hiato de pobreza de tempo que mede a sua intensidade e o hiato de pobreza de tempo ao quadrado que mede sua severidade.

Este estudo avança e se diferencia dos anteriores, como o de Ribeiro (2012), por analisar a pobreza de tempo para o Brasil e seus principais determinantes não contemplados em pesquisas anteriores, tendo como base o uso da alocação do tempo como indicador de bem-estar para uma série histórica que contempla o período 2001-2013. Além disso, utiliza-se um modelo de regressão com dados em painel para estimar e explicar os principais determinantes da pobreza de tempo. Para tanto, serão usados dados calculados a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNADs, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Este trabalho, além dessa introdução, compõe-se de mais cinco seções. Na próxima, será apresentado um arcabouço teórico que dá fundamento a problematização. A terceira seção, define e discute a base de dados, juntamente com a construção da linha de pobreza. Sequencialmente, a seção quatro, especifica o modelo econométrico e os métodos de estimação utilizados. Posteriormente, será esboçado uma análise dos resultados obtidos da estimação do modelo econométrico – seção cinco – e as considerações finais na sexta seção, conclui de forma singular a pesquisa realizada sobre a questão da pobreza de tempo.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO

Tratando-se de um breve histórico, esta seção tem por finalidade relatar acerca da pobreza de tempo no Brasil, tendo como indicativo a privação do tempo. Para tanto, aborda-se vários estudos sobre a temática, utilizada em alguns países, para subsidiar a mensuração da pobreza de tempo exposta neste trabalho.

2.1 Pobreza e Insuficiência de Renda

Determinar e medir a pobreza não pode ser considerado como algo fácil e de plena concordância entre os pesquisadores que lidam com o tema, pois há conceitos distintos relacionados a vários pontos de vista nos aspectos metodológicos e diferentes indicadores do que pode ser pobreza. Assim sendo, vários autores desenvolvem estudos empíricos, abarcando diferentes métodos para se mensurar a pobreza, sobretudo utilizando um indicador vinculado a renda para testarem suas hipóteses.

O uso da variável renda como interesse de análise e indicador do nível de pobreza de uma determinada população, é usualmente empregada com frequência na literatura econômica. O conceito interligado a mensuração dessa dimensão, segundo Ray (1998), pressupõe que a linha da pobreza deriva de uma medida de renda, do consumo ou até mesmo do acesso a uma cesta de bens e serviços. Já para Barros *et al.* (2001), o nível de pobreza quando analisado excepcionalmente pelo critério de insuficiência de renda, está subordinado a dois fatores diretos: a concentração dos rendimentos e a escassez agregada de renda. Ao se fixar a renda média, a maior desigualdade estará atrelada a um maior grau de pobreza.

Os estudos voltados para os indicadores de desenvolvimento e da pobreza podem ser desmembrados em análise “conglomerativa” e análise “distributiva”, onde esta classificação tem como base o *Human Development Report* (HDR, 1994) do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

De acordo com o estudo supracitado, no primeiro grupo são encontradas as medidas unidimensionais, baseadas em renda ou consumo e, no segundo, sobressai os indicadores multidimensionais focados em variáveis qualitativas, que compõem a abordagem do desenvolvimento humano. Assim, enquanto a visão “conglomerativa” visa questões relacionadas aos “meios” do desenvolvimento, a “distributiva” foca questões referentes aos fins do desenvolvimento, mas essa última concepção também parte da hipótese de que os meios e os fins são correlacionados.

Tendo como ponto de partida estes conceitos, Comim e Bagolin (2002), indagam que os indicadores de pobreza podem ser classificados em quatro grupos. O primeiro relaciona pobreza à insuficiência de renda, o segundo com à privação das necessidades básicas, o terceiro parte do pressuposto da exclusão social e, por fim, o quarto que faz alusão a pobreza como privação das capacitações básicas.

Os índices de insuficiência de renda classificam um indivíduo como pobre se o seu nível de renda está sob e abaixo dessa linha monetária, podendo ser relacionado a renda ou ao consumo mínimo. Tais medidas de insuficiência de renda, estão interligadas não apenas com a perceptiva “conglomerativa”, mas, também, com o conceito de pobreza absoluta – relacionadas as condições de sobrevivência mínima (SEN, 1999).

Logo, a pobreza absoluta pode ser interpretada como uma situação de comando insuficiente sobre recursos, independentemente do nível de bem-estar geral da sociedade. Assim, a pobreza absoluta é definida, em termos quase universais, podendo ser aplicada em qualquer lugar do mundo (HAGENAARS e PRAAG, 1985).

2.2 Pobreza e Bem-Estar

Dentre as disparidades que há entre os pesquisadores quanto ao que venha a ser pobreza, um consenso em comum obtido é que o conceito de pobreza está intimamente entrelaçado a níveis de bem-estar relacionado ao atendimento às necessidades básicas, principalmente nos países em desenvolvimento.

Um dos questionamentos que tem que ser feito e respondido, segundo Ravallion (1992), é como deve ser avaliado o bem-estar dos indivíduos. Desta forma, o enfoque tradicional para a descrição de pobres prioriza o mercado e não contempla os atributos não monetários que, também, contribui no bem-estar dos indivíduos. Sendo que, um desses atributos, que precisa ser levado em conta, é a alocação do tempo designado às atividades direcionadas ao lazer e descanso.

Pessoas que vivem em Estado de pobreza não conseguem usufruir do bem-estar almejado na sociedade, mesmo esse aspecto não sendo explorado de forma mais intensa, privilegiando assim, mais intensamente os seus atributos monetários. Diante deste cenário, Coudouel *et al.* (2002) apresentam um estudo sobre indicadores monetários e não monetários de pobreza, onde são expostos de forma quantitativa e objetiva, renda e consumo como indicadores de bem-estar. Os autores afirmam que o consumo disponibiliza melhores

resultados como indicador do que a renda, uma vez que este está diretamente relacionado ao bem-estar.

Para os autores supracitados, outro fator importante para demonstrar que a renda não é um indicador adequado para o bem-estar se dá pelo fato de que em famílias que trabalham em setores informais, a renda não é regular, o que torna sua análise complicada. Por outro lado, a renda pode se tornar um indicador viável quando se estuda suas fontes. Desta maneira, independente de qual indicador monetário utiliza-se, são necessárias orientações básicas como ajustar as diferenças de necessidades entre famílias e as desigualdades, ajustar as diferenças entre os preços em diferentes regiões e excluir entradas e saídas de investimentos.

Segundo Just, Hueth e Schmitz (2004), a análise do bem-estar preocupa-se, sobretudo, como a renda total deve ser distribuída entre os mais variados indivíduos. A percepção de uma função de bem-estar está ligada à medição da utilidade de uma determinada sociedade, mediante as utilidades dos indivíduos.

Já para Vieira e Monasterio (2011), a mensuração do bem-estar é comumente usada para se medir a eficiência e retidão de algumas escolhas políticas. Desta forma, estes padrões fornecem um completo ordenamento dos indivíduos ao atenuarem a distribuição de renda a um único número.

Ao expor os indicadores não monetários, Coudouel *et al.* (2002), enfatizaram a necessidade de se analisar estes aspectos, uma vez que não são explorados quando se estuda a pobreza e o bem-estar. Para isto, é necessário ter um limiar no qual se comparam os dados obtidos dos indivíduos ou grupos familiares sobre diversas dimensões.

Dentre algumas dimensões estão a saúde e a nutrição – onde se analisam dados de natalidade, expectativa de vida, nível nutricional das crianças, incidências de doenças, o número de visitas ao hospital e outros fatores – e, a pobreza educacional, que tem como fonte o nível de analfabetismo e se a faixa etária de conclusão dos estudos coincide com o esperado. Pode-se usar outras dimensões como as relações interpessoais, a baixa autoestima e insegurança. Os autores ainda afirmam que a insegurança é uma dimensão de grande importância, pois pode ser entendido como vulnerabilidade, levando ao declínio do bem-estar. Essa vulnerabilidade, pode-se dar a nível pessoal, regional e nacional ou internacional (COUDOUEL *et al.*, 2002).

