

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

JAIR ANDRADE DE ARAUJO

POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TRÊS ENSAIOS EM MODELOS DE
PAINEL DINÂMICO

FORTALEZA – CEARÁ

2009

JAIR ANDRADE DE ARAUJO

POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TRÊS ENSAIOS EM MODELOS DE PAINEL
DINÂMICO

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do Título de Doutor em Economia

Orientador: Dr. Emerson Luiz Lemos Marinho

FORTALEZA – CEARÁ

2009

A688i Araujo, Jair Andrade de
Pobreza, Desigualdade e Crescimento Econômico: Três Ensaio em Modelos em Painel Dinâmico/Jair Andrade de Araujo. 2009.
101f.
Orientador: Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho.
Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2009.

1. Pobreza 2. Desigualdade de renda 3. Painel Dinâmico. I. Título.

CDD-326.5

Esta Tese foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do Título de Doutor em economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se a disposição dos interessados na biblioteca do curso de mestrado em economia da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita em conformidade com as normas científicas.

Jair Andrade de Araujo

Tese aprovada em 12 de Junho de 2009.

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho
Orientador

Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos
Membro da Banca Examinadora

Dr. Ângelo José Mont'Alverne Duarte
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Flávio Ataliba Daltro Barreto
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
Membro da Banca Examinadora

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Deus, que sempre esteve comigo iluminando meus caminhos e me dando forças e aos meus Pais por terem me ajudado a concluir o doutorado em economia.

O autor também agradece outras pessoas e instituições que colaboraram para a elaboração desta tese. A saber:

À Universidade Federal do Ceará e, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN.

À CAPES pelo apoio financeiro com a concessão da bolsa de estudos.

Ao Professor Emerson Marinho, por seu esforço, dedicação e orientação durante a realização deste trabalho.

Aos demais membros da banca examinadora, Dr. Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar, Dr. Prof. Francisco de Sousa Ramos e o Dr. Ângelo José Mont'Alverne Duarte que contribuíram com sugestões de extrema importância na elaboração final da tese.

Aos amigos Guaracyane, Zilah, Débora, Rosendo, Vitor Borges e Denis Veríssimo pela amizade durante o curso.

Aos funcionários Mônica, Carmem, Márcia pela gentileza para comigo.

A todos aqueles, não diretamente citados, que contribuíram de alguma forma para a elaboração deste trabalho

RESUMO

A tese é composta de três artigos e em todos eles utilizam-se modelos de estimação para dados em painel dinâmico. Os métodos de estimação empregados são os Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). O primeiro artigo intitulado “O Sistema de Seguridade Social e a Pobreza Rural no Brasil” analisa o impacto da aposentadoria da seguridade social na pobreza. Os resultados indicaram que a aposentadoria rural não tem impacto significativo na redução da pobreza, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que a seguridade social rural resolve significativamente a redução da pobreza. O segundo artigo intitulado “Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil” propõe-se analisar as contribuições de diferentes determinantes para a redução da desigualdade de renda no país. Os resultados apontaram que as transferências de renda do governo federal não afetaram a dinâmica da desigualdade de renda no período analisado. Em relação aos outros determinantes, a educação foi o fator preponderante na redução da desigualdade. A segunda contribuição mais importante foi a renda de todos os trabalhos. A carga tributária do governo contribuiu para aumentar a desigualdade de renda no Brasil. O terceiro artigo intitulado “Crescimento Econômico e Concentração de Renda: Seus Efeitos na Pobreza no Brasil” verifica o impacto de variações no crescimento econômico e da desigualdade de renda sobre as alterações da pobreza no Brasil. Uma vez que somente o crescimento não é capaz de explicar alterações da pobreza, considera-se também a desigualdade de renda como fator complementar no estudo sobre esta última, buscando avaliar a hipótese de Bourguignon (2002) de que quanto mais desigual for o país menor seria a efetividade do crescimento econômico em reduzir a pobreza. Os resultados mostram que a elasticidade desigualdade-pobreza é maior do que a elasticidade renda-pobreza e a elevada desigualdade e o baixo nível de desenvolvimento inicial da maioria dos estados brasileiros são empecilhos para a reversão do quadro de pobreza, via crescimento da renda.

Palavras-Chaves: Pobreza, Desigualdade, Painel Dinâmico.

ABSTRACT

This thesis is composed of three works, and they all use dynamic panel data estimation models. The estimation models used are the Generalized Moments system, developed by Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) and Blundell and Bond (1998). The first work is entitled “The Social Security system and Rural Poverty in Brazil”, and it analyzes the impact of retirement through social security on poverty. The results indicate that rural retirement has no significant impact on poverty reduction, thus not corroborating the hypothesis which states that rural social security significantly decreases poverty. The second work is entitled “Inequality Determinants in Brazil”, and it aims to analyze the contribution of different determinants of income inequality reduction in the country. The results show that income transfers from the federal government do not affect the dynamics of income inequality in the period studied. When considering the other determinants, education was the main factor in reducing inequality. The second most important contribution was from income of all kinds of labor. The government’s tax burden contributes to increase income inequality in Brazil. The third work is entitled “Economic Growth and Income Concentration: Its effects on Poverty in Brazil”, and it considers the impact of variations in economic growth and income inequality on poverty alterations in Brazil. Since economic growth in itself is not capable of explaining alterations in poverty, the work takes income inequality into account as a complementary factor in analyzing poverty, aiming to evaluate Bourguignon’s (2002) hypothesis, which states that the higher the inequality in a country, the lesser the effectiveness of economic growth in reducing poverty will be. The results show that the inequality-poverty elasticity is greater than the income-poverty elasticity and the high inequality and low initial development levels of the majority of states are obstacles for reversing the poverty situation via income growth.

Key-Words: Poverty, Inequality, Dynamic Panels.

LISTA DE TABELAS

TABELA		Página
1.1	Índices de Pobreza da Zona Rural – Brasil – 1995 a 2005.....	18
1.2	Índices de Gini das Regiões Rurais – 1995 a 2005.....	24
1.3	Linha de Pobreza para os Estados Brasileiros.....	31
1.4	Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_0$	35
1.5	Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_1$	36
1.6	Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_2$	37
2.1	Coefficiente de Gini – Brasil e Regiões – 1996 e 2005.....	48
2.2	Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln \text{Gini}$	64
3.1	Índice de Pobreza do Brasil – 1995 a 2005.....	79
3.2	Principais características da distribuição de renda domiciliar <i>per capita</i> no Brasil no período de 1995 a 2005.....	81
3.3	Resultados dos Modelos de Regressão para $\Delta \ln[P_{0,it}]$ - Modelo 1.....	90
3.4	Resultados dos Modelos de Regressão para $\Delta \ln[P_{0,it}]$ - Modelo 2.....	91
3.5	Elasticidades médias pobreza-renda e pobreza-desigualdade dos estados brasileiros.....	93

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO		Página
1.1	Evolução do Valor dos Benefícios Pagos pela Previdência Social no Brasil.....	19
2.1	Densidade de <i>kernel</i> do Gini no Brasil no período 1996 a 2005.....	52
3.1	Decomposição da Variação da Pobreza em Função do Crescimento Econômico e Distribuição de Renda.....	75

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	12
CAPÍTULO 1 - O SISTEMA DE SEGURIDADE SOCIAL E A POBREZA RURAL NO BRASIL	14
1 INTRODUÇÃO	14
2 POBREZA E OUTROS DETERMINANTES	17
2.1 Pobreza e Seguridade Social	17
2.2 Pobreza e Crescimento Econômico	21
2.3 Pobreza e Desigualdade	23
2.4 Pobreza e o Número de Pessoas Desocupadas	25
2.5 Pobreza e Anos de Estudo	27
3 BASE DE DADOS	29
4 MODELO ECONOMÉTRICO	32
5 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO	34
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	39
REFERÊNCIAS	40
CAPÍTULO 2 - DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL	45
1 INTRODUÇÃO	45
2 DESIGUALDADE E SEUS DETERMINANTES	47
2.1 Relação entre Desigualdade e os Programas de Transferências de Renda	49
2.2 Relação entre Desigualdade e Crescimento Econômico	53
2.3 Relação entre Desigualdade e Renda do Trabalho	55
2.4 Relação entre Desigualdade e Tributação	56
2.5 Relação entre Desigualdade e Educação	57
3 BASE DE DADOS	58
4 MODELO ECONOMÉTRICO	60
5. RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO	63
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	66
REFERÊNCIAS	67

CAPÍTULO 3 – CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONCENTRAÇÃO DE RENDA: SEUS EFEITOS NA POBREZA NO BRASIL	71
1 INTRODUÇÃO	71
2 A RELAÇÃO TRIANGULAR ENTRE POBREZA, CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE	74
2.1 Pobreza versus crescimento econômico	75
2.2 Pobreza <i>versus</i> desigualdade	78
2.3 Crescimento <i>versus</i> desigualdade	80
3 ELASTICIDADE RENDA E DESIGUALDADE DA POBREZA	82
4 BASE DE DADOS	83
5 MODELO ECONOMÉTRICO	85
6 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO	89
6.1 Elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza dos estados brasileiros	93
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	94
REFERÊNCIAS	96
CONCLUSÃO GERAL	99

INTRODUÇÃO GERAL

Nas últimas décadas persistiram elevados níveis de pobreza e desigualdades na distribuição de renda no Brasil. O estudo realizado por Barros, Henriques e Mendonça (2001) mostra-nos que os elevados níveis de pobreza que afligem a sociedade encontram seu principal determinante na estrutura da desigualdade brasileira – tanto na distribuição de renda como na distribuição de oportunidades de inclusão econômica e social. Guiados pela hipótese de que o estado brasileiro não pode ser considerado como um país pobre, mas com muitos pobres.

Entretanto, após décadas de estabilidade, o Brasil tem passado nos últimos anos por modificações nas suas características distributivas já que a partir de 2001 a concentração de renda vem-se reduzindo de forma expressiva e contínua e, conseqüentemente, contribuindo para a diminuição da pobreza (IPEA 2006).

Simultaneamente, tem ocorrido no país notável expansão dos programas de transferência de renda, que passaram a integrar a agenda governamental nos anos 90, mas se consolidaram no início do século XXI após a unificação dos programas preexistentes e modificações nos critérios de seleção, concessão e coordenação dos benefícios. Além disso, o gasto do governo Federal destinado à assistência social também se ampliou.

Na busca por se conhecer a pobreza e desigualdade, não é necessário saber apenas quantos pobres um país possui. Mas, além disso, é essencial entender seus determinantes, bem como poder acompanhar a sua evolução.

Nesse contexto, a presente tese analisa a pobreza e a desigualdade de renda no Brasil e seus determinantes, a partir de dados em painel para os estados brasileiros no período 1995-2005, através de modelos econométricos dinâmicos que são estimados pelo Método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

No Capítulo 1, analisa-se o impacto do valor das aposentadorias da seguridade social na pobreza rural do Brasil. Essa análise é realizada controlando-se por outros determinantes da pobreza como o produto agropecuário *per capita*, a concentração de renda medida pelo coeficiente de GINI, os anos médios de estudo e o número de pessoas desocupadas com mais de dez anos de idade. Os resultados estimados do modelo permitem concluir que os benefícios da aposentadoria não afetaram a pobreza rural no Brasil. Os fatores que contribuíram para a diminuição da pobreza rural são os anos médios de estudo e o nível do produto agropecuário *per capita* com a predominância do primeiro. Por sua vez, o número de pessoas desocupadas influenciou de forma positiva o aumento da pobreza no período analisado. Idem, para a

concentração de renda, mas afetando apenas mais intensivamente os mais pobres dentre os pobres.

No Capítulo 2 verificam-se quais os fatores que contribuíram para a redução da desigualdade no Brasil nos últimos anos. Os resultados estimados do modelo permitem concluir que as transferências de renda do governo não afetaram a dinâmica da desigualdade de renda no período. Em relação aos outros determinantes, a educação foi quem mais contribuiu para redução da desigualdade de renda *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a desigualdade decresce aproximadamente em 0,06%. O produto interno bruto *per capita* não teve impactos na desigualdade. A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade foi a renda de todos os trabalhos. Verificou-se que para cada aumento de 1% desta última a desigualdade decresce em 0,02%. Já a variável carga tributária do governo federal contribuiu para aumentar a desigualdade de renda no Brasil.

No Capítulo 3 estuda-se o impacto de variações no crescimento econômico e da desigualdade de renda sobre as alterações da pobreza no Brasil, buscando avaliar a hipótese de Bourguignon (2002) de que quanto mais desigual for o país menor seria a efetividade do crescimento econômico em reduzir a pobreza. Para verificar esses efeitos estimam-se as elasticidades da pobreza com relação à renda e à desigualdade. Os resultados estimados levam a conclusão de que aumento da renda sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo. O mesmo se dá quando o índice inicial de desigualdade é alto. Assim sendo, regiões com baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições menos propícias à redução da pobreza através do crescimento da renda.

De forma geral, pode-se concluir que a diminuição da pobreza e a melhora da desigualdade de renda no Brasil poderão ser alcançadas com educação e crescimento econômico. As transferências de renda do governo e a seguridade social não afetam a dinâmica da desigualdade de renda e da pobreza, respectivamente. Por outro lado, o número de pessoas desocupadas e a concentração de renda aumentam a pobreza. A carga tributária contribuiu para elevar a desigualdade de renda no Brasil. Por fim, elevada desigualdade e o baixo nível de desenvolvimento inicial da maioria dos estados brasileiros são empecilhos para a reversão do quadro de pobreza, via crescimento da renda.

CAPÍTULO 1

O SISTEMA DE SEGURIDADE SOCIAL E A POBREZA RURAL NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

O problema da pobreza em um país é, em geral, decorrente de políticas macroeconômicas inconsistentes que, acumuladas ao longo do tempo, levam à estagnação, ao desemprego e à queda de investimentos na economia. A consequência disso se reflete no baixo crescimento econômico que agrava ainda mais a pobreza e desigualdades.