A vulnerabilidade é definida, conforme Coudouel *et al.* (2002), como sendo a probabilidade ou risco de estar em situação de pobreza ou de cair na pobreza mais profunda no futuro. Pode ser, ainda, uma dimensão fundamental do bem-estar, uma vez que o risco de

grandes variações de renda pode constrianger as famílias a reduzir investimentos em ativos produtivos, quando as famílias precisam manter algumas reservas.

Desta forma, compreende-se que não é possível medir ou deduzir quando um indivíduo cairá na pobreza, apenas pode-se analisar como ocorre a dinâmica da renda, por meio das variáveis não monetárias. Logo, Burchardt (2008), em sua pesquisa, considera que o tempo é, no mínimo, um elemento essencial para o bem-estar.

2.3 Pobreza de Tempo

O primeiro autor a estudar a alocação do tempo foi Becker (1965), porém o precursor a utilizar o tempo como instrumento para mensurar a pobreza foi Vickery (1977). Seu principal objetivo era encontrar famílias norte-americanas com tempo indisponível para atingir o bem-estar, analisando o tempo gasto em atividades produtivas e domésticas. Sua pesquisa mostrou que quando se usa o tempo além da renda, a taxa de pobreza aumenta consideravelmente.

A partir de Vickery (1977), há várias pesquisas que utilizam o tempo para mensurar a transformação da sociedade em busca do bem-estar. Algumas destacam que longas horas de trabalho geram riscos à saúde dos trabalhadores e das suas famílias, outras mostram como o tempo é essencial para o bem-estar.

A partir da metodologia utilizada por Vickery (1977), Douthitt (1994) fez um levantamento de dados em 1985, nos Estados Unidos, para recalcular as taxas de pobreza. O resultado desse levantamento, mostra que a proporção de mulheres pobres casadas e que trabalham passam de 6% para 24% quando além da renda, se insere a problemática do tempo. Essa proporção aumenta para 91% quando se estuda apenas o fator tempo.

Adotando uma metodologia diferente, mas ainda inspirada na de Vickery (1977), para realizar esse mesmo estudo junto à população mexicana, Damián (2003) empregou uma base de dados de 1996 do uso do tempo, da “Encuesta Nacional de Empleo” (ENE), para elaborar o índice chamado “Índice de excesso de tempo de trabalho”, com o propósito de conhecer a disponibilidade de tempo das pessoas para o descanso, educação e lazer. Diante dos resultados obtidos, mostrou-se que as mulheres possuem menos tempo para descansar por dividirem sua jornada com atividades domésticas.

Sustentando uma redefinição para o padrão de pobreza do Canadá, Harvey e Mukhopadhyay (2006), utilizando métodos congruentes aos de Vickery (1977), incluíram a sua pesquisa o uso do tempo com dados do ano de 1998. Tal estudo, demonstrou que a

maioria dos adultos que trabalham não tem tempo para desfrutar a família, pois estão empregados em tempo integral no mercado de trabalho.

Na Guiné Bissau, ao empregar uma metodologia transposta dos índices de pobreza de renda da família FGT – Foster, Greer, e Thorbecke – para identificar os pobres de tempo, Bardasi e Wodon (2006) constatou-se que a população da zona rural é mais pobre que a da zona urbana, as mulheres são mais pobres de tempo que os homens e em relação as crianças, as meninas estão em maior número de pobres que os meninos.

No Reino Unido, Burchardt (2008) realizou uma pesquisa bidimensional da pobreza, demonstrando que 6,5% dos britânicos são pobres de tempo e 0,8% dessa amostra também é pobre de renda. Mais uma vez destacam-se as mulheres (2,4%) mais pobre que os homens (0,8%). Foi identificado que, em relação a raça, os negros são mais pobres de tempo (5,5%) que os brancos (1,5%).

Nos Estados Unidos, com foco apenas na dimensão do tempo, foram analisadas unidades familiares entre 2003 e 2006, identificando que as famílias possuidoras de mais pobreza de tempo são as que possuem um número elevado de filhos. Outro dado importante, mostra que quanto menos pobre de renda uma família se torna, ela pode se tornar mais pobre de tempo (KALENKOSKI *et al.*, 2008).

O mesmo estudo foi realizado na Austrália por Dowsley (2010) a partir de dados do “Australian Bureau of Statistics” (ABS), nos anos de 1992, 1997 e 2006. Nessa pesquisa, observou-se que a diferença da taxa de pobreza de tempo entre mulheres e homens tem diminuído, uma vez que as mulheres têm entrado cada vez mais no mercado de trabalho e os homens tem gastado mais tempo com atividades domésticas. Mesmo com a diminuição da disparidade, os homens continuam tendo mais tempo para o lazer que as mulheres.

Saqib e Arif (2012), realizaram uma pesquisa com dados de 2007 no Paquistão, analisando a taxa de pobreza de tempo e a variação entre sexo, regiões, renda e grupos profissionais. Os dados foram retirados de uma pesquisa realizada com 19.600 pessoas a partir dos 10 anos e mostram que homens e mulheres das zonas urbanas são mais pobre de tempo que nas zonas rurais.

Segundo Burchardt (2008), para que um trabalhador não seja pobre de tempo é necessário que o mesmo tenha uma vida saudável e uma formação de boa qualidade, uma vez que a hora de trabalho de quem tem melhor formação é mais cara do que a de alguém com pouca qualificação. Para Kalenkoski *et al.* (2008), a pobreza de tempo é um elemento que impede o aumento do nível de escolaridade nos indivíduos.

A pobreza de tempo também gera pobreza de renda a partir do momento em que o indivíduo, especialmente as mulheres, deixam de praticar atividades produtivas para utilizarem seu tempo em atividades não remuneradas como trabalho doméstico, cuidado com os filhos ou doentes. Essa conjuntura tem mudado desde a década de 1980 no Brasil, onde o número de mulheres tem aumentado consideravelmente no mercado de trabalho, cerca de 5,6%, contra 2,9% de aumento do número de homens (AQUINO *et al.* 1995).

O aumento das mulheres no desempenho de trabalho produtivo contribui para a diminuição da pobreza de renda em longo prazo, pois confere um percentual maior de gastos com capital humano (BARDASI e WODON, 2009). Estes autores declaram que deve-se analisar de forma mais específica o cuidado de crianças, deficientes e idosos, pois, para alguns, isso pode ser considerado trabalho e para outras pessoas, lazer.

3 BASE DE DADOS

A base de dados empregada, neste trabalho, compõe-se de dados dos Estados brasileiros no período de 2001 a 2013, sendo retirados os Estados da região Norte para garantir uma maior consistência no modelo adotado, já que não se dotava de informações suficientes em todos os anos observados das áreas rurais. Tais informações, para estruturação do banco de dados, foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar – PNADs e disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

As variáveis utilizadas para se medir a pobreza de tempo, bem como seus determinantes são número de horas semanais alocadas no trabalho principal, no trabalho secundário e nos demais trabalhos, adicionado do tempo de deslocamento percorrido pelo indivíduo até o local da labuta e seu retorno à residência. São computadas também, semanalmente, a quantidade de horas destinadas, habitualmente, aos afazeres do lar.

Logo, a pobreza de tempo se dá pelo total de horas trabalhadas na semana e se este total for maior do que uma determinada hora delimitada na linha de pobreza de tempo, considera-se o indivíduo pobre de tempo. Desta forma, é possível calcular os indicadores da classe FGT da seguinte maneira: Proporção de pobres de tempo (P_0); Hiato de pobreza de tempo (P_1) e; Hiato de pobreza de tempo ao quadrado (P_2).

Em que, a medida P_0 é definida como:

$$P_0 = N_p / N.$$

Onde, N_p é o número de pobres de tempo e N o tamanho da população com idade superior a 10 anos. Considerando a linha de pobreza de tempo como t_i , N_p é o número de indivíduos em que $t_i < t$. Assim, observar-se que, desta forma, P_0 mede precisamente a proporção de pobres de tempo.

O indicador P_1 é determinado como $P_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_p} \left(\frac{t_i - t}{t}\right)$, onde este último mensura o déficit médio de tempo em relação à linha de pobreza t . Neste caso, tem-se uma base da intensidade da pobreza de tempo.

De igual modo, o hiato de pobreza de tempo ao quadrado é denominado como sendo $P_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_p} \left(\frac{t_i - t}{t}\right)^2$. Logo, como o déficit médio de tempo em relação à linha de pobreza é elevado ao quadrado, pesos mais elevados são conferidos aqueles que apontam mais horas extras de trabalho.

No estudo realizado para o Brasil acerca da pobreza de tempo, Ribeiro (2012) adotou em seu estudo um limite inferior e outro superior para a construção da linha de pobreza de tempo, respectivamente, 64 e 75 horas semanais. A autora, ainda em sua pesquisa, optou por trabalhar com a média dessa variável no lugar da mediana, uma vez que a distribuição de frequência do total de horas trabalhadas da amostra apresentou-se razoavelmente simétrica.

Entretanto, neste estudo, utiliza-se apenas o limite inferior da linha de pobreza, pois os valores de referência entre a inferior e superior não apresentam ser tão discrepantes. Assim, será empregada a mesma que fora encontrado por Ribeiro (2012) para o limite inferior – 64 horas semanais. Assim sendo, o desenvolvimento do limite da linha de pobreza inferior é construído considerando-se o total de horas reservadas ao lazer para um indivíduo, a subtração do número total de horas disponível, as horas destinadas, semanalmente, aos provimentos pessoais básicos – alimentação, banho, vestuário –, adicionado das horas de sono semanal e descontando-se, ainda, as horas dispensada ao trabalho durante a semana.

Sabendo que uma semana é composta por 7 dias e que cada dia contém 24 horas, então $H_t = 168$ horas para qualquer pessoa. Considerando, também, que o tempo mínimo universal requerido de horas de sono para qualquer indivíduo adulto é entre 7 e 8 horas, por dia, conforme indica o IES (2010), tem-se que $H_s = 56$ horas.

Adotando o valor utilizado por Burchardt (2008) e Ribeiro (2012) para o consumo de tempo com cuidados pessoais, admite-se $H_p = 14$ horas semanais. Para tanto, estima-se que 2 horas por dia é o necessário para se dedicar as atividades relacionadas com a alimentação, asseio e vestuário. Ainda em consonância com Ribeiro (2012), as horas médias

gastas na semana no mercado de trabalho formal ou informal foram estimadas em 53 horas, isto é, $H_h = 53$ horas.

Logo, para se ter o valor das horas destinadas ao lazer, calcula-se:

$$H_{la} = H_t - H_s - H_p - H_h$$

Em que, H_{la} caracteriza o total de horas de lazer de uma pessoa adulta; H_t representa o total de horas semanais disponíveis para um indivíduo adulto¹⁰ (idade entre 15 e 75 anos); H_s simboliza o total de horas semanais destinado ao sono; H_p assinala o total de horas semanais dedicados aos cuidados pessoais e; H_h denomina as horas médias gastas na semana no mercado de trabalho formal ou informal (inclusive o tempo gasto de ida e volta da casa para o trabalho). Substituindo os valores, tem-se: $H_{la} = 168 - 56 - 14 - 53$ e $H_{la} = 45$ horas

Desta forma, pode-se calcular o limite inferior da linha de pobreza de tempo como sendo o número médio semanal de horas trabalhadas, acrescida de $\frac{1}{4}$ (um quarto) do total das horas de lazer, a saber: 64 horas.

4 METODOLOGIA

Considerando os diferentes aspectos da pobreza e suas determinações, esta subdivisão reserva-se a delinear, de forma objetiva, o método utilizado para estimar a pobreza de tempo para os Estados brasileiros das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste, no período compreendido aos anos de 2001 a 2013.

4.1 Dados em Painel

Para a estimação e análise da pobreza de tempo, utiliza-se um modelo de regressão com dados em painel. Estes, são caracterizados por possuírem observações em duas dimensões, em geral, o tempo e o espaço, em que as unidades observáveis são os Estados brasileiros das regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste no período de tempo que corresponde aos anos de 2001 a 2013. Logo, a especificação do modelo linear simples, com dados em painel, para este estudo, pode ser representada da seguinte forma:

¹⁰ Porém, como o questionário sobre o trabalho da PNAD é direcionado apenas a pessoas com idade superior a 10 anos, a pesquisa faz a contagem dos pobres de tempo para indivíduos a partir desta idade.

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta \ln R_{it} + \beta \ln Ida_{it} + \beta \ln Edu_{it} + DmCO_{it} + DmS_{it} + DmSE_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

O subscrito ‘*i*’ indexa a unidade *cross section* e ‘*t*’ indexa o tempo. A variável dependente é simbolizada pelo logaritmo de um indicador de pobreza, genérico, podendo ser representado por P_0 , P_1 e P_2 , indexado simultaneamente por ‘*i*’ e ‘*t*’. α_i refere-se ao parâmetro de intercepto desconhecido para cada indivíduo e que representa a heterogeneidade não observada do modelo e u_{it} o erro estocástico.

As variáveis explicativas são caracterizadas como sendo $\ln R_{it}$, que corresponde aos rendimentos total de todos os trabalhos; $\ln Ida_{it}$ indicando a idade do morador na data de referência da PNAD; $\ln Edu_{it}$ são os anos médios de estudos para indivíduos acima de 25 anos.

Além desses determinantes, adicionam-se ao modelo outros controles como *dummies* para as regiões brasileiras designadas para este estudo, a saber: $DmCO_{it}$ que representa a região Centro-Oeste, DmS_{it} a região Sul e $DmSE_{it}$ a região Sudeste. Estas, também, são indexadas por ‘*i*’ e ‘*t*’. Vale ressaltar que utilizou-se como parâmetro o Nordeste por esta região apresentar maior expressividade de comparação ao estimar o modelo proposto.

Neste tipo de análise de dados, segundo Wooldridge (2010) e Baltagi (2009), há um grupo de vantagens decorrente da utilização de dados em painel, em que: (a) as técnicas com os dados em painel podem levar em consideração a heterogeneidade explicitamente, permitindo variáveis específicas ao sujeito; (b) combinando séries temporais com observações de cortes transversais, os dados em painel oferecem dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência; (c) em estudo com repetidas observações em cortes transversal, os dados em painel são mais adequados para examinar a dinâmica de mudanças; (d) dados em painel podem detectar e medir melhor os efeitos que simplesmente não podem ser observados em um corte transversal puro ou em uma série temporal pura; (e) permitem estudar modelos de acompanhamento mais complicados e; (f) ao disponibilizar os dados referente a milhares de unidades, os dados em painel podem minimizar o viés.

4.1.1 Heterogeneidade Não-observada

Segundo Loureiro e Costa (2009), o problema encontrado com mais frequência em dados em painel é a questão da heterogeneidade não-observada. Neste caso, existiria fatores que determinam a variável dependente, mas não estão sendo considerados na equação dentro do conjunto de variáveis explicativas, por não serem diretamente observáveis ou mensuráveis.

Levando em consideração a heterogeneidade não-observada, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta \ln R_{it} + \beta \ln Ida_{it} + \beta \ln Edu_{it} + DmCO_{it} + DmS_{it} + DmSE_{it} + c_i + u_{it} \quad (2)$$

em que c_i representa a heterogeneidade não-observada em cada unidade observacional, no caso, cada Estado, constante ao longo do tempo.