A desigualdade econômica, étnica, regional e urbano-rural, entre outras, não só impedem o acesso a bens como também determinam o sucesso de crianças e jovens ao longo dos anos, consolidando suas diferenças.

No Brasil esse quadro não é muito diferente de outros países pobres, embora se admita que o crescimento em níveis poucos significativos tenha contribuído para o arrefecimento da pobreza. No entanto, deve-se ressaltar que a queda do nível de pobreza não foi acentuada e que o número de pobres ainda é muito elevado.

Não se pode negar que muitas ações recentes de combate à pobreza foram implementadas no Brasil, o que se discute, no entanto, é a eficiência dessas políticas no combate à pobreza no país.

De acordo com Silva (2006), as políticas sociais no Brasil, em geral, não atendem aos mais necessitados e as que atendem não cumprem adequadamente seus objetivos sociais. Quando as políticas conseguem atender aos mais necessitados, não deixam efeitos permanentes sobre o estado de pobreza destes. Ademais, aponta que o problema dessas políticas sociais não é a falta de recursos e sim sua má aplicação, seja por causa da corrupção ou pela falta de foco.

Dentro desta mesma linha, Marinho, Linhares e Campelo (2007) mostram que os programas de transferência de renda do governo não impactam a pobreza no Brasil. Dentre os fatores que agravam a pobreza, o impacto da concentração de renda sobre a pobreza é maior na medida em que esses índices captam a intensidade e severidade da pobreza. Outro resultado interessante é que o impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é aproximadamente seis vezes maior em relação ao do crescimento do PIB. Esses resultados mostram que políticas de diminuição da concentração de renda são mais importantes no combate a pobreza, levando não apenas a redução da proporção de pobres, mas também de sua intensidade.

No entanto, outros estudos, como Rocha (2004, 2006), Soares *et al.* (2006), Kakwani, Neri e Son (2006) mostram que os programas sociais de renda do governo alcançaram seus objetivos em reduzir a desigualdade e a pobreza no Brasil.

Nesse contexto, encontra-se a previdência social brasileira que, através da seguridade social, beneficia direta e indiretamente milhões de brasileiros com o programa de aposentadoria e pensões aos trabalhadores. Na zona rural este programa não deixa de ser uma transferência de recursos para a população mais pobre.

Segundo Beltrão, Camarano e Mello (2005) cerca de cinco milhões de benefícios não-contributivos foram pagos em dezembro de 2002 às pessoas maiores de 60 anos, pelo Ministério da Previdência Social, através da seguridade social. Desses cinco milhões, 75% foram benefícios de previdência social. O autor estima que 10% dos benefícios não-contributivos são urbanos e que 18,3% da população brasileira com mais de 60 anos estão cobertos por esse tipo de benefício. Destacam também que dois milhões de famílias rurais estão se beneficiando do programa, o que significa 5% das famílias brasileiras. Entre as famílias rurais, a cobertura corresponde a 38,3%. Esse número caracteriza a grandeza que a configura como uma política social.

Conforme Tafner (2006), no debate público com respeito à seguridade social no Brasil, tem-se duas correntes contraditórias: os que defendem o sistema vigente, afirmando que seus efeitos sociais são importantes e ajudam a reduzir a pobreza e aqueles que, embora reconheçam os efeitos positivos ocorridos no combate à pobreza, consideram que esses efeitos hoje são inexistentes e indicam que os custos e as falhas das ações governamentais tendem mesmo a comprometer a existência futura do sistema. O dissenso é a marca do debate.

Na visão de Ferreira e Souza (2004), analisando o sistema de aposentadoria do Brasil, por meio da decomposição do índice de Gini, os rendimentos de aposentadorias e pensões, administradas pelo governo federal, estão contribuindo para aumentar a desigualdade de renda no País. Afirma também que a tentativa de reforma do sistema previdenciário realizada em 1998 mostrou-se incapaz de solucionar suas distorções. Observa que está havendo uma redistribuição invertida de renda, em que os que ganham menos financiam as aposentadorias dos que recebem os maiores valores.

Hoffmann (2006), por exemplo, verificou que as aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal no Brasil constituem um “freio” para a redução da pobreza, pois no período 1998-2005 os efeitos das aposentadorias contribuíram para aumentar a desigualdade no período. Esse autor verificou que a parcela de aposentadorias e pensões na composição do índice de Gini foi de 15,4% em 1998, 17,3% em 2001, 19,0% em 2004, e 18,8% em 2005,

indicando que as aposentadorias contribuíram de forma ascendente nos últimos anos para aumentar a concentração de renda no Brasil.

Por outro lado, Schwarzer (2000) discorda dessa visão ao analisar os impactos socioeconômicos do sistema de aposentadoria rural. Embora seu estudo considere apenas o estado do Pará, usando dados primários de entrevistas na zona rural, ele verificou que o programa de benefícios previdenciários rurais possui uma precisão de focalização em indivíduos muito pobres, a qual dificilmente é igualada em casos de outros programas sociais em qualquer parte do mundo de porte comparável à previdência rural. O referido autor afirma que o programa de aposentadoria rural brasileiro é eficiente no combate à pobreza, como talvez poucos outros consigam ser no mundo.

Augusto e Ribeiro (2006) analisando os efeitos das aposentadorias rurais, no cenário socioeconômico dos domicílios e do comércio no município de Medina, nordeste de Minas Gerais, afirmam que o benefício rural contribui para os indivíduos conseguirem crédito e confiabilidade por parte das instituições financeiras e de comércio, que além de facilitarem a aquisição de bens, devolvem ao idoso o sentimento de credibilidade e utilidade, aumentando sua auto-estima. Os efeitos benéficos vão além do material, pois envolve uma série de fatores de diferentes naturezas, inclusive assegurando ao idoso o direito a cidadania. Em resumo, a discussão acima mostra que existem controvérsias quanto à eficácia e eficiência dessas políticas.

Nesta perspectiva, esse trabalho procura analisar os impactos do programa de aposentadorias rurais no combate à pobreza do Brasil tendo em vista a controvérsia existente. Em outras palavras, o objetivo principal deste artigo é verificar se os benefícios da previdência social rural contribuem para reduzir a pobreza no campo e se apresentam algum efeito significativo na dinâmica da pobreza.

Para alcançar esses objetivos, utilizar-se-á um modelo econométrico dinâmico para dados em painel, desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell-Bond (1998). Nesse painel, as unidades são as regiões rurais dos estados brasileiros e o período de tempo compreende os anos de 1995 a 2005.

Nos modelos a serem estimados as variáveis utilizadas como dependentes serão os índices da classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984), que medem a pobreza: a proporção de pobres (P_0), o hiato médio de pobreza (P_1) que mede a intensidade da pobreza e o hiato médio quadrático de pobreza (P_2) que mede sua severidade. As variáveis explicativas serão: índice de pobreza defasado de um período; o produto interno bruto agropecuário *per capita*; os anos médios de estudo; a concentração de renda medida pelo o índice de Gini e o número de pessoas desocupadas maiores de 10 anos de idade. Essas variáveis foram

construídas 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, no período de 1995 a 2005.

Para o cálculo dos indicadores de pobreza, adotou-se a linha de pobreza definida pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA que considera o custo de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo.

No que se segue, além dessa introdução, esse artigo apresenta mais cinco seções. A segunda faz uma breve revisão da literatura sobre pobreza, aposentadorias no Brasil sua evolução e determinantes; a terceira apresenta e discute a construção da base de dados; a quarta apresenta o modelo econométrico; na quinta os resultados são analisados. Na última seção são apresentadas as considerações finais.

2 POBREZA E OUTROS DETERMINANTES

2.1 Pobreza e Seguridade Social

A pobreza, de fato, é um fenômeno complexo, relacionado a muitas dimensões e, portanto, mensurada de diferentes maneiras. Em geral, as avaliações dos níveis de pobreza têm como ponto de partida a insuficiência de renda para fazer frente ao atendimento das necessidades básicas dos indivíduos.

O Brasil possui pobreza em todas as regiões e as desigualdades de rendimentos entre os indivíduos são elevadas. Conforme Rocha (2006) nos últimos anos o país cresceu e se modernizou, a ponto de se situar hoje entre os de renda média em âmbito mundial, exibindo níveis de produto compatíveis com a garantia de condições de vida adequada para todos.

Consoante a autora, com o crescimento da renda, a incidência de pobreza absoluta declinou, mas se situa em níveis elevados em função da persistência da enorme desigualdade na distribuição de rendimentos.

Como se sabe, o problema da pobreza no Brasil afeta fundamentalmente, e de maneira mais severa, a área rural. É conhecido o recente crescimento econômico que essa região alcançou nos últimos anos, contudo, não foi o suficiente para livrá-la dos elevados níveis de pobreza.

A Tabela 1.1 mostra a evolução da proporção de pobres (P_0), hiato médio da pobreza (P_1) e hiato médio quadrático da pobreza (P_2) das áreas rurais do Brasil no período de 1995 a 2005.

Observa-se que a proporção de pobres na zona rural foi de 0,7076 em 1995, e que caiu para 0,62553 em 2005, o que significou uma redução de 0,0821 pontos. Seguindo esta tendência de queda a intensidade da pobreza P_1 e a severidade da pobreza P_2 também apresentaram declínios de 0,0725 e 0,0578 pontos, respectivamente (Tabela 1.1). Portanto, a análise desses indicadores nas áreas rurais indica uma redução da pobreza embora esta permaneça ainda muito elevada.

Tabela 1.1 - Índices de Pobreza da Zona Rural – Brasil – 1995 a 2005

<i>ANO</i>	P_0	P_1	P_2
1995	0,70767	0,39164	0,26457
1996	0,70057	0,39778	0,27517
1997	0,69901	0,39629	0,27107
1998	0,69074	0,38101	0,25616
1999	0,68440	0,37596	0,25155
2001	0,68574	0,38314	0,26062
2002	0,67295	0,36510	0,24119
2003	0,66565	0,36546	0,24482
2004	0,64258	0,33714	0,22086
2005	0,62553	0,31905	0,20669
Diferença	-0,08214	-0,07259	-0,05788

Fonte: elaborado pelo autor com base nos dados das PNADs.

Vários trabalhos empíricos nacionais e internacionais confirmam a queda nos últimos anos da pobreza no Brasil, tais como Vinhais e Sousa (2006), Barros *et al* (2007), Ribas, Machado e Golgher (2006). Entretanto, existem muitas discussões em torno dos determinantes desta queda.

A nota técnica do IPEA (2006) destaca que a criação de programas federais de transferência de renda foi primordial na redução da pobreza.

Hoffman (2006) estimou que esses programas de transferência de renda têm contribuído com 28% para a redução na desigualdade no país de 1998 a 2004. Essa porcentagem sobe para quase 66% quando se considera apenas a região Nordeste - apesar desses programas não serem a principal causa da redução da desigualdade de renda no Brasil. No período de 2003 a 2004 houve uma pequena redução da pobreza no país, ressaltando que haveria crescimento da pobreza se não houvesse expansão das transferências do governo.

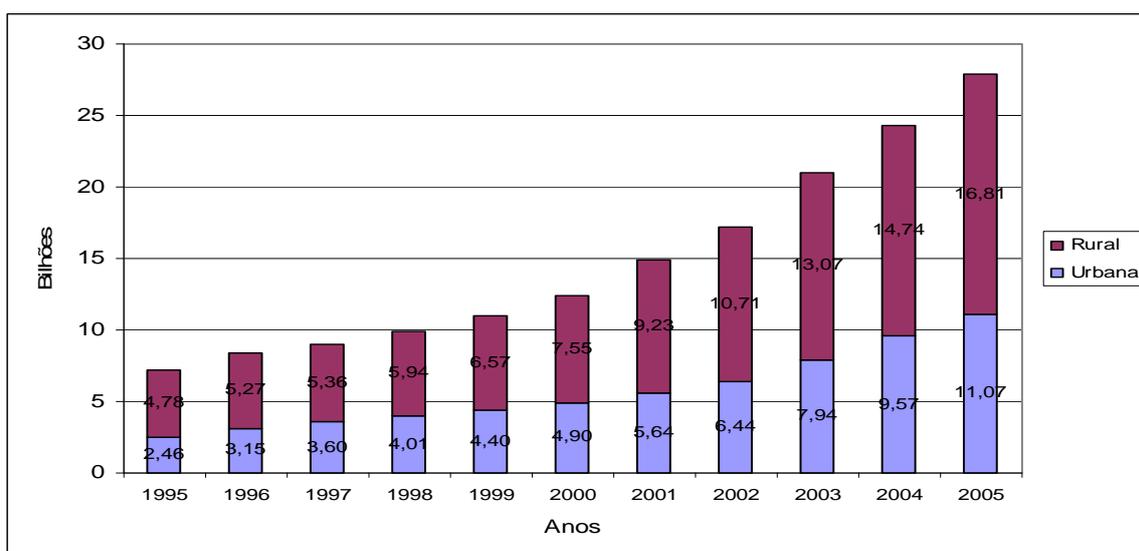
De acordo com Silva (2003, 2005), na história da política social brasileira tem sido identificado um conjunto amplo e variado, mas descontínuo e insuficiente, de programas

sociais direcionados para segmentos empobrecidos da população brasileira. Todavia, não se pode dizer que tenha sido adotada uma estratégia de caráter global para enfrentamento da pobreza no país. O padrão de desenvolvimento adotado considera a política social como uma questão marginal, desvinculada das questões macroeconômicas, numa perspectiva compensatória e assistencialista.

Destaca-se como política social o benefício da Previdência Social de um salário mínimo, direcionado aos trabalhadores rurais, independente de contribuição passada, conforme determina a Constituição Federal de 1998.