Se c_i for correlacionada com qualquer variável em X_{it} e tentar aplicar o modelo tradicional por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) neste caso, as estimativas serão não apenas viesadas, como inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2002).

4.1.2 Modelo Efeito Fixo

No modelo de efeitos fixos, segundo Greene (2003) e Wooldridge (2002), a estimação é feita considerando que existe heterogeneidade entre os indivíduos e que esta é captada pela constante de modelo que é diferente de indivíduos para indivíduos. Isto é, supõe-se que o intercepto varia de um indivíduo a outro, mas é constante ao longo do tempo.

O modelo de Efeitos Fixos é representado pela expressão que se segue:

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta \ln R_{it} + \beta \ln Ida_{it} + \beta \ln Edu_{it} + DmCO_{it} + DmS_{it} + DmSE_{it} + u_{it} \quad (3)$$

em que α_i representa a constante que é diferente para cada indivíduo e capta as diferenças que são invariantes no tempo.

4.1.3 Modelo de Efeitos Aleatórios

Conforme Greene (2003) e Wooldridge (2002), no modelo de Efeitos Aleatórios, a estimação é realizada considerando o efeito não-observado c_i , que é colocado junto com o termo de erro estocástico, u_{it} . Considerando a heterogeneidade dos indivíduos como sendo parte integrante do termo de erro. O modelo é assim representado:

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta \ln R_{it} + \beta \ln I_{it} + \beta \ln Edu_{it} + DmCO_{it} + DmS_{it} + DmSE_{it} + (c_i + u_{it}) \quad (4)$$

em que $\alpha_i = \alpha + c_i$ e c_i representa o efeito aleatório individual não observável. Ou seja, os modelos de efeitos aleatórios consideram a constante não mais como sendo parâmetros constantes, mas como um parâmetro aleatório não observável.

Logo, a principal diferença entre os dois modelos está no fato de que o modelo de efeitos fixos considera que as diferenças entre os indivíduos são captadas na parte constante, enquanto que, no modelo de efeitos aleatórios estas diferenças são captadas no termo de erro.

4.2 Teste de Hausman

Hausman (1978) recomenda a verificação do teste baseado na diferença entre a estimativa por meio de efeitos fixos e aleatórios. O teste de *Hausman* é o procedimento de referência para inferir sobre a endogeneidade dos regressores, em que podendo ser utilizado noutro contexto, tal teste procura comparar, estatisticamente, dois estimadores $\hat{\beta}_{EF}$ e $\hat{\beta}_{EA}$ para o mesmo modelo de vetor de parâmetros $\hat{\beta}$.

Seja $\hat{\beta}_{EF}$ o vetor de estimativas de efeitos fixos e $\hat{\beta}_{EA}$ o vetor de estimativas de efeitos aleatórios, sob a hipótese nula de:

$H_0: \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} = 0$ (i.e efeitos aleatórios é válido), a estatística:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]' [V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}] \quad (5)$$

Possui distribuição X^2 com $K-1$ graus de liberdade. Se esta estatística exceder o valor tabelado, deve-se utilizar efeitos fixos (WOOLDRIDGE, 2002).

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, são expostos os resultados alcançados das estimações realizadas para a pobreza de tempo no Brasil, como sugerida anteriormente. Para tanto, abrange-se todos os Estados do país que faz parte das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste, desde o ano de 2001 a 2013.

5.1 Pobreza de Tempo no Brasil por Estado

Observando o indicador de pobreza de tempo P_0 na Tabela 3.1, Alagoas apresenta a menor média e o Rio Grande do Sul a maior entre os 20 Estados brasileiros analisados. Na região Nordeste, Alagoas (0.0781) aponta a menor média e o Ceará (0.1046) a maior. Considerando, ainda, o mesmo indicador para a região Sudeste, Rio de Janeiro (0.1040) detém a menor média e São Paulo (0.1149) a maior. Já para a região Centro-Oeste, o Estado que indica possuir a menor média é Mato Grosso (0.0965) e maior Goiás (0.1110). Em se tratando da região Sul, em que se tem as maiores médias, dentre todos os Estados estudados, o Paraná (0.1194) tem a menor e o Rio Grande do Sul (0.1390) a maior média.

Analisando as médias para o indicador de pobreza de tempo P_1 , Alagoas também exibe a menor média para os Estados avaliados, porém, diferente de P_0 , a maior média é obtida em Santa Catarina. Não obstante, Alagoas (0.3997), no Nordeste, tem o menor valor encontrado e Piauí (0.4541) o maior. No Sudeste, os resultados são semelhantes aos de P_0 , uma vez que se tem os Estados Rio de Janeiro (0.4509) e São Paulo (0.4807) apresentando, respectivamente, a menor e maior média. Já para a região Centro-Oeste, o Distrito Federal expõe a média mais baixa (0.4455) e Goiás (0.4743) a mais elevada. Por fim, Paraná (0.4933) possui a menor média e Santa Catarina (0.5095) a maior, sendo a região Sul, novamente, a detentora das maiores médias da totalidade dos Estados que fazem parte do objeto de estudo em questão.

Atinente ao indicador de pobreza de tempo P_2 , na Tabela 3.1, Alagoas mantém sua posição com a mais baixa média encontrada para os três indicadores e Santa Catarina – equiparando-se com os resultados encontrados para P_1 – com a média mais elevada dentre todos os Estados analisados. Do mesmo modo que P_1 , a região Nordeste tem como menor e maior média, Alagoas (0.5060) e Piauí (0.5675), respectivamente, assim como para a região Sudeste – Rio de Janeiro (0.5586) e São Paulo (0.5887). Ademais, a região Centro-Oeste, também, tem o mesmo seguimento de P_1 , em que o Distrito Federal (0.5523) possui menor

média e Goiás (0.5819) a maior. E, para o Sul, Paraná (0.6026) apresenta a menor média e Santa Catarina (0.6188) a maior.

Tabela 3.1 - Média dos Indicadores de Pobreza de Tempo para os Estados Brasileiros 2001-2013

| ESTADOS | P_0 | P_1 | P_2 |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|
| MA | 0.1005 | 0.4282 | 0.5321 |
| PI | 0.0928 | 0.4541 | 0.5675 |
| CE | 0.1046 | 0.4397 | 0.5464 |
| RN | 0.0856 | 0.4241 | 0.5324 |
| PB | 0.0903 | 0.4349 | 0.5456 |
| PE | 0.1042 | 0.4294 | 0.5330 |
| AL | 0.0781 | 0.3997 | 0.5060 |
| SE | 0.0915 | 0.4336 | 0.5431 |
| BA | 0.0833 | 0.4300 | 0.5420 |
| NORDESTE | 0.0923 | 0.4304 | 0.5386 |
| MG | 0.1142 | 0.4786 | 0.5868 |
| ES | 0.1130 | 0.4721 | 0.5799 |
| RJ | 0.1040 | 0.4509 | 0.5586 |
| SP | 0.1149 | 0.4807 | 0.5887 |
| SUDESTE | 0.1115 | 0.4705 | 0.5785 |
| PR | 0.1194 | 0.4933 | 0.6026 |
| SC | 0.1289 | 0.5095 | 0.6188 |
| RS | 0.1390 | 0.5081 | 0.6152 |
| SUL | 0.1291 | 0.5036 | 0.6122 |
| MS | 0.1029 | 0.4708 | 0.5804 |
| MT | 0.0965 | 0.4684 | 0.5811 |
| GO | 0.1110 | 0.4743 | 0.5819 |
| DF | 0.0966 | 0.4455 | 0.5523 |
| C-OESTE | 0.1017 | 0.4647 | 0.5739 |

Fonte: elaborado pela autora.

Com isso, considerando que os três indicadores de pobreza de tempo (P_0 , P_1 e P_2) apresentaram um comportamento sequenciado e semelhante, pode-se dizer que os indivíduos da região Nordeste, mediante as médias encontradas, são menos pobre de tempo que os da região Sul.