A seguridade social, por meio da aposentadoria rural por idade, constitui-se na atualidade um dos programas de enfrentamento da pobreza no campo. O Gráfico 1.1 a seguir mostra que em 1995 o valor de benefícios pagos pela Previdência Social era de 7,24 bilhões, sendo 2,46 bilhões na área urbana e 4,78 bilhões na área rural. Dez anos depois, esse valor foi de 27,89 bilhões, dos quais 11,07 bilhões na área urbana e 16,81 bilhões na área rural. Ou seja, durante o período ocorreu expressivo aumento dos valores pagos aos aposentados.

Gráfico 1.1 – Evolução do Valor dos Benefícios Pagos pela Previdência Social no Brasil



Fontes: elaboração própria com dados do Anuário Estatístico da Previdência Social AEPS; Boletim Estatístico de Previdência Social. 1995 - 2005.

Em assim sendo, o debate que se coloca é se os benefícios pagos aos aposentados rurais têm contribuído para reduzir a pobreza. Outro ponto relevante a ser questionado é se esses benefícios apresentaram algum efeito significativo na dinâmica da pobreza. Alguns trabalhos mostram que existem controvérsias quanto à eficácia dessa política.

Caetano (2008) verifica que existe um aspecto positivo da previdência social, como instrumento de redistribuição de renda, entretanto, como os recursos públicos são escassos, os gastos com benefícios previdenciários deixam de serem alocados para saúde, educação ou

infra-estrutura, que trariam maior dinamização as economias locais. Esses incentivos são inadequados, pois garantem a perpetuação da pobreza local aumentando a probabilidade de transferências previdenciárias. Em resumo, tem-se um arcabouço eficaz para atenuar as desigualdades regionais no curto prazo, mas que, em tese, se mostram ineficiente em alterar a essência do problema no longo prazo, ou seja, a pobreza continuará persistindo mesmo com o aumento da seguridade social.

Conforme PUC (2002) utilizando dados da PNAD de 1999 as aposentadorias e pensões são diretamente proporcionais à renda *per capita* dos beneficiários para todas as camadas sociais – exceto para as mais pobres, para as quais estes gastos são proporcionalmente menores. Isto significa que, mesmo incluídas como benefícios sociais as aposentadorias agravam a desigualdade. Os benefícios previdenciários representam apenas 12% da renda familiar dos indigentes, chegando a 20% para as camadas mais privilegiadas.

Ainda de acordo com esse estudo a concentração excessiva do número de beneficiários nas camadas superiores leva a concluir que os programas assistenciais, apesar de bem desenhados, são excessivamente tímidos para a redução da pobreza.

No entanto, alguns artigos empíricos tais como os de Delgado e Cardoso (2000), Camargo (2005), Beltrão (2005), entre outros, mostram que a previdência rural apresenta, em geral, resultados muito positivos no âmbito da proteção social aos idosos da zona rural. Nesse caso, as aposentadorias constituem-se num aporte de capital fundamental para as pequenas economias locais, permitindo não só o aumento da renda disponível, como a redução da pobreza.

Por sua vez, World Bank (2001a) atribui a expansão da cobertura previdenciária brasileira ao aumento dos benefícios nas áreas rurais e ressalta que, embora existam evidências de que o programa ajudou os pobres rurais, não há provas que a previdência rural tenha contribuído para uma menor incidência da pobreza rural. São necessários mais dados e pesquisas para determinar se os ganhos de eficiência associados ao atual programa foram significativos.

Em 2006, a previdência social brasileira atingiu a marca de 24,6 milhões de benefícios pagos mensalmente. Considerando que, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, para cada beneficiário direto há 2,5 pessoas que se beneficiam indiretamente, os pagamentos da Previdência chegaram a 86,1 milhões de pessoas, o que representa mais de 40% da população brasileira, ou seja, de cada 10 brasileiros, mais de 4 foram beneficiados direta ou indiretamente pela previdência social em 2006 (NASCIMENTO, 2008).

Diante desse contexto, constata-se que questões sobre a previdência social no meio rural do Brasil ainda não foram avaliadas completamente. Dentre essas questões estão os impactos dos benefícios previdenciários na pobreza rural do país. A busca de respostas para esta questão motiva a realização deste trabalho.

2.2 Pobreza e Crescimento Econômico

Com respeito ao crescimento econômico, vários trabalhos confirmam que o crescimento ajuda a reduzir a pobreza através da expansão do emprego, aumentando os salários reais pagos aos trabalhadores. Por exemplo, Ravallion (2001) encontra que são convincentes as evidências de que, em média, as vantagens do crescimento para os pobres superam as perdas. A mesma taxa de crescimento pode causar uma pequena redução na pobreza ou mesmo um declínio acentuado.

A relação entre crescimento econômico e pobreza surgiu no artigo de Kuznets (1955). A literatura empírica que analisa a relação entre crescimento e desigualdade de renda, desde os trabalhos de Kuznets, é extensa. Cabe destacar nas últimas décadas os trabalhos de Deininger e Squire (1996), Ravallion (1995) que analisam a forma de U-invertido entre crescimento econômico e desigualdade de renda.

Essa hipótese estabelece uma relação inversa entre crescimento e desigualdade de renda no formato de U-invertido, ou seja, nos estágios iniciais de desenvolvimento econômico, a distribuição de renda tende a se concentrar até que a economia alcance certo padrão médio de renda. Portanto, os estágios iniciais de crescimento favorecem a elevação da desigualdade de renda e o conseqüente aumento da pobreza, na fase seguinte, economias em desenvolvimento necessitariam de um número de anos demasiadamente grande com crescimento significativo para que o número de pobres diminuísse.

A relação entre crescimento econômico e pobreza vem sendo estudada segundo a premissa de que crescimento econômico reduz a pobreza, correspondendo ao qualitativo de crescimento “pró-pobre”, ou seja, em benefício aos pobres. Assim sendo, é importante definir com clareza o emprego dos conceitos de pobreza e crescimento “pró-pobre”. Defini-se pobreza a um estado de coisa no qual indivíduos possuem renda familiar *per capita* inferior ao valor necessário ao atendimento de suas necessidades básicas (alimentação, habitação, transporte, saúde, lazer, educação, entre outras). Esse conceito corresponde ao que se denomina na literatura de *pobreza absoluta*, ou seja, um estado de carência pelo qual são acometidos os indivíduos ou grupos populacionais em função da insuficiência de rendas ou inexistência de bens de consumo que impedem a satisfação de suas necessidades básicas.

Na literatura internacional têm-se duas definições importantes para crescimento que reduziria a pobreza. Segundo Kakwani e Pernia (2001), o crescimento é dito “pró-pobre” quando a redução na pobreza é maior que aquela evidenciada se todas as rendas tivessem aumento na mesma taxa. Entretanto, segundo Ravallion e Chen (2003), crescimento “pró-pobre” é aquele que simplesmente reduz a pobreza. Por meio dessa definição, percebe-se que o crescimento necessita apenas do paralelismo com a redução da pobreza para ser considerado “pró-pobre”, tendo como relevante o indicador de pobreza absoluta. Por sua vez, na primeira definição o crescimento só será “pró-pobre” se a renda dos pobres apresentarem elevação superior ao verificado pela renda dos não pobres, permitindo assim redução da desigualdade.

O trabalho de Silveira Neto (2005), com dados do Censo demográfico dos anos de 1991-2000, afirma que o crescimento econômico foi mais benéfico aos mais pobres nas outras regiões do país do que na região Nordeste. Segundo o autor, uma possível explicação passa pela elevação da proporção de pobres nesta região e pelo maior grau de desigualdade da renda e da desigualdade da posse de ativos produtivos entre suas microrregiões.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) utilizam as medidas de pobreza para decompor as fontes de redução da pobreza em dois efeitos. Um causado pelo crescimento econômico e outro advindo da desigualdade de renda. Os resultados obtidos demonstram que os componentes de crescimento da renda média e da distribuição da renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados do Nordeste e regiões brasileiras.

De acordo com Marinho e Soares (2003), quanto maior a renda média de 25 estados do Brasil, maior a elasticidade crescimento-pobreza, sendo a pobreza mais sensível à desigualdade do que ao crescimento. A mesma opinião é defendida por Hoffmann (2005), mostra que a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda domiciliar per capita foi (-0,84) no Brasil para 2005, significando que uma elevação de (1%) na renda corresponde a uma redução de (0,84%) na proporção de pobres. Conclui que o valor absoluto da elasticidade aumenta com a renda e diminui com o aumento da desigualdade.

Ao contrário, Ranis e Stewart (2002) analisando dados de países da América Latina destacam que nem sempre o crescimento é suficiente para reduzir a pobreza. No Brasil, por exemplo, nos anos de 1960 a 1980 ocorreu um viés pró-crescimento, com baixo desenvolvimento humano.

Na opinião de Gafar (1998), o crescimento econômico é uma condição necessária para reduzir a pobreza, pois aumenta as oportunidades de emprego, o padrão de vida e os salários reais, mas não é condição suficiente e, se o padrão de crescimento for meramente urbano, utilizando capital intensivo e concentrador do emprego nos postos qualificados, a pobreza pode até mesmo crescer com o aumento do produto interno bruto *per capita*.

Conforme Rocha (2006), com o crescimento econômico pode surgir efeitos essencialmente concentradores, já que implicam utilização de tecnologias modernas associadas ao uso de mão-de-obra qualificada. Para solucionar essa questão devem-se adotar medidas compensatórias de modo a evitar aumento da desigualdade, bem como promover a redução da pobreza absoluta.

Para Dollar e Kraay (2002), o crescimento sempre é inequivocamente favorável aos mais pobres por conta do aumento de renda da população de mais baixa renda. No entanto, a relação entre crescimento e redução da pobreza não é inequívoca. Existem países que possuem taxas de crescimento econômico semelhantes, e alcançam diferentes níveis de redução de pobreza.

2.3 Pobreza e Desigualdade

Segundo World Bank (2001b), o combate à pobreza através do crescimento econômico depende da desigualdade inicial na distribuição de renda e de oportunidade, e também das mudanças na distribuição de renda decorrentes do crescimento econômico. De modo geral, o aumento do consumo do quintil mais pobre da população acompanha a taxa de crescimento econômico do país. Nos momentos de crise, o consumo diminui e, diante das condições limitadas de sobrevivência desta camada da população, o resultado é um aumento da incidência e da intensidade da pobreza.

No Brasil, Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2007), ressaltaram que reduções no grau de pobreza requerem o crescimento econômico ou o decréscimo do grau de desigualdade.

O fenômeno da desigualdade não é algo recente no cenário brasileiro, sendo sua evolução ligada à história nacional. Suas primeiras mensurações mais precisas, em âmbito nacional, datam dos anos 70, sobretudo após a divulgação dos dados do Censo Demográfico Brasileiro. No decorrer dos anos, o Brasil foi caracterizado como ostentando um dos piores padrões distributivos do mundo. Pesquisas aplicadas ao país apontam para uma série de fatores relacionados à distribuição de renda, tais como heterogeneidade educacional, características sócio-ocupacionais e discriminação. Porém, a importância relativa de cada fator tem sofrido significativas alterações ao longo dos anos, atingindo, de forma diferenciada, grupos distintos de trabalhadores - grupos estes que se diferenciam não apenas pela dotação de atributos produtivos, mas também pela faixa de renda a qual estão condicionados.

Entre 2001 e 2004 no Brasil, 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. No entanto, o país se encontra entre os mais desiguais do mundo (IPEA, 2006).

O declínio na desigualdade no Brasil, analisado por Barros *et al.* (2007), entre 2001 e 2005, mostra que o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, atingindo em 2005 o nível mais baixo dos últimos 30 anos.

Conforme o autor supracitado o coeficiente de Gini diminuiu quase 5%, e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres, mais de 20%. Essa redução na desigualdade contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar 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.

A Tabela 1.2 mostra a evolução do coeficiente de Gini para a economia brasileira e para as diversas áreas rurais do Brasil para os anos de 1995 a 2005. Nesta tabela também são mostradas as diferenças absolutas entre os valores dos índices para estes dois anos. Observa-se uma queda no índice Gini brasileiro rural (valores negativos para a diferença) em todas as regiões.

Em 1995 o índice no Brasil rural foi de 0,5493 caindo para 0,5312 no ano de 2005, o que significou uma redução de 0,0181 pontos. Seguindo esta tendência de queda, todas as macro-regiões brasileiras rurais apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda.

A Tabela 1.2 mostra que as regiões, Sul, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. Em 1995, a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, seguida pela região Sudeste. Em 2005, o Centro-oeste apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Sudeste.

Tabela 1.2 - Índices de Gini das Regiões Rurais – 1995 a 2005

Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1995	0.5493	0.5294	0.5263	0.5097	0.5248
1996	0.5604	0.5397	0.5364	0.5106	0.5633
1997	0.5573	0.5321	0.5326	0.4933	0.5648
1998	0.5534	0.5399	0.5294	0.5072	0.4988
1999	0.5489	0.5220	0.5352	0.5051	0.5274
2001	0.5518	0.5051	0.5477	0.5128	0.5214
2002	0.5221	0.4697	0.5030	0.4791	0.5232
2003	0.5441	0.4828	0.5328	0.4940	0.5068
2004	0.5279	0.4695	0.5007	0.4743	0.4912
2005	0.5312	0.4784	0.5065	0.4443	0.5036
Diferença	-0.0181	-0.051	-0.0198	-0.0854	-0.0212

Fonte: elaborado pelo autor utilizando dados das PNADs.

Neder e Silva (2004) desenvolveram aplicações metodológicas para a estimativa de índices de pobreza e de distribuição de renda em áreas rurais do Brasil com dados das PNADs entre 1995 e 2001. Seus resultados também constataram queda significativa da concentração de renda nas áreas rurais na maioria dos estados analisados.

Esses autores também comprovaram que a distribuição de renda desigual é um entrave ao alívio da pobreza. Conclui que a pobreza rural pode ser reduzida mais rapidamente por meio da distribuição de renda, então políticas de redução da pobreza devem ser acompanhadas por programas de redução de desigualdade de renda. No caso das políticas de combate à pobreza no meio rural elas devem considerar a importância das parcelas de renda rural, principalmente a renda não agrícola, como alternativa para reduzir o número de famílias rurais que estão abaixo da linha de pobreza e em condições de indigência.

Conforme Berni (2007), a diminuição da desigualdade de renda no Brasil é acompanhada de uma característica importante. Verifica-se que a redução na concentração de renda brasileira não é somente benéfica por si só, mas também pelo aumento 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 recuou 1,74% em termos reais. Quando se analisa, em nível nacional, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres, pode-se observar que esta razão declina de 23,96 no ano de 1995, para 19,53, no ano de 2005.

Mesmo com as recentes diminuições dos índices de pobreza e desigualdade em áreas rurais do Brasil, tornou-se extremamente relevante o estudo da evolução de indicadores que permitam identificar as áreas e setores em que a pobreza da população é mais dramática. Também é relevante verificar se as políticas de combate à pobreza rural são eficazes, como no caso das aposentadorias rurais e a extensão do direito universal das mesmas para pessoas com mais de 65 anos e sem renda. Sendo assim, existe a necessidade de maior investigação da validade dessas políticas para o Brasil.

2.4 Pobreza e o Número de Pessoas Desocupadas

Outro fator importante que explica como se propaga e se reproduz pobreza é a dinâmica do mercado de trabalho. O senso comum diz que quanto maior o número de pessoas desocupadas maior a pobreza, pois, sem trabalho, os indivíduos não conseguem renda para satisfazer suas necessidades.

Portanto, o entendimento dos principais determinantes da pobreza deve passar pelo estudo da estrutura salarial e das taxas de desemprego, pois permite a orientação de políticas

públicas que devem ser direcionadas para a redução do desemprego, contribuindo para diminuir a pobreza e desigualdades sociais.

Conforme Machado e Melo (2006), estudos sobre a pobreza preocupam-se em relacionar esse fenômeno à inserção dos indivíduos no mercado de trabalho. A relação entre inserção ocupacional e mercado de trabalho é tão expressiva que entre 1999 e 2001 no Brasil, a retomada na criação de postos de trabalho nas metrópoles brasileiras interrompeu o processo de empobrecimento iniciado em 1997.

Ainda segundo esses autores, a inserção no mercado de trabalho contribui para perpetuar o histórico familiar de pobreza, uma vez que a pobreza é um conceito que está muito mais associado à família do que ao indivíduo, a estrutura familiar assegura transferências de renda entre esses, possibilitando a sobrevivência daqueles que não trabalham. Portanto, condição de ocupação (saída do desemprego para ocupação) de um dos membros da família repercute sobre as condições de vida dos demais membros contribuindo para diminuir a pobreza.

Uma evidência internacional disso é o artigo de Formby, Hoover e Kim (2001) que mostra que a variação da taxa de desemprego masculina nos Estados Unidos tem efeito significativo na pobreza.

Segundo Barbosa (2004), no Brasil analisando os dados do Censo de 2000, apontam que existem diferenças das taxas de desemprego entre pobres e não-pobres nas diferentes áreas geográficas brasileiras, ainda que se mostrem maiores para as regiões metropolitanas. No País, um pobre tem 3,7 mais chances de se encontrar desempregado que um não-pobre. Além disso, as taxas de desemprego dos pobres apresentam diferenças bastante pronunciadas – 29,3% para as regiões metropolitanas e 4,6% para as áreas rurais (para uma média nacional de 20,2%), ou seja, pobreza e desemprego estão amplamente correlacionados.

No Brasil, conforme esse autor, boa parte dos pobres está inserida no mercado de trabalho de forma precária, tanto no setor informal, quanto no setor formal de baixos salários. Somando-se os desempregados aos ocupados pobres, percebe-se ainda que pelo menos metade da pobreza no país pode ser explicada pelo desemprego ou a estruturação do mercado de trabalho.

Conforme Machado (2008), quanto mais tempo à família fica na pobreza, independente de suas características, mais difícil é escapar desta condição. Uma das mudanças consideradas como favoráveis no mercado de trabalho para reduzir a duração desta situação é o aumento no salário médio dos trabalhadores informais. A autora conclui que variações na taxa de desemprego não afetam diretamente a permanência de indivíduos na pobreza. Além do mais, a elevação do salário médio no setor formal funcionaria como uma

barreira para a entrada dos pobres no mercado de trabalho, posto que esses são menos qualificados profissionalmente.

Outro trabalho que relaciona o número de pessoas desempregadas e/ou desocupadas à pobreza é o de Machado *et al.* (2003). Esses autores afirmam que as sucessivas crises econômicas enfrentadas pelo país na década de 1990, desencadeando fenômenos de desemprego e da precarização das relações de trabalho contribuíram para ampliar o nível de pobreza e desigualdade social no estado de Minas Gerais.

Eles seguem suas análises destacando a evolução do mercado de trabalho no período de 1996 a 2003 e identificam grupos demográficos caracterizados por significativa vulnerabilidade à pobreza. Esses grupos são vulneráveis à pobreza por apresentarem menores probabilidades de melhorarem sua condição mesmo em um cenário de retomada do crescimento econômico. Isto é, o perfil da maioria dos trabalhadores (baixa escolaridade) dificulta a sua capacidade em conseguir melhores postos de trabalho. Em assim sendo, independente da retomada de crescimento do país, tais grupos merecem políticas específicas para garantir condições de vida mais estáveis para si e sua família, para diminuir a pobreza.

2.5 Pobreza e Anos de Estudo

Outro determinante na redução da pobreza é a educação. A importância do estoque de capital humano para o crescimento e redução da pobreza é consenso na literatura de crescimento econômico, dada sua relevância como variável estratégica. A educação proporciona um dos únicos bens que se torna indissociável da pessoa, aumentando sua produtividade, portanto, políticas de combate à pobreza devem considerar a educação como um dos pilares indispensáveis.

Os países desenvolvidos já perceberam ser esta uma variável altamente relevante em face das transformações que ocorrem e ocorrerão durante todo o século XXI, devido ao grande avanço tecnológico e a busca incessante que estes países vêm fazendo para dominar a economia internacional.

Schultz (1973) destaca que o investimento em educação formal desenvolve habilidades e conhecimentos objetivando o aumento da produtividade com ganhos de habilidades cognitivas e, quanto maior o aumento de produtividade, maior será a cota de renda que a pessoa receberá e melhor será sua posição social.

Langoni (1973) foi um dos primeiros economistas a ressaltar a importância da educação como fator explicativo para a desigualdade brasileira. No seu livro mostrou que parte do aumento

da desigualdade no Brasil entre 1960 e 1970 ocorreu devido ao aumento na demanda por trabalhadores qualificados associado à industrialização. Barros *et al.* (2000), dando seqüência ao trabalho de Langoni (1973), enfatizou que um dos principais problemas sociais no Brasil decorre do baixo nível e da má distribuição da educação na população brasileira.

Por sua vez, Campos (2003) ressalta que um sistema de educação democrático é fundamental para redução das desigualdades e pobreza. Demonstra que, por si só, o crescimento econômico não amenizou a extrema desigualdade nem diminuiu a quantidade de pobres no Brasil. Para essa autora, a pobreza, entre os brasileiros, deve-se mais à desigualdade na distribuição de recursos que à escassez de recursos e defende a redução da pobreza com políticas educacionais eficientes.

Birdsall (1998) afirma que a educação, mensurada pelos anos de estudo é, da mesma forma que a terra e outras formas de riquezas, um ativo. Nos mercados globais atuais, ela é um ativo escasso e pode, portanto, gerar renda para os seus proprietários. Todavia, a acumulação de capital humano na América Latina tem sido não apenas fraca, mas desigual. A fraca acumulação reflete em parte a pobreza desta região.

Analisando o capital humano no Brasil, por meio da educação, o trabalho de Vilela (2005), afirma que durante o quinquênio 1991-96 as regiões apresentam participações muito altas da Educação para formação do Índice de Desenvolvimento Humano – IDH: 62% no Centro-Oeste, 60% no Sudeste, 59% no Nordeste, 54% no Sul e 42% no Norte. Esses números evidenciam a contribuição dessa variável na redução da pobreza nas regiões brasileiras.

Rocha (2006), utilizando dados da PNAD de 1999 verificou que os indicadores de educação para o Brasil fornecem evidências da correlação entre baixo nível educacional e pobreza. Para os indivíduos de 25 anos ou mais de idade, ficou evidente a desvantagem que o baixo nível de escolaridade representa em termos de incidência de pobreza, pois a proporção de pobres declina com o nível de escolaridade, de modo que apenas 2,1% dos indivíduos com alguma educação superior são pobres.

Conforme Estrada (2008), um dos fatores que contribuem para o Brasil possuir altos índices de pobreza é a precariedade do nível educacional. Comparando o Brasil com o Chile, cuja desigualdade social é parecida, verifica-se que o crescimento educacional é maior que a do brasileiro. No Brasil a média educacional cresce 1.1 ao ano nas décadas analisadas por esse autor, enquanto no Chile cresce 1.3. Segundo essa pesquisa, para o crescimento educacional acompanhar o econômico, o Brasil deveria crescer 1.2 por década.

Menezes Filho (2001), estudando indivíduos entre 24 e 55 anos de idade mostrou que a educação é extremamente relevante como mecanismo gerador de desigualdade de renda no Brasil. Constatou também que os retornos econômicos à educação no Brasil estão entre os mais elevados do mundo e vêm declinando ao longo do tempo. Ele afirma que a desigualdade brasileira é em grande parte resultante da péssima distribuição educacional existente, tanto em termos pessoais como entre grupos de indivíduos com características similares. Existe grande concentração de pessoas com pouca qualificação entre os negros ou mulatos moradores de áreas não metropolitanas da região nordeste e trabalhadores na agricultura, contribuindo para agravar a pobreza nessas regiões.

3 BASE DE DADOS

Os dados usados neste trabalho foram construídos a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, no período de 1995 a 2005¹.

Foram selecionados os indivíduos residentes na zona rural dos estados brasileiros, considerando as regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Os estados da região Norte foram excluídos da amostra porque os dados referentes à sua população rural não se encontram, para alguns anos, disponíveis na PNAD.

Para cada indivíduo foram coletadas informações sobre suas características, como idade, escolaridade, região de residência e gênero, condição de ocupação no ano (para pessoas de 10 anos ou mais) e o valor de rendimentos de aposentadoria, rendimento mensal familiar exclusive agregado, número de componentes da família exclusive agregados e condição na família.

A variável educação corresponde à média de anos de estudo dos residentes na zona rural dos diferentes estados do Brasil, construída a partir das informações da PNAD. De acordo com o que foi discutido na seção 2, no modelo econométrico a ser especificado na próxima, espera-se que quanto maiores os anos médios de estudo menor deve ser a pobreza.

Para a variável número de pessoas desocupadas, foram consideradas aquelas sem trabalho com mais de 10 anos de idade. O sinal estimado do parâmetro dessa variável no modelo deve ser positivo. Afinal, quanto maior o número de desocupados maior deverá ser o número de pobres.

¹ A PNAD não foi realizada no ano 2000. Para preencher essa lacuna, resolveu-se tirar as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001.

Na análise empírica utiliza-se também o valor do produto interno bruto do setor agropecuário *per capita*, coletado do banco de dados do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada – IPEA tendo como base o ano de 2005. Quanto maior a riqueza de uma região medida pelo PIB, *ceteris paribus*, menor deveria ser a pobreza. Neste sentido, a correlação entre PIB *per capita* rural e a pobreza deve ser negativa.

A variável aposentadoria foi retirada das informações das PNADs. O valor total dos rendimentos de aposentadorias recebidos pelos indivíduos foi determinado por meio do seguinte procedimento: selecionaram-se os indivíduos aposentados residentes na zona rural para homens (com 60 anos de idade ou mais) e mulheres (com 55 anos de idade ou mais) com rendimento de aposentadoria no valor de um salário mínimo. Este contingente é uma *proxy* do segurado especial que reside na zona rural. Isto porque ao completarem 55 e 60 anos, respectivamente, trabalhadoras e trabalhadores rurais têm direito a requerer a aposentadoria por idade igual a um salário mínimo mediante comprovação de atividade rural. Portanto, nesse trabalho a seguridade social é representada pelo aposentado vinculado ao sistema de previdência rural.

Vale destacar que todas as variáveis monetárias deste trabalho foram atualizadas para valores reais de 2005 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC.

Os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984): a proporção de pobres (P_0), o hiato médio da pobreza (P_1) - que mede a sua intensidade e o hiato médio quadrático da pobreza (P_2) - que mede sua severidade.

Para a construção desses indicadores a *linha de pobreza* adotada foi a do IPEA, para os diversos estados brasileiros. Ela corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo adquirir uma cesta de consumo calórico mínimo. O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de estado para estado. Essa linha de pobreza é construída a partir das informações regionalizadas das cestas de consumo e dos preços médios por grupos de alimentos. Essas informações são extraídas da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), realizada em 1987, multiplicadas pelo fator de correção do consumo calórico familiar estabelecido pela Cepal (Centro de Pesquisa da América Latina) e ajustada para a estrutura de preços relativos de cada ano. O índice para deflacionar a linha de pobreza é o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) – o mesmo para deflacionar as outras variáveis monetárias aqui apresentadas tendo como ano de referências 2005. O produto deste evento é, portanto, a linha de pobreza expressa em reais no ano de 2005.

As linhas de pobreza utilizadas nesse estudo para cada estado estão discriminadas na Tabela 1.3.

Tabela 1.3 – Linha de Pobreza para os Estados Brasileiros

Região Nordeste		Região C. Oeste		Região Sudeste		Região Sul	
Estados	Linha	Estados	Linha	Estados	Linha	Estados	Linha
AL	160,66	DF	160,66	ES	127,06	PR	163,81
BA	164,86	GO	136,51	MG	131,26	RS	176,41
CE	154,36	MT	134,41	RJ	177,46	SC	160,66
MA	160,66	MS	135,46	SP	174,34		
PB	161,71						
PE	174,31						
PI	159,61						
RN	161,71						
SE	163,81						

Fonte: Laboratório de Estudos da Pobreza – LEP/CAEN

Para o cálculo dos índices de pobreza é necessário dividir o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos pertencentes a esta, o que determina o conceito de renda familiar *per capita*. Portanto, os indivíduos serão considerados pobres se sua renda está abaixo da linha de pobreza.