5.2 Estimações para a Pobreza de Tempo no Brasil

Considerando o limite inferior encontrado na construção da linha de pobreza de tempo para os indivíduos, correspondendo a 64 horas semanais, na Tabela 3.2 encontram-se dispostos os resultados estimados, *em log*, dos modelos em painel, por efeito fixo e efeito aleatório, para os índices de pobreza de tempo P_0 , P_1 e P_2 . Para tanto, utiliza-se a estatística de *Hausman*, que testa a hipótese dos efeitos de heterogeneidade individual serem ou não correlacionados com os regressores, para testar quais destes métodos é o mais apropriado para cada índice.

Tabela 3.2 - Resultados dos Modelos de Regressão para os Índices de Pobreza P_0 , P_1 e P_2 .

| | P_0 | | P_1 | | P_2 | |
|------------------------|--|---------|--|---------|--|---------|
| | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p | Coefic. | Valor-p |
| <i>lnIdade</i> | 0.992 (2.14) | 0.033 | 0.483 (3.06) | 0.003 | 0.428 (3.28) | 0.001 |
| <i>lnEdu</i> | 0.581 (3.74) | 0.000 | 0.073 (1.47) | 0.143 | 0.033 (0.81) | 0.416 |
| <i>lnRendimento</i> | -0.315 (-5.19) | 0.000 | -0.075 (-2.73) | 0.007 | -0.050 (-2.23) | 0.027 |
| <i>DumCentro-Oeste</i> | 0.182 (6.04) | 0.000 | 0.122 (11.14) | 0.000 | 0.101 (11.20) | 0.000 |
| <i>Dum_Sul</i> | 0.343 (9.31) | 0.000 | 0.174 (14.21) | 0.000 | 0.142 (14.13) | 0.000 |
| <i>Dum_Sudeste</i> | 0.202 (5.90) | 0.000 | 0.110 (10.14) | 0.000 | 0.090 (10.08) | 0.000 |
| <i>Const.</i> | -5.134 (-2.80) | 0.005 | -2.304 (-3.53) | 0.001 | -1.957 (-3.63) | 0.000 |
| | F(6,222) = 42.73 Prob > F = 0,000 | | F(6,222) = 119.78 Prob >F = 0,000 | | F (6,222) = 117.01 Prob > F = 0,000 | |
| | Nº de obs: 240 Nº de grupos: 12 | | Nº de obs: 240 Nº de grupos: 12 | | Nº de obs: 240 Nº de grupos: 12 | |
| | Teste de Hausman: Prob > chi2 0.3144 | | Teste de Hausman: Prob > chi2 0.0361 | | Teste de Hausman: Prob > chi2 0.0103 | |

Fonte: resultados obtidos pela autora a partir das estimativas, usando dados da PNAD (2001-2013).

Assim, de acordo com a estatística de *Hausman*, P_1 e P_2 apresentam, respectivamente, 0.0361 e 0.0103, por efeito fixo – tais resultados levam a rejeitar a hipótese nula de que as diferenças entre os parâmetros estimados pelos dois métodos não são sistemáticas, de maneira que os efeitos-controle são estatisticamente correlacionados com os regressores, aceitando, assim, o método de efeito fixo. Já para P_0 , o valor encontrado para o teste de *Hausman* foi de 0.3144, optando-se, deste modo, pelo método de efeito aleatório.

Observando os resultados da Tabela 3.2 para o indicador P_0 , referente a mensuração da proporção de pobres de tempo, nota-se que a variável correspondente aos rendimentos é significativa do ponto de vista estatístico – valor-p 0.000. O sinal negativo, advindo da elasticidade desta variável (-0.315), sinaliza que os rendimentos podem ser considerados como um indicativo de que um aumento na renda, tende a diminuir as chances de um indivíduo ser pobre de tempo.

Assim como a variável rendimentos, a educação também revela-se estatisticamente significativa (valor-p 0.000) para P_0 , porém, a estimação dos anos médios de estudo apresenta uma elasticidade positiva (0.581), indicando, assim, que há um aumento da pobreza de tempo para os indivíduos com maiores níveis de educação. Não obstante, Lawson

(2007) identificou para a África Subsaariana que os mais escolarizados estão mais sujeitos a serem pobres de tempo.

Quanto a estimação que leva em consideração a idade do morador, esta é, também, sob a ótica da estatística, significativa (valor-p 0.033) para P_0 . Por sua elasticidade positiva (0.992), entende-se que há evidências de que a pobreza de tempo para os indivíduos aumenta quando a pessoa é mais velha. Isto posto, ratifica o que fora alcançado por Bardasi e Wodon (2006) e, de acordo com Ribeiro (2012), para a economia brasileira, a cada aumento de um ano de idade, a probabilidade de ser pobre de tempo eleva-se, aproximadamente, em 2%.

Detendo-se ainda ao indicador de pobreza P_0 e tendo a região Nordeste como parâmetro, os indivíduos do Sul apresentam maior propensão de serem pobres de tempo (0.343), seguidos da região Sudeste (0.202) e Centro-Oeste (0.182). De certa forma, esses resultados corroboram com Ribeiro (2012), de que essas regiões sendo mais desenvolvidas, tem o mercado de trabalho mais competitivo, o que exige mais horas de trabalho por parte dos indivíduos, tornando-os mais pobres de tempo.

Atendo-se aos indicadores de pobreza P_1 e P_2 , em que, respectivamente, um mede a intensidade e o outro a severidade da pobreza de tempo para o Brasil, os rendimentos de todos os trabalhos também apresentou-se com sinal esperado, tanto para P_1 (-0.075) quanto para P_2 (-0.050), sendo ambos estatisticamente significativos, assim como em P_0 . O que se pode concluir, mais uma vez, que esta variável tem impactos sobre a pobreza de tempo, em que aumentando-se os rendimentos, os indivíduos poderão desfrutar mais tempo de lazer.

Em se tratando da educação, as elasticidades de P_1 (0.073) e P_2 (0.033) seguiram o mesmo percurso de P_0 no tocante ao sinal positivo dos resultados. Entretanto, não mostraram ser significantes para explicar sua influência na pobreza de tempo para os dois indicadores de pobreza em questão.

E, considerando a variável idade, esta segue com sinal semelhante ao indicador P_0 , para os indicadores P_1 (0.483) e P_2 (0.428) e são significantes estatisticamente a 1%. Portanto, persistindo assim os resultados para os três indicadores de pobreza de tempo, deduz-se que a pobreza de tempo aumenta quando a pessoa possui uma idade mais elevada, não restando tanto tempo para dedicar-se ao lazer nesta fase da vida – maior eminência entre 41 e 46 anos.

Por fim, os resultados obtidos para as *dummies* quanto ao indicador de pobreza P_1 , que tem como base de comparação a região Nordeste, revela que os indivíduos do Sul são os

mais privados de tempo (0.174), sequenciados pelas regiões Centro-Oeste (0.122) e Sudeste(0.110). Não diferente de P_1 , o indicador de pobreza de tempo P_2 também apresenta a mesma sequência de resultados para as regiões – Sul (0.142), Centro-Oeste (0.101) e Sudeste (0.090).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo realizar uma análise da pobreza de tempo para os Estados das regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste do Brasil, considerando o período de 2001 a 2013. Para tal, esta pesquisa, teve por parâmetro o uso da alocação do tempo como um indicador de bem-estar, a pobreza de tempo, utilizando como indicadores a proporção de pobres de tempo (P_0), o hiato de pobreza de tempo que mede a sua intensidade (P_1) e o hiato de pobreza de tempo ao quadrado que mensura sua severidade (P_2).