Assim, os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 são definidos, respectivamente, como:

$$P_0 = \frac{q}{n} \qquad P_1 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right) \qquad P_2 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2$$

onde, q é o número de pobres (pessoas que se encontram abaixo da linha de pobreza), n é o total de indivíduos, z é a linha de pobreza e y_i é a renda per capita familiar da i -ésima pessoa.

Por último, construiu-se com os dados da PNAD o grau de desigualdade de renda familiar *per capita* rural, medido através do índice de concentração de Gini, para as regiões rurais dos estados brasileiros. As evidências apresentadas na seção 2 apontam que, quanto maior a concentração de renda, maior é o número de pobres de uma região. Assim, espera-se que o sinal estimado dessa variável no modelo (1) definido na seção a seguir seja positivo.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

Para avaliar o impacto dos benefícios da aposentadoria na pobreza rural, controlando por outros determinantes, como o produto interno bruto agropecuário *per capita*, concentração de renda, número de pessoas desocupadas e anos médios de escolaridade, especifica-se o seguinte modelo dinâmico para dados em painel:

$$\ln[P_{k,it}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[P_{k,it-1}] + \beta_2 \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \ln[Apos_{it}] + \beta_4 \ln[Gini_{it}] + \beta_5 \ln[Ame_{it}] + \beta_6 \ln[Pesdes_{it}] + v_i + u_{it} \quad (1)$$

onde $P_{k,it}$ representa o k -ésimo índice de pobreza, $k = 0,1,2$, PIB_{it} é o produto interno bruto agropecuário *per capita*, $Gini_{it}$ é o índice de Gini, $Apos_{it}$ são os valores totais dos benefícios recebidos pelos aposentados, Ame_{it} são os anos médios de estudo dos indivíduos e $Pesdes_{it}$ é o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos respectivamente, v_i os efeitos não observáveis dos indivíduos e; u_{it} ; o erro idiossincrático. Os subscritos i e t se referem, respectivamente, a região rural do i -ésimo estado no ano t . Todas as variáveis estão em logaritmo natural.

A especificação econométrica do modelo dinâmico (1) é baseada na suposição de que o quadro da pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho da pobreza no futuro. Isso explica a presença da variável dependente $P_{k,it}$ defasada de um período do lado direito como variável explicativa em (1).

As hipóteses adotadas no modelo (1) são que $E[v_i] = E[u_{it}] = E[v_i u_{it}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $t = 1,2,\dots,T$. Além do mais, supõe-se que o erro u_{it} não seja correlacionado temporalmente, ou seja, $E[u_{it} u_{is}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Adicionalmente, impõe-se a condição inicial de que $E[P_{kit-1}, u_{it}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $t = 1,2,\dots,T$ (AHN e SCHMIDT, 1995).

Observa-se que a presença da variável $P_{k,it-1}$ como variável explicativa no modelo (1) resulta, em geral, num problema de endogeneidade com o termo de efeitos aleatórios, o que provoca um viés no painel dinâmico. Assim sendo, a estimação do modelo (1) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz estimadores inconsistentes dos parâmetros, além de superestimar o coeficiente de $P_{k,it-1}$. O mesmo problema pode se reproduzir pra qualquer outra variável explicativa do modelo.

Uma maneira de tentar superar esse problema seria eliminar a presença dos efeitos fixos no modelo (1). Assim, uma primeira tentativa seria estimar o modelo (1) através de MQO com variáveis *dummies* para cada região rural dos estados ou através do método *WITHIN GROUPS* que gera as mesmas estimativas do método anterior, mas com os desvios padrões dos coeficientes ligeiramente menores. Os estimadores do coeficiente de $P_{k,it-1}$ por ambos os métodos serão menores do que o obtido por MQO. De qualquer maneira, pode-se mostrar que o viés no painel dinâmico ainda continua a existir.

A lição que se tira é que uma boa estimativa do parâmetro de $P_{k,it-1}$ deve estar compreendida entre os limites dos estimadores obtidos por MQO e *WITHIN GROUPS*. Nesse sentido, faz-se necessário alguma transformação no modelo (1) que expurgue os efeitos fixos, eliminando definitivamente o problema da endogeneidade. Uma forma seria a transformação em primeira diferença do modelo (1), que estimado pelo Método dos Momentos Generalizados – MMG dá origem ao Método dos Momentos Generalizados – diferença (MMG-diferença). Nesse caso, o modelo (1) se transforma em:

$$\begin{aligned} \Delta \ln[P_{k,it}] = & \beta_1 \Delta \ln[P_{k,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[Apo\varsigma_{it}] + \beta_4 \Delta \ln[Gini_{it}] + \beta_5 \Delta \ln[Ame_{it}] + \\ & \beta_6 \Delta \ln[Pesdes_{it}] + \Delta u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

onde, $\Delta \ln y_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it-1}$, para qualquer variável y_{it} .

Pela construção de (2), $\Delta \ln P_{k,it-1}$ e Δu_{it} são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão enviesados e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para $\Delta \ln P_{k,it-1}$. O conjunto de hipóteses adotadas no modelo (1) implicam que as condições de momentos $E[\Delta \ln P_{k,it-s} \Delta u_{it}] = 0$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\Delta \ln P_{k,it-s}$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$ como instrumentos para equação (2).

Com relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. A variável pode ser classificada como (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; (ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e (iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2). Já

no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador GMM-diferença não consistente e enviesado para painéis com T pequeno.

Como forma de contornar esse problema, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem a estimação de um sistema que combine o conjunto de equações em diferenças, equação (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1). Daí surge o método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. 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 $E[\Delta \ln P_{k,it} v_i] = 0$, para $i = 1,2,3,\dots,N$, então as variáveis explicativas em diferenças e $\Delta \ln P_{k,it-1}$, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e $\Delta \ln P_{k,it-1}$.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Em assim sendo, 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 a validade dos instrumentos utilizados e o teste de *Sargan* para verificar a validade dos instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema.

Os resultados são apresentados na seção seguinte e os estimadores das variâncias dos parâmetros são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação obtidos no MMG-sistema. O estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

5 RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRICO

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção anterior.

Os resultados estimados do modelo (1) por MQO, *WITHIN GROUPS* e MMG-sistema para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 se encontram dispostos, respectivamente, nas Tabelas 1.4, 1.5 e 1.6.

Entre os diversos modelos estimados, optou-se pelo modelo apresentado na coluna [c] das Tabelas 1.4, 1.5 e 1.6, no qual, foram usados como variáveis endógenas, a variável dependente $P_{k,it}$ defasada de um período e o PIB agropecuário *per capita*. As demais variáveis explicativas foram consideradas fracamente exógenas.

Tabela 1.4 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_0$

	MQO [a]		<i>WITHIN GROUPS</i> [b]		MMG – sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$P_{0,it-1}$	0,8836 (0,0358)	0,00	0,6147 (0,0603)	0,00	0,7234 (0,0892)	0,00
PIB_{it}	-0,02230 (0,0119)	0,06	0,0072 (0,0392)	0,85	-0,0658 (0,0265)	0,02
$Apos_{it}$	-0,0044 (0,0087)	0,61	0,0152 (0,3669)	0,67	-0,0055 (0,0091)	0,55
$Gini_{it}$	0,0929 (0,0520)	0,07	0,1491 (0,0765)	0,05	0,0585 (0,0859)	0,50
Ame_{it}	-0,1490 (0,0397)	0,00	-0,2367 (0,0811)	0,00	-0,2638 (0,0739)	0,00
$Pesdes_{it}$	0,0150 (0,0080)	0,06	0,0298 (0,0127)	0,02	0,0241 (0,0102)	0,02
<i>Const.</i>	0,2810 (0,1301)	0,03	-0,4791 (0,8569)	0,57	0,6209 (0,2137)	0,00
	F(6,193)=673,30 Prob>F=0,0000 R ² = 0,95		F(6, 174)= 43,93 Prob>F=0,0000		F(7, 22)= 25,06 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 200		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 9	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,004	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,620	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,283	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,615	

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0,1,2$. (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta \ln P_{0,it-1}$ e $\Delta \ln PIB_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Observe que na coluna [a] de todas as tabelas os valores dos coeficientes estimados da variável $\ln P_{k,it-1}$ para $k=0,1$ e 2 por MQO são de fato maiores do que os valores estimados na coluna [b] para essa mesma variável por *WITHIN GROUPS*. 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] em todas as tabelas mostram que essa característica é satisfeita.

Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos por MMG-sistema.

Tabela 1.5 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_t$

	MQO [a]		<i>WITHIN GROUPS</i> [b]		MMG – sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$P_{1,it-1}$	0,8787 (0,0357)	0,00	0,5984 (0,0610)	0,00	0,6977 (0,0997)	0,00
PIB_{it}	-0,0208 (0,0106)	0,05	0,0059 (0,0346)	0,86	-0,0615 (0,0240)	0,01
$Apos_{it}$	-0,0039 (0,0077)	0,60	0,0127 (0,0323)	0,69	-0,0046 (0,0088)	0,60
$Gini_{it}$	0,0782 (0,0460)	0,09	0,1286 (0,0675)	0,05	0,0450 (0,0775)	0,56
Ame_{it}	-0,1366 (0,0355)	0,00	-0,2178 (0,0716)	0,00	-0,2574 (0,0755)	0,00
$Pesdes_{it}$	0,0135 (0,0071)	0,05	0,0260 (0,0112)	0,02	0,0220 (0,0093)	0,03
<i>Const.</i>	0,1792 (0,1085)	0,10	-0,6610 (0,7575)	0,38	0,3837 (0,1772)	0,00
	F(6,193)=699,67 Prob>F=0,000 R ² = 0,95		F(19, 174)= 42,93 Prob>F=0,000		F(5, 19)= 270,59 Prob>F=0,000	
	Nº de obs: 200		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 9	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,003	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,645	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,264	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,601	

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0,1,2$. (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Os valores para o Teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta \ln P_{1,it-1}$ e $\Delta \ln PIB_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

A hipótese de persistência da pobreza rural parece se confirmar quando se verifica a significância estatística da variável $\ln P_{k,it-1}$, qualquer que sejam os índices P_0 , P_1 e P_2 . Além do mais, verifica-se que esta persistência é relativamente intensa, pois os coeficientes estimados (0,7234 para P_0 , 0,6977 para P_1 e 0,6751 para P_2) são de magnitudes elevadas. Esses resultados se encontram dispostos na coluna [c] de todas as tabelas. Isso indica que a pobreza rural é razoavelmente persistente embora não explosiva. De certa forma, esses resultados reforçam os argumentos de Caetano (2008) que foram apresentados na seção 2.

Tabela 1.6 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln P_2$

	MQO [a]		WITHIN GROUPS [b]		MMG – sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$P_{2,it-1}$	0,8752 (0,0357)	0,00	0,5860 (0,0616)	0,00	0,6751 (0,1089)	0,00
PIB_{it}	-0,0195 (0,0096)	0,04	0,0048 (0,0310)	0,87	-0,0577 (0,0219)	0,01
$Apos_{it}$	-0,0036 (0,0069)	0,60	-0,0109 (0,0290)	0,70	0,0038 (0,0086)	0,66
$Gini_{it}$	0,0674 (0,0413)	0,10	0,1129 (0,0604)	0,06	0,0361 (0,0711)	0,01
Ame_{it}	-0,1259 (0,0321)	0,00	-0,2019 (0,0642)	0,00	-0,2509 (0,0766)	0,00
$Pesdes_{it}$	0,0123 (0,0063)	0,05	0,0231 (0,0100)	0,02	0,0203 (0,0086)	0,03
<i>Const.</i>	0,1121 (0,0954)	0,24	-0,7614 (0,6809)	0,26	0,2161 (0,1694)	0,21
F(6,193)=721,17 Prob>F=0,000 R ² = 0,95		F(19, 174)= 42,28 Prob>F=0,000		F(5, 19)= 100,82 Prob>F=0,000		
Nº de obs: 200		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 16		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor-p		0,003		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor-p		0,66		
Teste de Hansen		Prob > chi2		0,26		
Teste de Sargan		Prob > chi2		0,59		

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0,1,2$. (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Os valores para o teste de-Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta \ln P_{2,it-1}$ e $\Delta \ln PIB_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Os benefícios de aposentadoria rural não apresentaram nenhum impacto significativo sobre a pobreza. Com efeito, os coeficientes estimados dessa variável na coluna

[c], em todas as tabelas, não foram significativos para os níveis usuais de significância independente da maneira como se mensura a pobreza. Isto posto, esse resultado vai ao encontro daqueles que argumentam que a seguridade rural não resolve definitivamente o problema da pobreza rural no Brasil.

Dentre os outros determinantes considerados que afetam a pobreza, o PIB agropecuário *per capita* e os anos médios de estudo contribuíram significativamente para a sua redução. As elasticidades estimadas para o efeito do PIB *per capita* na redução da pobreza foram, respectivamente, de 0,0658% para P_0 , de 0,0615% para P_1 e de 0,0577% para P_2 (valores na coluna [c] das Tabelas 1.4, 1.5 e 1.6).

Na mesma direção, os anos médios de estudo (Ame_{it}) também contribuíram para a queda da pobreza, porém com muito maior intensidade. De fato suas elasticidades foram, respectivamente, de 0,2638% para P_0 , de 0,2574% para P_1 e de 0,2509 para P_2 . Neste sentido, políticas públicas direcionadas para o aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aumento do PIB agropecuário *per capita*. Isso talvez possa ser explicado pelo fato dos pobres não se apropriarem em maior parte do crescimento econômico em função da alta concentração de renda.

De fato, a concentração de renda contribuiu para o aumento da pobreza, pois seu coeficiente estimado para o índice P_2 , apresentou sinal positivo e significativo (coluna [c] na Tabela 1.6). Neste caso, a concentração de renda parece afetar mais intensamente os mais pobres dentre os pobres, ou seja, aqueles indivíduos que estão mais distantes da linha de pobreza.

Esse resultado também corrobora o de Marinho, Linhares e Campelo (2007). A elasticidade estimada da concentração de renda no aumento da pobreza foi de 0,0361% para P_2 . Portanto, o efeito da concentração de renda no aumento da pobreza sobrepuja o efeito de sua diminuição como consequência do aumento do PIB agropecuário *per capita*.

O número de pessoas desocupadas acima de dez anos também apresentou correlação positiva e significativa para todos os índices que medem a pobreza. As elasticidades de impacto sobre ela foram, respectivamente, de 0,0241% para P_0 , de 0,0220% para P_1 e de 0,0203 para P_2 (coluna [c] nas Tabelas 1.4, 1.5 e 1.6). Era de se esperar que o aumento do número de pessoas desocupadas levasse evidentemente a um aumento da pobreza rural. Esse resultado, de certa forma, reforça a idéia de que as aposentadorias rurais podem desincentivar os indivíduos a procurar outros meios de obter renda tornando-os, assim, dependentes das mesmas.

Afinal, sabe-se que o comportamento dos trabalhadores no mercado de trabalho pode ser alterado pelo efeito do aumento de renda do não-trabalho dos membros de uma família. Ou seja, aumentos no valor da aposentadoria domiciliar podem influenciar o salário de reserva desses trabalhadores, fazendo com que esses se tornem mais seletivos com relação às propostas de emprego.

Adicionalmente, membros da família que recebem algum tipo de aposentadoria poderiam gerar certa dependência familiar dos filhos, netos, genros, irmãos e assim os efeitos esperados de redução da pobreza não são alcançados.

Augusto e Ribeiro (2006) verificaram que enquanto os aposentados da zona rural poderiam descansar e desfrutar da aposentadoria existe diversas pessoas na família (netos, filhos, entre outros) que encontram abrigo sob o benefício do idoso aposentado.

Talvez esse seja o motivo pela qual esses benefícios não influenciem significativamente a queda dos índices de pobreza durante o período analisado.

Os testes de especificação realizados para verificar a robustez do modelo foram os de autocorrelação dos resíduos de primeira e segunda ordem sobre os resíduos em primeira diferença, Δu_{it} . Os demais foram os testes de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos. Para todas as regressões estimadas, os resultados obtidos nas Tabelas 1.4, 1.5 e 1.6 mostram que os resíduos só apresentam correlação de primeira ordem. Os resultados dos testes de *Hansen* e *Sargan* apontam que não pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos utilizados foram válidos.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a dinâmica da pobreza rural no Brasil empregando metodologia de dados em painel. Em primeiro lugar, os resultados mostraram que a aposentadoria rural não tem impacto significativo na redução da pobreza, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que a seguridade social rural resolve significativamente a redução da pobreza. Outra característica obtida é uma intensa persistência da dinâmica da pobreza rural embora não seja explosiva.

Uma possível explicação para esses resultados seria que o valor do benefício rural *per capita* é insuficiente para retirar os indivíduos de uma família da pobreza. Uma outra explicação seria a criação de certa dependência familiar direta e indireta em torno daqueles que recebem a aposentadoria rural. De certa forma, o salário reserva dessas pessoas poderiam se elevar desincentivando a procura por trabalho formal.

Em relação aos outros determinantes, o crescimento do produto agropecuário *per capita* e o aumento dos anos médios de estudo têm contribuído para diminuição na pobreza qualquer que seja a medida de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Ressalte-se que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a pobreza decresce aproximadamente em 0,26%, enquanto para cada aumento de 1% do PIB agropecuário *per capita* a pobreza só decresce 0,06% quaisquer que sejam aqueles índices de pobreza. Neste sentido, políticas públicas direcionadas ao aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aquelas que influenciam apenas o crescimento do produto.

Portanto, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza com enfoque na educação, elemento que pode ser visto com grande importância para aumentos de produtividade e determinantes de crescimento de longo prazo.

Por outro lado, o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos de idade influencia de forma positiva o aumento da pobreza na região rural durante o período analisado. Para cada aumento de 1% dessa variável ocorre um aumento em média de 0,02% dos índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Isto mostra a importância de políticas públicas direcionadas a aumentar os postos de trabalhos nas regiões rurais, o que contribuiria para a redução da pobreza.

Por sua vez, a concentração de renda, medida pelo coeficiente de Gini, apresentou impacto positivo e significativo apenas para o índice de pobreza P_2 . Em assim sendo, observou-se que a concentração de renda afeta mais intensivamente os mais pobres dentre os pobres. Para cada aumento de 1% da concentração de renda na zona rural a pobreza dentre as pessoas mais pobres aumenta em 0,04%.

REFERÊNCIAS

AUGUSTO, H. A.; RIBEIRO, E.M. O idoso rural e os efeitos das aposentadorias rurais no domicílio e no comércio local: O caso de Medina, nordeste de Minas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15, 2006. **Anais...**Caxambú:ABEP, 2006.

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 5-28, 1995.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-52, 1995.

_____.; 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.

BARBOSA, A. F. O. Mercado de trabalho brasileiro pós-1990: mudanças estruturais e o desafio da inclusão social. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE EMPLEO, DESEMPLEO Y POLÍTICAS DE EMPLEO EM EL MERCOSURY LA UNION EUROPEA, 2004, Buenos Aires. **Anais..**Buenos Aires: Word Bank, 2004.

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

_____.; MENDONÇA, 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).

_____.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Education and Equitable Economic Development. **Revista Economia**, v. 1, p.111-144, 2000.

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.

BIRDSALL, N. Educação: O patrimônio do povo. In: SEMINÁRIO SOBRE DISTRIBUIÇÃO DE ATIVOS, POBREZA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TEORIA, EVIDÊNCIA EMPÍRICA E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS, Brasília. **Anais..**Brasília: UNB - Universidade de Brasília, 1998.

BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A.A.; MELLO, J.L. **Mudanças nas condições de vida dos idosos rurais brasileiros: resultados não-esperados dos avanços da seguridade rural**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1066).

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

CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Aposentadoria, pressão salarial e desemprego por nível de qualificação**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1115).

CAMPOS, M.M. Educação e políticas de combate à pobreza. **Revista Brasileira de Educação**, São Paulo, v.45, n. 24, p.183-191, set/dez., 2003.

CAETANO, M. A. **Previdência social e distribuição regional da renda**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008. 13 p. (Texto para Discussão, 1318).

DELGADO, G.; CARDOSO JUNIOR, J. C. **O idoso e a previdência social rural no Brasil: a experiência recente da universalização**. Brasília: IPEA, 2000. 28 p. (Texto para Discussão, 688).

DEININGER, K. and L. SQUIRE. “Measuring income inequality: a new data-base” **World Bank Economic Review**, v. 10, n.3, p. 565-91, 1996.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of economic growth**. v.7, n.1, p.195-225, 2002.

ESTRADA, C. **Deficiência na educação é a principal causa da desigualdade social no Brasil**. *Notadez*. nov, 2008. Disponível em: <http://www.saopaulo.sp.gov.br/sis/lenoticia.php>.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S.C. Previdência social e desigualdade: a participação das aposentadorias e pensões na distribuição da renda no Brasil – 1981 a 2001. In: Encontro Nacional de Economia, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.

FORMBY, J. P.; HOOVER, G. A.; KIM, H. Economic growth in the United States: comparisons of estimates based upon official poverty statistics and Sen's index of poverty. **Journal of Income Distribution**, 10, 6-22, 2001.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, n.3, p.761-766, May.1984.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, Cambridge University Press, v. 30, p.591-617, 1998.

HOFFMANN, R. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. **Revista Economia**. Julho 2005.

_____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2005. **Revista Econômica** v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil**. Nota Técnica. Agosto, 2006.

LANGONI, C. **Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973. 86p.

MANSO, C.A.; BARRETO, F.A.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre**. Série Ensaios Sobre Pobreza, N.6, LEP/CAEN, Fortaleza, 2006.

MACHADO, A. F. **Do changes in the Labour Market Take Families out of Poverty? Determinants of Exting Poverty in Brazilian Metropolitan Regions**. Brasília: Brasília: International Poverty Centre/PNUD, 2008 (Working Paper, n.44).

MACHADO, A. F.; HERMETO, AM; VIEGAS, M.; TOTINO, B. **Economia social – Mercado de Trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade**. Mimeo, Belo Horizonte: 2003.

MACHADO, A.F.; MELO, F.L.B. **Vulnerabilidade e a pobreza no mercado de trabalho em Belo Horizonte: uma análise a partir da PED**. In: As várias faces do mercado de trabalho. 1 ed. Belo Horizonte: Imprensa Oficial de Minas Gerais, v.1, p.79-99. 2006.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. **Anais**. CD-ROM XXXI Encontro Nacional de Economia. Porto Seguro, BA, 2003.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G.L. **Os impactos dos programas de transferência de renda na pobreza do Brasil ?** . Série Ensaio Sobre Pobreza, n.12, LEP/CAEN, Fortaleza, 2007.

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

NASCIMENTO, E. R. **Entendendo a previdência social no Brasil**. 8 p. Disponível em: <<http://www.esaf.fazenda.gov.br>>. Acesso em: 27 jun. 2008.

NEDER, H. D.; SILVA, J.L.M. Pobreza e Distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **Revista de Economia Rural**, v.42, n.03, p.469-486, jul/set, 2004.

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO – PUC-RIO. **A realidade brasileira**. Nota Técnica. Agosto, 2002.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. H. Linkages between growth, poverty and labour market. **Ensaio Econômico**, n. 639, p.44, 2006.

_____.;PERNIA, E. What is Pro-pobre Growth? **Asian Development Review**, 18. 2001.

KUZNETS, C.G. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, 45, pp.1-28 1955.

RAVALLION, M. Growth and Poverty: Evidence for Developing Countries in the 1980s. **Economics Letters**, v.48, p.411-417, 1995.

ic

_____.Pobreza *versus* crescimento. **Jornal Valor Econômico**, Rio de Janeiro, RJ, 23 maio 2001. Disponível em <<http://www.valoronline.com.br>> Acesso em: 13 de julho de 2008.

_____.;CHEN S. **Measuring Pro-Pobre Growth** World Bank, Policy Research Working Paper 2666. 2003.

RANIS, G.; STEWART, F. Crecimiento económico y desarrollo humano en América Latina. **Revista de la CEPAL**, Santiago de Chile, n. 78, p. 7-24, dic. 2002.

RIBAS, R. P., MACHADO, A. F., GOLGHER, A. B. **Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data**. Minas Gerais: UFMG/CEDEPLAR, 2006. 32p. (Texto para Discussão, 289).

ROCHA, S. Impacto sobre a Pobreza dos Novos Programas Federais de Transferência de Renda. In: Encontro Nacional de Economia, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.

_____. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 3ª ed, 2006.

SILVA JUNIOR, L. H. Pobreza na população rural nordestina: uma análise de suas características durante os anos noventa. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 26, p. 275-290, dez., 2006.

SILVA, M. O. S. A política pública de transferência de renda enquanto estratégia de enfrentamento à pobreza no Brasil. **Revista de Políticas Públicas**, v.7, n.2, p.233-253, abr, 2003.

SILVA, M. O. S. Os programas de transferência de renda na política social brasileira: superação ou regulação? **Revista de Políticas Públicas**, v.9, n.1, p.251-278, jan, 2005.

SILVEIRA NETO, R. Quão pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. X Encontro Regional de Economia do Nordeste, **Anais**. CD-ROM. Fortaleza, 2005.

SCHWARZER, H. **Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil: evidências empíricas de um estudo de caso no estado do Pará**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, 729).

SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. **Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e pobreza**. Brasília: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, 1.228).

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

TAFNER, P. **Brasil: o estado de uma nação**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. 152 p.

VILELA, A. I. **Capital Humano e Crescimento Econômico nos municípios do estado do Ceará – 1991 a 2000**. 46f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

VINHAIS, P; SOUZA, A. P. Pobreza Relativa ou Absoluta? A Linha Híbrida de Pobreza no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34, 2006. **Anais**..Salvador:ANPEC, 2006.

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.

WORLD BANK. **Combate à pobreza rural no Brasil: Uma estratégia integrada**. Brasil: World Bank, 2001a.

WORLD BANK. **World Development Report 2000/2001: Attacking poverty**. Washington: World Bank, 2001b.

CAPÍTULO 2

DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda em países em desenvolvimentos tende a ser menos igualitária do que nos países desenvolvidos. Esse fato é reconhecido pela literatura internacional e tem-se mostrado evidente desde o último século. Isso fica claro quando se compara qualquer indicador de desigualdade tradicional, como, por exemplo, o coeficiente de Gini.

No Brasil, a desigualdade de renda, por suas diferenças marcantes entre pobres e ricos, deu origem a diversas explicações peculiares que tentam analisá-la a partir de suas características específicas. O país configura-se como um território de sérios contrastes sociais, econômicos e com uma das mais elevadas taxas de desigualdade da América, associadas a elevados índices de pobreza.

O nível de renda *per capita* no Brasil não o qualifica como um país pobre no cenário internacional, já que, cerca de 40% dos países do mundo têm renda *per capita* inferior à brasileira. Contudo, apesar de ser relativamente rico, o Brasil é um país extremamente desigual (BARROS, *et al.*, 2000).

Os índices de desigualdade da economia brasileira cresceram na década de setenta e se mantiveram elevados até a metade da década de noventa. Essa situação começou a se alterar depois da implantação do Plano Real quando os índices de desigualdade começaram a apresentar redução. Apesar dessa queda recente, a desigualdade de renda brasileira permanece ainda bastante alta. A parcela da renda total apropriada pelo 1% mais rico da população é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres. Além disso, os 10% mais ricos se apropriam de mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda. Mesmo que a concentração de renda ainda esteja elevada, vale ressaltar que o período 2001-2004 apresentou as menores taxas de desigualdade de renda no Brasil desde a década de sessenta (KAKWANI, *et al.*, 2006).