Considerando o período em questão e utilizando dados em painel, pôde-se observar que os valores-p das variáveis “rendimentos”, “educação” e “idade”, para o indicador de pobreza P_0 , mostraram ser estatisticamente significantes para as respectivas estimações. Já para os indicadores P_1 e P_2 , apenas a variável educação não apresentou ser estatisticamente significativa para explicar seu efeito na pobreza de tempo para Brasil.

As elasticidades estimadas para os rendimentos de todos os trabalhos em P_0 , P_1 e P_2 , indicam que a pobreza de tempo é sensível a esta variável. Assim, pode-se deduzir que havendo aumento nos rendimentos dos indivíduos, estes tendem a ser menos pobres de tempo e, como consequência, restam-lhe tempo para desfrutar de lazer, elevando, assim, o seu bem estar. Entretanto, o resultado da elasticidade estimada para a idade com sinal positivo, propõe para os três indicadores de pobreza, que esta variável tem uma relação direta com a pobreza de tempo, ou seja, quanto mais velho for o indivíduo, mais pobre de tempo este será.

E, sendo a educação um outro fator usado para explicar a pobreza de tempo no Brasil, para o indicador P_0 , também indica a existência de uma relação positiva e significativa. Porém, para os indicadores P_1 e P_2 não existe, do ponto de vista estatístico, significância para os resultados obtidos.

Por outro lado, é válido destacar que, embora o Nordeste seja considerado – em termos de renda – uma região pobre, as estimações com as *dummies* revelaram que esta é menos pobre de tempo se comparada com o Centro-Oeste, o Sul e o Sudeste para P_0 , P_1 e P_2 . Isto posto, pode-se inferir que tais regiões demandem mais tempo de trabalho das pessoas por

conta da dinâmica e competitividade de mercado que o desenvolvimento das localidades exige.

Logo, com base nas evidências empíricas apresentadas nesta pesquisa, é cabível mencionar e propor algumas considerações e/ou recomendações políticas, com o objetivo de melhorar o bem estar dos indivíduos por meio do componente tempo. Percebe-se que um dos maiores responsáveis pelo impacto na renda e no tempo das pessoas são as regulamentações políticas e econômicas normatizadas pelo governo. Com isso, na medida em que o governo enfatiza esta problemática, elaborando políticas que diminuam a jornada de trabalho, ou mesmo delimitando um limite de horas à serem trabalhadas, os indivíduos, caracterizados pobres de tempo, poderão gozar de uma melhor qualidade de vida.

7 CONCLUSÃO GERAL

No intuito de realizar ensaios sobre pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico para o Brasil, esta pesquisa foi estruturada em três capítulos. O primeiro transcorre acerca da “relação entre desigualdade de renda e o crescimento”, o segundo faz um “estudo sobre a decomposição da variação da pobreza” e o terceiro faz uma análise dos “determinantes da pobreza de tempo nos Estados brasileiros”.

Para verificar a relação entre a desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil sob a hipótese do U-invertido de Kuznets, no primeiro capítulo, propôs-se o uso da metodologia de dados em painel, empregando o MMG-Sistema. Com isso, as regressões estimadas para a desigualdade de renda apontaram que há uma conexão positiva entre a desigualdade de renda e o nível de renda *per capita* no curto prazo, porém, no longo prazo acontece uma inversão desta relação. Não obstante, os resultados evidenciaram, para todas as séries, um comportamento cíclico, onde o aumento da renda, da educação e da expectativa de vida dos indivíduos tende a diminuir a desigualdade de renda.

Desta forma, as evidências empíricas encontradas em ambos os coeficientes de desigualdade utilizados (Gini e Theil), indicam que a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico para o Brasil segue o padrão de U-invertido como proposto por Kuznets. Ou seja, a desigualdade de renda no Brasil aumenta nos primeiros estágios do desenvolvimento econômico e nas etapas mais avançadas do crescimento, a desigualdade tende a cair.

No segundo capítulo, cujo objetivo foi decompor a variação da pobreza – baseando-se os fatores: efeito tendência, efeito crescimento, efeito desigualdade e efeito residual – para os Estados brasileiros, partiu-se da estimação de um modelo estatístico com dados em painel. Isto posto, os resultados estimados do modelo, tanto para a área urbana quanto para a rural, revelaram que na maior parte dos Estados o efeito crescimento se sobressaiu em relação aos demais em se tratando da explicação da redução da pobreza no período analisado. O efeito distribuição, seguido do efeito tendência, também teve sua importância nesse processo, porém, o efeito residual foi de pouca relevância.

Ainda em consonância com o segundo capítulo, o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza na região Nordeste é menor do que nas demais regiões analisadas para a área urbana, o que confirma a hipótese teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias que possuem menor renda média e maior concentração de renda. Nesta mesma linha, a elasticidade desigualdade-pobreza para esta região também é menor do que nas

outras, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza mais altos do que o crescimento da renda média.

Porém, diferente da área urbana, o valor absoluto para a zona rural da elasticidade renda-pobreza na região Centro-Oeste foi menor do que no Nordeste. Entretanto, a elasticidade desigualdade-pobreza para a região Nordeste permaneceu indicando ser menor do que nas demais regiões do país.

Por fim, o terceiro capítulo parte da estimação de um modelo estatístico com dados em painel, tendo por finalidade realizar uma análise da pobreza de tempo para o Brasil. A pobreza de tempo é mensurada adaptando as medidas de pobreza de renda da classe Foster, Greer e Thorbecke (1984) – FGT, utilizando como indicadores P_0, P_1 e P_2 .

Os resultados encontrados, no capítulo supracitado, indicam que tendo um aumento nos rendimentos, a pobreza de tempo diminui e quanto mais elevada for a idade do indivíduo, maior a chance de ser pobre de tempo. E, quanto maior o nível de escolaridade das pessoas, maior será sua privação de tempo em detrimento aos de menor escolaridade.

Isto posto, destaca-se que as evidências empíricas apresentadas neste trabalho são de grande relevância para o meio acadêmico, uma vez que servirá de subsídio para pesquisas que buscam realizar ensaios sobre pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil. Entretanto, é recomendável que outros trabalhos sejam desenvolvidos a partir deste, implementado ideias que somadas a este estudo resultem numa ampliação do que já fora analisado.

REFERÊNCIAS

- ADELMAN, I.; MORRIS, C. **Economic growth and social equity in developing countries**. Stanford, California: Stanford University Press, 1974.
- ADAMS, R. H. **Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty**. World Development, 2004.
- AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 5-28, 1995.
- AHLUWALIA, M. S. **Income distribution and development: some stylized facts**. American economic review, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976a.
- ALESINA, A; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 2, 1994.
- ALESINA, A; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, v. 40, n.6, 1996.
- APPS, P. **Gender, Time Use, and Models of the Household**. Washington, D.C: World Bank, 2004.
- AQUINO, E. M. L; MENESES, G. M. S; MARINHO, L. F. B. Mulher, Saúde e Trabalho no Brasil: Desafios para um Novo Agir. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 281-290, 1995.
- ARAÚJO, J. A. **Pobreza, desigualdade e crescimento econômico: três ensaios em modelos de painel dinâmico**. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Ceará. Fortaleza. 2009.
- ARAÚJO, J. A.; TABOSA, F. J. S.; KHAN, A.S. Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, n. 1, 2012.
- ARAÚJO, T. F. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte. 2007.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-52, 1995.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p 277-297, 1991.
- ATKINSON, A.B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, 1970.

BAGOLIN, I. P.; GABE, J. ; PONTUAL, R. E. **Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. Mimeo. Porto Alegre: UFRGS, 2003.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 4º ed. Chichester: Willey, 2009 351p.

BARDASI E.; WODON, Q. **Measuring Time Poverty and Analyzing Its Determinants: Concepts and Application to Guinea: Gender, Time Use, and Poverty in Sub-Saharan Africa**. Washington, DC: Word Bank, 2006.

BARDASI, E.; WODON, Q. **Working long hours and having no choice: time poverty in Guinea**. Washington, DC: Word Bank, 2009.

BARRETO, F. A. F. D.; NETO, P. M. J.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, n. Especial, pg. 842-859, novembro 2001. Disponível em <www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/ren2001_v32_ne_a22.pdf>, acesso em 15 dez. 2013.

BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: O que Sabemos Sobre eles?** Série Ensaios Sobre Pobreza, n.1, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.

BARRO, R. J. **Inequality and growth in a panel of countries**. *Journal of economic growth*, v. 5, p. 5-32, 2000.

BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. **Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** Ibmec SP Working Paper, n. 28, 2007. Disponível em <www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101>. Acesso em 28 out 2013.

BARROS, R. P.; HENRIQUE, R.; MEDONÇA, R. **A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, mar, 2000.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão, N° 1253).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 1997. (Texto para Discussão, N° 528).

BECKER, G. S. A. **Theory of Allocation of Time**. *Economic Journal*, v. 75, n. 299, p. 493-517, set, 1965.

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A. & KLOECKMER, R. A Desigualdade Econômica do Rio Grande do Sul. Primeiras Investigações sobre a Curva de Kuznets. In: 1º ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA. **Anais...** Porto Alegre: 2002.

BERNI, H. A. A. **Evolução dos Determinantes da Desigualdade de Renda Salarial no Nordeste**. 2007. 48f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

BLACKDEN, C. M; BHANU C. **Gender, Growth, and Poverty Reduction.** Special Program of Assistance for Africa 1998 Status Report on Poverty. Washington, DC: World Bank, 1999.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

BOLTVINIK, J. **O método de medição da pobreza integrada.** A proposta de desenvolvimento. *Comércio Exterior*, v. 2, n. 4, p. 354-365, abr, 1992.

BURCHARDT, T. Time an income poverty. CASE Report 57, London. 2008. (Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics).

BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. em: Eicher, T. e S. Turnovsky, **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications.** Cambridge: The MIT Press, 2002.

BOURGUIGNON, F. **The Poverty-Growth-Inequality Triangle.** Washington D.C.: The World Bank, 2004.

CASTELAR, P.U.C., **Crescimento Econômico e Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise de Painel Dinâmico Para o Período 1985-2002.** Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

CINCA, A. N. EL triángulo del desarrollo económico: crecimiento, desigualdad y pobreza. *Boletín de Inflación y Análises Macroeconómico.* Instituto Flores de Lemus. Universidad Carlos III de Madrid. Número. 200. Mayo, 2011.

COMIM, F. e BAGOLIN, I. P. **Aspectos qualitativos da pobreza no Rio Grande do Sul.** *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 23, p. 467-490, 2002.

COUDOUEL, A; HENTSCHEL, J.; WODON, Q. Poverty Measurement and Analysis. *In: J. Klugman*, editor. *A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies. Core Techniques and Cross-Cutting Issues.* Washington, D.C.: The World Bank, v. 1, 2002.

DAMIÁN, A. **La pobreza de tiempo. Una revisión metodológica.** *Estudios Demográficos y urbanos.* v. 18, n. 52, p. 127-162, 2003.

DATT, G.; RAVALLION, M. Has India's Post-Reform Economic Growth Left the Poor Behind. **Journal of Economic Perspectives**, v.16 n. 3, 1992.

DAWSON, P. J. **On testing Kuznets' economic growth hypothesis.** *Applied economic letters*, v. 4, p. 409-410, 1997.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. **A new data set measuring income inequality.** *World Bank economic review*, v. 10, p. 565-591, 1996.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at the olds issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 256-287, 1998.

- DINIZ, M. B. **Contribuições ao estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros**. 2005. 291f. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.
- DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, v.7, n. 3, p. 195-225, 2002.
- DOUTHITT, R. A. Time to Do the Chores? Factoring Home-Production Needs into Measures of Poverty. **Journal of family and economic issues**. v. 21, n. 1, p. 7-22, 1994.
- DOWSLEY, F. Time use in Australia. In: **United Nations Economic Commission for Europe Conference of European Statisticians**. Genebra, 2010.
- EASTERLY, W. Life during growth: international evidence on quality of life and *per capita* income. **Journal of economic Growth**, n. 4, 1999.
- EASTERLY, W. **The effect of IMF and World Bank Programs on poverty**. Washington, DC: World Bank, 2000.
- ENRENBURG, R.G; SMITH, R.S. **A moderna economia do trabalho – Teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, p 319-409, 2000.
- FERNANDES, A. T. Desigualdades e Representações Sociais. **Revista da Faculdade de Letras**. Sociologia, Porto, I Série, v. 10, 2000.
- FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. **A New Poverty Profile for Brazil using PPV, PNAD and Census Data**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000.
- FERREIRA, R. T.; CRUZ, M. S. da. **Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000**. Pesquisa e Planejamento Econômico. v. 40, n. 1, p. 465-485, 2010.
- FIELDS, G. S. **Distribution and development**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- FIELDS, G.; JAKUBSON, G. **The inequality-development relationship in development countries**, 1994. Mimeografado.
- FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American economic review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. **A Class of Decomposable Poverty Indices**, **Econometrica**. v. 52, n. 3, p. 761-766. 1984.
- FOSU, A. K. Inequality and the growth-poverty nexus: specification empirics using African data. **Applied Economics Letters**, 2008.
- FOSU, A. K. Inequality and the impact of growth on poverty: comparative evidence for Sub-Saharan Africa. **Journal of Development Studies**, 2009.

- FOSU, A. K. **Inequality, income and poverty: comparative global evidence**. BWPI Working Paper 140, 2010.
- GALOR, O., D. TSIDDON. Technological progress, mobility, and economic growth. **American Economic Review**, v. 87, p. 363-382. 1997.
- GARFINKEL, I.; HAVEMAN, R. H.; BETSON, D. **Poverty, and Inequality**. New York: Academic Press, 1977.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**, Prentice-hall. v. 5, 2003.
- HAGENAARS, A. J. M. e PRAAG, B. M. S. A synthesis of poverty line definitions. **Review of Income and Wealth**. v. 31, n. 2, p. 139-154, 1985.
- HARVEY, A.; MUKHOPADHYAY, A.K. **When Twenty-Four Hours is not Enough: Time - Poverty of Working Parents**. Social Indicators Research, n. 82, p. 57-77, 2006.
- HARVEY, A. S.; TAYLOR, M. **An LSMS Time-use Module Department of Economics**. St. Mary's University, 1997.
- HAUSMAN, J. Specification Tests in Econometrics, **Econometrica**, v.46, p.1251-71, 1978.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade de renda e pobreza**. São Paulo, Edusp, 1998.
- HSING, Y.; SMITH, D. **Kuznets' inverted-U hypothesis revisited**. Applied economic letters, p. 111-113, 1994.
- IADB, **The Path Out of Poverty: The Inter-American Development Bank's Approach to Reducing Poverty**. Washington, DC: Sustainable Development Department of IADB, 1998.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra em Domicílio – PNAD 2001-2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil**. Nota Técnica. Agosto, 2006.
- JACINTO, P. A; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. 32. 2004, João Pessoa, PB. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2004.
- JAIN, L.R.; TENDULKAR, S.D. Role of growth and distribution in the observed change in Headcount Ratio measure of poverty: A decomposition exercise for India, **Indian Economic Review**, v. 25, n. 2, 1990.
- JÚNIOR, S. S. P.; RIBEIRO, E. P. Um estudo exploratório sobre a curva de Kuznets e a lei de Zipf. In: ANAIS DO X ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 2007, Porto Alegre. Disponível em <<http://www.pucrs.br/face/ppge/anpecsul/5-11.pdf>>, acesso em 13 dez. 2013.

JUST, R. E.; HUETH, D. I.; SCHMITZ, A. **The welfare economics of public policy: a practical approach to project and policy evaluation.** Cheltenham and Northampton: Edward Elgar Publishing, 2004.