O grande foco dos estudos de desigualdade no país tem sido sobre a existência histórica de profundos desníveis sociais nas condições de vida, e principalmente de renda entre os residentes das regiões brasileiras. Constata-se uma polarização particular entre as regiões sul-sudeste, onde está concentrada a maior parte da atividade industrial do país e, as regiões norte-nordeste, consideradas retardatárias do processo de desenvolvimento econômico brasileiro.

Conforme o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2006), a desigualdade de renda brasileira medida pelo coeficiente de Gini, caiu 4% entre 2001 e 2004, passando de 0,593 para 0,569. Embora à primeira vista essa taxa possa parecer modesta, em se tratando de uma medida de desigualdade representa uma queda substancial, pois, entre os 75 países para os quais há informações relativas à evolução da desigualdade de renda ao longo da década de 1990, menos de $\frac{1}{4}$ apresentou taxas de redução da desigualdade superiores à brasileira. Assim sendo, as expressivas desigualdades de renda no país não são aceitáveis e devem ser solucionadas com ações governamentais voltadas a atender aos grupos sociais mais carentes.

Nos diversos trabalhos que estudam a recente evolução da desigualdade de renda no Brasil, dentre os quais, Barros *et al.* (2007b), Hoffmann (2006) e Soares *et al.* (2007), ainda não há consenso sobre quais elementos formadores da renda são os maiores responsáveis pela sua redução. As principais hipóteses recaem, por exemplo, sobre os programas oficiais de transferências de renda e o mercado de trabalho.

É nesse contexto que surge a principal motivação e objetivo desse estudo: propõe-se realizar análise das contribuições de diferentes determinantes para a redução da desigualdade dos rendimentos no País, entre 1996 a 2005, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD.

A principal interrogação que se coloca em torno dessa questão diz respeito sobre quais são os determinantes que contribuíram para a queda da desigualdade no Brasil. Será que os programas de transferência de renda do governo federal ajudaram a diminuir a desigualdade? Ou será que alguns outros fatores determinaram de forma mais significativa a queda da desigualdade de renda no país?

Segundo Hoffmann (2007) ocorreu queda do índice de Gini da distribuição de renda brasileira de 0,5984, em 1998 para 0,5661 em 2005. A maior parte da redução do índice de Gini no período (66,0%) está associada ao rendimento de todos os trabalhos. O autor destaca que 23,7% da queda no índice foram devido aos rendimentos totais que inclui todas as transferências do governo.

Sem dúvidas, vários artigos mostram a diminuição da desigualdade de renda nos últimos anos no Brasil. Pode-se dizer que há menos consenso sobre os fatores que contribuíram para a diminuição dessa desigualdade nesses últimos anos.

Por exemplo, Schwartzman (2005, 2006), verificou que as políticas de transferência de renda apresentaram um impacto limitado tanto na redução da pobreza quanto da desigualdade no Brasil. Esse resultado ocorre tanto pelo pequeno volume dos recursos transferidos para

cada família, quanto pela má focalização dos gastos, ou seja, por problemas de gestão do programa.

As mudanças na estrutura demográfica e a relação que estas mantêm com a queda da desigualdade foram analisadas por Wajman, Turra e Agostinho (2007). Por outro lado, a importância do mercado de trabalho para explicar a queda na desigualdade foi estudada por Ulyssea (2007); Barros, Franco e Mendonça (2007a), e Sabóia (2007). Assim, há inúmeras pesquisas sobre as razões que levaram a esta redução.

O objetivo deste artigo é dar elementos de respostas a estas perguntas. Para isto, serão feitas: a análise da contribuição dos programas de transferência de renda do governo nas alterações das densidades do Coeficiente de Gini; e estimações que expliquem a desigualdade de renda. Espera-se que estas informações sirvam de subsídio para que se formulem decisões sobre os fatores que contribuíram para queda do índice de Gini no país durante 1996 a 2005.

Isto posto, para alcançar os objetivos acima descritos, inicialmente será utilizada as funções de densidade de *kernel*, ao longo do tempo no Brasil, para o coeficiente de Gini, com e sem as transferências governamentais. Por último, será estimado um modelo dinâmico para dados em painel, desenvolvidos por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell-Bond (1998). Nesse modelo, a variável dependente será: o coeficiente de Gini e as variáveis explicativas o coeficiente de Gini defasados em um período, produto interno bruto (PIB) *per capita*, anos de estudo, transferência de renda do governo, rendimentos do trabalho e impostos arrecadados pelo governo. Os dados utilizados nessa estimação foram obtidos nas PNADs, nas bases de dados do Ministério da Fazenda e do IPEADATA, no período de 1996 a 2005.

O artigo é composto por seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz um breve histórico da desigualdade brasileira, além de mostrar a sua relação com as transferências de renda do governo e outros determinantes. A seção 3 define e discute a base de dados. A quarta seção apresenta o modelo econométrico e os métodos de estimação empregados. A quinta seção analisa os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico. Por último, as conclusões são comentadas na seção 6.

2 DESIGUALDADE E SEUS DETERMINANTES

Verifica-se no Brasil em anos recentes, particularmente a partir de 2001, o declínio da desigualdade nesses últimos trinta anos (NERI, 2006).

Nesta mesma direção, Barros *et al.* (2007b) afirmam que entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, atingindo, em 2005 o nível mais baixo dos últimos anos. O coeficiente de Gini diminuiu quase 5% e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres reduziu-se em 20%. Essa redução

contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda *per capita*.

A Tabela 2.1, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda familiar *per capita*, para a economia brasileira e para as macro-regiões no período de 1996 a 2005. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6021 para 0,5693 no período analisado, o que significou uma redução de 0,0328 pontos, ou de 5,44%. É interessante observar que a queda na desigualdade não foi ininterrupta, pois, de 1999 a 2001, ocorreu uma elevação desse coeficiente.

Tabela 2.1 - Coeficiente de Gini – Brasil e Regiões – 1996 e 2005

Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte
1996	0,6021	0,6198	0,5628	0,5608	0,6009	0,5796
1997	0,6021	0,6168	0,5655	0,5554	0,5991	0,5869
1998	0,6002	0,6098	0,5664	0,5569	0,6026	0,5826
1999	0,5940	0,6049	0,5593	0,5624	0,5927	0,5649
2001	0,5960	0,6000	0,5683	0,5476	0,5980	0,5650
2002	0,5892	0,5947	0,5631	0,5296	0,5949	0,5642
2003	0,5829	0,5849	0,5575	0,5306	0,5806	0,5418
2004	0,5722	0,5828	0,5424	0,5225	0,5724	0,5387
2005	0,5693	0,5708	0,5433	0,5154	0,5773	0,5293
Diferença	-0,0323	-0,049	-0,0195	-0,0454	-0,0236	-0,0503

Fonte: elaborado pelo autor utilizando dados da PNADs.

A mesma tabela mostra que as regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. Em 1996, a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, seguida pela região Centro-Oeste. Em 2005, essa região apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Nordeste.

Vale ressaltar que nem todas as regiões apresentaram queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período analisado. A única região que apresentou sucessivas reduções na desigualdade foi o Nordeste. A região Sudeste, apesar da diminuição do Gini de 1996 para 2005, apresentou uma elevação nos anos de 1997, 1998 e 2001. As regiões Centro-Oeste, Sul e Norte também não apresentaram quedas ininterruptas da desigualdade.

Conforme Barros *et al.* (2007a), a desigualdade de renda no Brasil iniciou uma queda expressiva a partir de 2001. Analisando em 75 países a evolução do coeficiente de Gini durante a década de 1990, encontrou que o país reduziu a desigualdade entre os anos 2001 e 2004, numa velocidade superior à velocidade conseguida por um quarto destes países. No

entanto, afirmam que, caso a velocidade de queda da desigualdade no País se mantenha nesse nível, será necessário quase 25 anos para que a posição internacional do Brasil com relação à renda média dos 20% mais pobres se alinhe com a desses países, ou seja, serão necessárias mais de duas décadas para que a desigualdade brasileira se alinhe à dos demais países com o mesmo nível de desenvolvimento.

De fato, os resultados mostrados até agora e os estudos empíricos realizados, principalmente a partir de 1994, evidenciam que a desigualdade declinou no Brasil nos últimos anos. Depois de verificada essa redução alguns trabalhos na literatura nacional procuraram identificar quais os principais determinantes desta queda. As subseções a seguir irão abordar de forma mais detalhada esses determinantes.

2.1 Relação entre Desigualdade e os Programas de Transferências de Renda

O objetivo dessa subseção é relatar as evidências na literatura sobre os impactos dos programas de transferência de renda na redução das desigualdades e pobreza. Vários estudos trataram da relevância de programas de transferência de renda em países em desenvolvimento ou subdesenvolvidos. A princípio pode-se dizer que não existe consenso entre os pesquisadores sobre esses impactos.

Os autores Real e Oliveira (2006), utilizando modelo estático multidimensional de seleção adversa, verificaram as possíveis ineficiências dos programas de transferência de renda e o custo mínimo desses programas para diversos países. As conclusões dos autores sugerem que a determinação do programa ótimo depende do ambiente informativo. Se somente a desutilidade do trabalho não é observável, o monitoramento é a melhor opção para o governo. Mas na medida em que, nos países pobres os custos de monitoração são muito elevados, então a melhor opção é não fazer monitoração.

Skoufias e Maro (2006), por exemplo, verificaram por meio de painel dinâmico, as consequências do programa de transferência de renda no México na alocação de tempo entre lazer e trabalho para os adultos. Mostraram que o programa não promoveu mudança nos comportamentos dos adultos no que se refere à oferta de trabalho, ou seja, não se verificou de forma consistente uma ligação entre aumento do lazer e o programa. Assim, os autores destacaram a capacidade do programa em diminuir a pobreza e desigualdades no México.

Por outro lado, analisando esses programas de transferência de renda nos Estados Unidos, Enders e Hoover (2003) concluem que eles não têm efeito significativo sobre a pobreza. Ressaltam que na literatura internacional não é claro os impactos das transferências de renda às famílias pobres sobre a redução da pobreza e desigualdades. Nessa mesma perspectiva, Rector e Lauder (1995) afirmam que esses programas desestimulariam os pobres

a procurar emprego e os tornam dependentes das transferências. Portanto, as famílias escolheriam continuar na pobreza para receber os benefícios.

O trabalho de Soares *et al.* (2007), analisam esses programas de transferência de renda em três países latino-americanos: Brasil, Chile e México usando a decomposição do coeficiente de Gini por categoria de renda. Conclui que essas políticas contribuíram para redução da desigualdade nesses países nos últimos anos. No Brasil e no México, o impacto sobre a desigualdade equivale a 21% da queda de 2,7 pontos do Gini. No Chile, a contribuição foi de 15% de uma queda de 0,1 ponto do Gini.

O governo brasileiro adotou nos últimos anos políticas de transferência de renda com objetivo de combater a pobreza e desigualdades. O Brasil tinha quatro programas de transferência de renda até outubro de 2003. O primeiro criado em 1996, foi o *Programa de Erradicação do Trabalho Infantil* (Peti) focalizado nas crianças de 7 a 15 anos. O segundo foi o *Bolsa Escola*, criado em 2001, cuja contrapartida das famílias consistia na frequência à escola mínima de 85% no ano para crianças de 6 a 15 anos. O terceiro foi o *Bolsa Alimentação*, cujas contrapartidas eram aleitamento materno; exames pré-natais para gestantes; e vacinação das crianças. O quarto programa foi criado em 2003, o *Cartão Alimentação* que transferia R\$ 50,00 para famílias cuja renda *per capita* não alcançava meio salário mínimo (SOARES, *et al.*, 2007).

Em outubro de 2003 ocorreu a unificação dos programas de transferência de renda mensal a partir dos programas existentes, criando o programa *Bolsa Família*, inspirado pelo programa de renda mínima vinculado à educação, o *Bolsa Escola*. Os órgãos municipais de assistências sociais são os responsáveis em fazer a seleção dos beneficiários, ficando a parte administrativa a cargo do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome e as operações e pagamento sob responsabilidade da Caixa Econômica Federal (MEDEIROS, 2007).

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome – MDS (2008) o *Bolsa Família* beneficiou 10.830.580 famílias mensalmente no Brasil em 2008. Esse programa beneficia famílias cuja renda familiar *per capita* seja inferior a R\$ 60,00 mensais e famílias de gestantes, crianças e adolescentes de até 15 anos cuja renda *per capita* seja inferior a R\$ 120.

No entanto, vários trabalhos mostram que existem muitas controvérsias quanto à eficácia dessa política. Alguns autores afirmam que as transferências governamentais desincentivam os indivíduos pobres a procurar emprego e os tornam dependentes das transferências contínuas do governo. Por outro lado, outros estudos apontam para a eficácia desses programas.

Por exemplo, Medeiros, Brito e Soares (2007) afirmam que os programas de transferência de renda no Brasil contribuem para reduzir a pobreza e a desigualdade. Ressaltam ainda que não existe indicação de que as transferências afetem de modo substantivo a participação das famílias no mercado de trabalho. Verificou inclusive que a participação no mercado de trabalho aumenta entre os beneficiários.

Segundo Rocha (2006) embora esses programas apresentem problemas de focalização, ocorreu um aumento de cobertura no Brasil contribuindo para redução da pobreza e da indigência, o que corrobora os resultados de Kakwani, Neri e Son (2006). Esses últimos afirmam que esses programas no Brasil são responsáveis por uma fração pequena na queda da desigualdade de renda nos últimos anos.

Por outro lado, Marinho, Linhares e Câmpelo (2007) discordam desses resultados. Através de um painel dinâmico nos anos de 1996 a 2006 com dados das PNADs concluíram que essa política não apresentou impacto significativo sobre a pobreza no Brasil, mas que a queda da desigualdade teve forte impacto na redução da mesma.