KAKWANI, N.; SUBBARAO, K. Rural poverty and its alleviation in India. **Economic and Political Weekly**, v. 25, 1990.

KAKWANI, N. **Poverty and economic growth:** With application to Côte d'Ivoire. LSMS (Living Standards Measurement Study), The World Bank, 1990.

KALENKOSKI, C. M.; HAMRICK, K; ANDREWS, M. Time Poverty Thresholds. **Economic Research Service**, Ohio University, n. 58, 2008.

KES, A.; SWAMINATHAN, H. **Gender and time poverty in sub-Saharan Africa.** Washington DC: World Bank, 2006. (Paper N°. 73. World Bank).

KRAVIS, I. B. **International differences in the distribution of income.** Review of economics and statistics, v. 42, n. 4, p. 408-416, 1960.

KUZNETS, S. **Economic growth and income inequality.** American economic review, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LAWSON, D. **A Gendered Analysis of Time Poverty:** The Importance of Infrastructure. Departamento de Economia, Manor Road, Oxford, Reino Unido, 2007. Disponível em: <<http://www.economics.ox.ac.uk/>>, acessado em: 02 nov. de 2014.

LEWIS, A. W. Economic development with unlimited supply of labour, **The Manchester School**, 1954.

LINHARES, F.; FERREIRA, R. T.; IRFFI, G. D.; MACEDO, C. M. B. A Hipótese de Kuznets e Mudanças na Relação entre Desigualdade e Crescimento de Renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 3, 2012.

LITCHFIELD, J. A. **Inequality:** methods and tools. Text for World Bank website on inequality, poverty, and socio-economic performance. The World Bank, 1999.

LOUREIRO, A.; COSTA, L. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel.** Nota técnica nº 37. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). 2009. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/notas_tecnicas/NT_37.pdf>, Acesso em: 15 Out. 2014.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre. **Revista Econômica do Nordeste**, v.31, n.13, 2006.

MARINHO, E.; ARAÚJO, J. Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, 2010.

MARINHO, E.; SOARES, F. **Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos Estados brasileiros.** In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI. Anais..., Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MATIAS, J, S.; SALVATO, M, A.; BARRETO, F, A, F, D. Análise da qualidade do crescimento econômico nos Estados brasileiros de 1995 a 2008: quão elásticos são os indicadores de pobreza relativo ao crescimento? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXVIII. Anais..., ANPEC, 2010.

OGWANG, T. **Inter-country inequality in human development indicators.** Applied economic letters, v. 7, n. 7, p. 443-446, 2000.

ONU-Habitat. Estado de las ciudades de América Latina y El Caribe 2012. Rumbo a una nueva transición urbana. Copyright: Programa de las Naciones Unidas para los Asentamientos Humanos, Nairobi/México?: ONU Habitat, 2012. Disponível em: <<http://www.onu.org.br/onu-lanca-relatorio-inedito-sobre-cidades-latino-americanas>>, acesso em 16 dez. 2013.

OSHIMA, H. T. **The international comparison of size distribution of family incomes with special reference to Asia.** Review of economics and statistics, v. 44, n. 4, p. 439-445, 1962.

PAUKERT, F. **Income distribution at different levels of development: a survey of evidence.** International labour review, v. 108, n. 2-3, p. 97-125, 1973.

PEROTTI, R. **Political equilibrium, income distribution and growth.** Review of economics studies, v. 60, n. 4, p. 755-756, 1993.

PERRY, *et al.* **Poverty Reduction and Growth: Virtuous and vicious Circles.** The World Bank, 2006.

PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F. D. **Decompondo A Variação da Pobreza nos Estados Brasileiros na Década de 2000: Um Novo Método De Decomposição Utilizando Dados Em Painel.** Brasília: Ampec, 2014.

RAY, D. **Development Economics.** Editora IE-Princeton, 1998.

RAM, R. **Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy.** Kyklos, v. 42, p. 73-88, 1989.

RAVALLION, M; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, Oxford University Press, v. 11, n.2, p. 357-382, maio 1997.

RAVALLION, M. **Issues in measuring and modeling poverty.** Policy Research Working Paper, nº 1615, The World Bank, Washington, D.C., 1996.

RAVALLION, M. **Can high-inequality developing countries escape absolute poverty?** Economics Letters, 1997.

RAVALLION, M. **Poverty Comparisons: a Guide to Concepts and Methods.** Living Standards Measurement Study Working Paper 88, World Bank. 1992.

RIBEIRO, L. L. **Uma nova abordagem para a pobreza no Brasil:** uma medida de bem-estar através da privação de tempo. Tese (Doutorado em Economia). UFC, Fortaleza, 2012.

RICARDO, D. **On The Principles of Political Economy and Taxation.** London: Dent, 1817.

ROBINSON, S. **A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development.** The American economic review, v. 66, n. 3, p. 437-440, 1976.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?** Rio de Janeiro: FGV, 3 ed, 2006.

ROWNTREE, B. S. **Poverty:** a study of town life. London: MacMillan, 1901.

SALAMA, P.; DESTREMAU, B. **O tamanho da pobreza.** Economia política da distribuição de renda. Rio de Janeiro: Editora Garamond, 1999.

SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; ARAÚJO JR, A. F. **Crescimento e Desigualdade:** evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. Ibmeq MG Working Paper. WP33, 2006.

SAQIB, N.; ARIF, G. M. **Time Poverty, Work Status and Gender:** The Case of Pakistan. Pakistan Institute of Development Economics Islamabad, n. 81, 2012.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade.** São Paulo: Cia. Das Letras, 2000.

SEN, A. **Assessing Human Development,** 1999. In: HUMAN DEVELOPMENT REPORT. New York: United Nations Development Programme, 1999.

SHORROCKS, A. F. **Decomposition Procedures for Distributional Analysis:** A Unified Framework Based on the Shapley Value. University of Essex, 1999.

SHULTZ, T. W. **O Valor Econômico da Educação.** 2.ed. Rio de Janeiro: Zahar; 1973.

SYLVESTER, K. **Income inequality, education expenditures and growth.** Journal of development economics, v. 63, n. 2, p. 379-398, 2000.

SOARES, S. S. D. **Metodologias para estabelecer a linha de pobreza: objetivas, subjetivas, relativas, multidimensionais.** Rio de Janeiro: IPEA, 2009. (Texto para discussão n° 1381).

SON, H. H. **A note on pro-poor growth.** School of Economics of Macquarie University. Sidney: World Bank Policy Research Working Paper No. 3225, 2003.

TAQUES, F. C.; MAZZUTTI, C. C. T. P. C. Qual a Relação entre Desigualdade de Renda e Nível de Renda *per capita*? Testando a hipótese de Kuznets para as Unidades Federativas Brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas.** n. 35, jul. 2010.

TAQUES, F. C.; MAZZUTTI, C. C. T. P. C. Curva de kuznets: mensuração do impacto do crescimento Econômico sobre a desigualdade de renda para os Estados brasileiros (1995-

2005). **XIV Encontro Regional de Economia**. 2009. Disponível em <<https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2009/docs/curva.pdf>>, acesso em 17 dez. 2013.

THORNTON, J. **The Kuznets inverted-U hypothesis**: panel data evidence from 96 countries. *Applied economics letters*, v. 8, n. 1, p. 15-16, 2001.

VANHOUDT, P. An assessment of the macroeconomic determinants of inequality. **Applied economics**, v. 32, n. 7, p. 877-883, 2000.

VICKERY, C. The Time-Poor: A New Look at Poverty. **Journal of Human Resources**, 1977.

VIEIRA, R. S.; MONASTERIO, L. M. **Peso regionais na função de bem-estar social**: Uma aplicação para o Fundo de Participação dos Estados (FPE). Brasília: IPEA, 2011.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25–51, 2005.

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

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2º ed. The MIT Press. 2010.

WORLD BANK, **Inequality in Latin America and the Caribbean – Breaking with History?** 2003.