Segundo Carvalho (2006) os principais argumentos contra tais programas são: i) a diminuição dos incentivos ao trabalho; ii) os aumentos dos incentivos à divisão das famílias; e iii) o reforço do espírito de dependência dos beneficiários em relação ao governo. Verificou que esses programas de transferências de renda tiveram crescimento exponencial após o ano de 2000 e uma diminuição dos demais serviços assistenciais em termos reais. Destaca que isso pode gerar uma maior probabilidade de corrupção e do uso político de concessão dessas bolsas, muito embora a tendência de universalização desses auxílios minimize esses problemas.

Em assim sendo, com o objetivo de se detectar alguma influência desses programas de transferência de renda sobre a desigualdade de renda no Brasil, construiu-se as funções de densidade *Kernel* para o coeficiente de Gini, para cada ano entre 1996 a 2005, levando-se em consideração a renda *per capita* familiar “com” e “sem” transferência de renda. Em outras palavras, procura-se verificar se a distribuição da desigualdade de renda, supondo que não haja transferência de renda do governo, apresenta alguma diferenciação daquela em que a renda familiar *per capita* incorpora essas transferências.

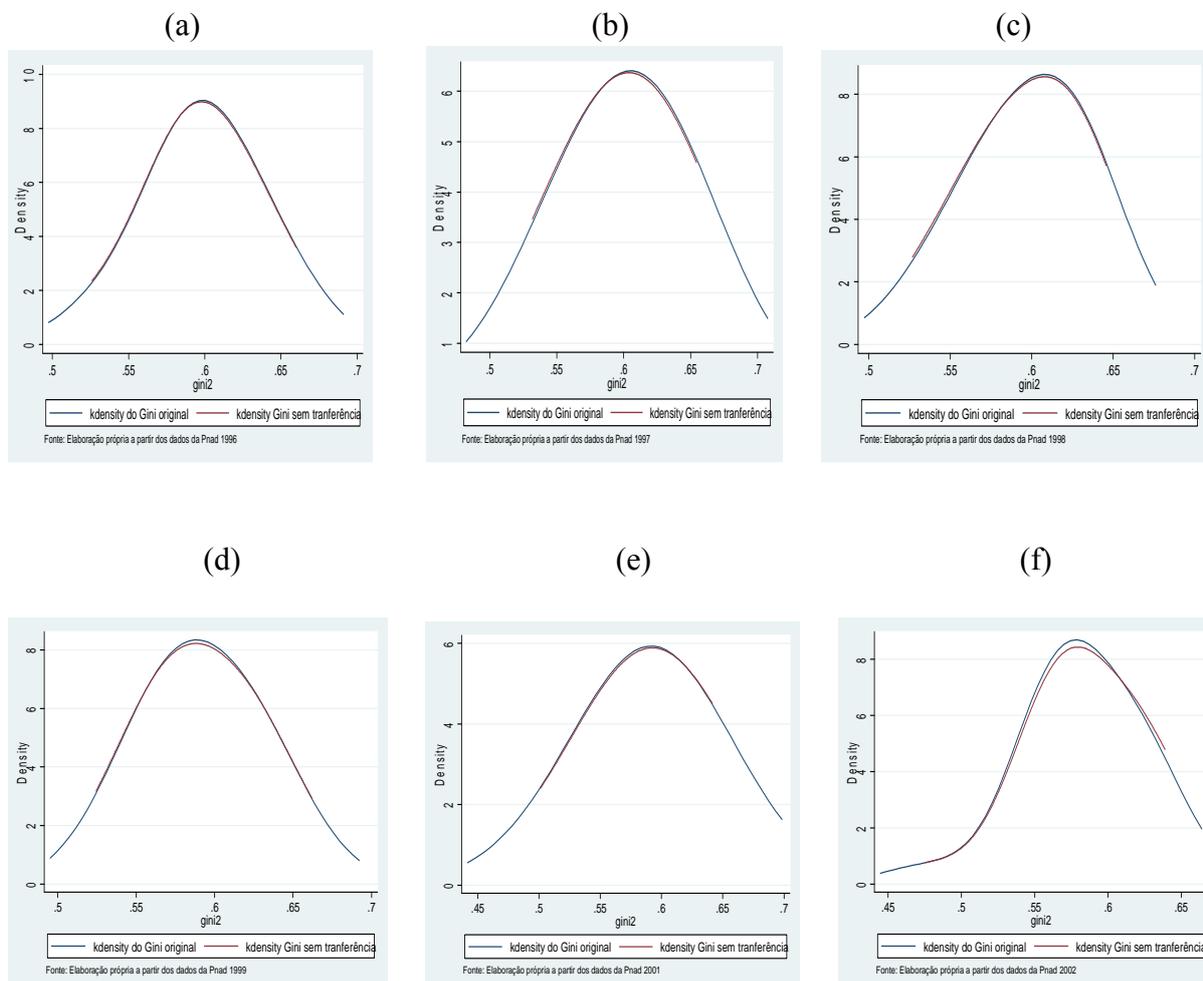
Conforme Silverman (1996) o estimador de *Kernel* divide os dados em intervalos, associando um número de observações n a cada intervalo h . Os intervalos são superpostos e as observações ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. A escolha do valor de *bandwidth*, h , afeta o número de observações incluídas na estimação de f em torno de cada ponto x do suporte da distribuição. Um pequeno valor de h implica que

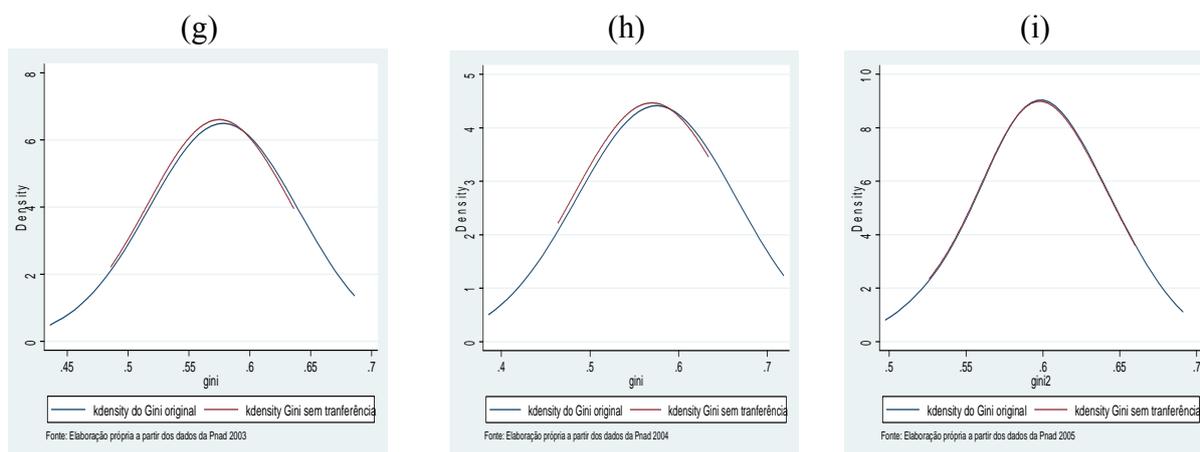
somente observações muito próximas de x são utilizadas para a estimação de $f(x)$. Como observações mais próximas a x apresentam maior chance de trazer informação a respeito do comportamento da densidade naquele ponto, a precisão do estimador de densidade deve aumentar com a diminuição da largura da janela, diminuindo o viés na estimação. Por outro lado, menos observações serão utilizadas para a estimação de $f(x)$, o que aumenta a variância do estimador.

Neste trabalho, tendo em vista o uso do núcleo gaussiano, o parâmetro de suavização ótimo sugerido mostrado por Silverman (1996) é dado por $h_{opt} = 1,06\sigma^{-1,5}$, em que σ é o desvio-padrão da distribuição gaussiana. Segundo Dinardo *et al.* (1996), é mais fácil suavizar com o olho do que o contrário. Em geral, as funções estimadas por esse método se mostram menos suavizadas quando h assume valores menores do que h_{opt} e não se alteram muito de formato quando o valor de h é maior do que h_{opt} .

Os Gráficos de 2.1(a) a 2.1(i) apresentam as distribuições empíricas estimadas da desigualdade de renda brasileira, medida pelo coeficiente de Gini para cada ano da amostra.

Gráfico 2.1 – Densidade de *kernel* do Gini no Brasil no período 1996 a 2005





Para tanto são apresentados dois tipos de gráficos considerando as seguintes situações: a) construção das distribuições de *Kernel* para a desigualdade de renda incorporando à renda dos indivíduos as transferências de renda governamentais e; b) construção das distribuições de *Kernel* para a desigualdade de renda sem essas transferências.

O ponto importante a ser observado nas densidades de *Kernel* estimadas é o fato de que todas essas densidades apresentam curvas com aparência unimodal.

De forma geral, pode-se visualmente dizer que as densidades estimadas estão praticamente sobrepostas para todos os anos da amostra, não apresentando diferenças visuais nos seus formatos. Isso parece um primeiro indício de que os programas de transferências do governo não afetaram as desigualdades de renda no país, embora essa evidência seja testada formalmente através do modelo econométrico a ser especificado na seção 4.

2.2 Relação entre Desigualdade e Crescimento Econômico

Crescimento econômico e desigualdade têm sido estudados por diversos autores, mas apesar disto não existe consenso do sinal desta relação. O principal objetivo desta subseção tem origem na literatura econômica que trata da forma como a desigualdade de renda afeta o crescimento econômico.

Alguns autores sugerem que a desigualdade pode estimular o crescimento, outros afirmam que a desigualdade poderia arrefecer o crescimento, enquanto um terceiro grupo afirma que este último não tem impacto sobre a desigualdade.

A relação entre a distribuição de renda e o processo de crescimento econômico já foi analisado por diversos autores. O vínculo entre esses dois fenômenos foi relatado de maneira clara por Kuznets (1955). O seu *insight* partiu de duas questões importantes acerca do crescimento econômico: (i) a desigualdade na distribuição de renda aumenta ou diminui à medida que ocorre o crescimento econômico? (ii) quais são os fatores que determinam a desigualdade de renda no

longo prazo? Essas questões, em geral, evidenciam a preocupação com o grau de desigualdade na distribuição de renda, cuja origem poderia estar associada ao crescimento econômico.

Com base na evidência de dados de séries de tempo, Kuznets (1955) apresentou a relação de “U invertido” entre a renda e desigualdade, onde afirma que no início do processo de crescimento, ocorre aumento da desigualdade. Após, o nível de renda *per capita* das economias ultrapassarem certo nível, a desigualdade começa a diminuir. Esse padrão ficou conhecido na literatura econômica como a curva de Kuznets. Este autor tinha em mente sociedades que transitavam das atividades rurais para as industriais. Inicialmente, alguns indivíduos se beneficiariam mais do que outros dos frutos da industrialização, até o momento em que ela fosse predominante na sociedade e a maioria pudesse se beneficiar dos seus resultados.

Existem diversos trabalhos que mostram evidências empíricas da curva de Kuznets, inclusive para o Brasil. Por exemplo, Salvato *et al.* (2006), realizam análise *cross-sections* para os municípios mineiros e seus resultados corroboram a hipótese de Kuznets. Em nível nacional, o trabalho de Barros *et al.* (2007c) verificou baixas evidências da hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros.

Chen e Wang (2001) analisando a relação entre pobreza, renda e a desigualdade na década de 90 na China, concluíram que a pobreza reduziu-se com o crescimento econômico e piorou com a concentração de renda. Neste estudo, a renda média dos 20% mais ricos aumentou mais do que a renda média total contribuindo para aumentar a concentração de renda.

Nessa mesma perspectiva, Galor e Tsiddon (1997) argumentam que existe uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Segundo os autores, um nível alto de desigualdade pode ser necessário para o crescimento deslanchar em uma economia menos desenvolvida.

Ao contrário, Aghion e Bolton (1992) afirmam que a desigualdade de renda afeta o crescimento devido às imperfeições no mercado de capitais que limita o acesso dos agentes mais pobres ao financiamento de atividades lucrativas. Assim, os indivíduos pobres ficam incapacitados de investirem em capital humano devido à restrição ao crédito, inibindo o crescimento.

Os resultados de Galor e Zeira (1993) corroboram os de Aghion e Bolton (1992) mostrando para que exista desenvolvimento econômico é necessário que o capital físico e o capital humano sejam complementares. Então, se os indivíduos pobres ficam incapacitados de investirem em capital humano devido à restrição ao crédito, ocorrerá redução do crescimento devido às desigualdades.

Na opinião de Panizza (2002), utilizando dados dos estados norte-americanos durante o período de 1940-1980, existe uma relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento econômico embora essa relação não seja robusta. O autor destaca que pequenas diferenças na medida de desigualdade, medida pelo o índice de Gini, pode resultar em grandes diferenças na relação estimada.

O trabalho de Barros (2000), baseado em dados em painel com uma amostra de 84 países, sugere que o impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento dependerá do nível de riqueza do país, embora os efeitos totais sejam fracos e a relação não seja robusta.

No Brasil, Ataliba, Neto e Tebaldi (2001), utilizando o método dos momentos generalizados, encontram que a concentração de renda gerou externalidades negativas para o Nordeste e prejudicou, assim, o crescimento do produto *per capita*.

Por sua vez, Bagolin e Ribeiro (2004), utilizando dados em painel no Rio Grande do Sul, para analisar o crescimento e a desigualdade, afirmam que somente o ano de 1970 foi consistente com a hipótese de Kuznets. Para 1980, não existe relação estatística alguma entre renda e desigualdade e para 1991 a relação é negativa. Quando são retirados os *outliers* da amostra, as estimativas para 1970 e 1991 têm formato de U-invertido.

Verifica-se que nos diversos estudos acima citados existe uma incessante busca em identificar as relações entre desigualdade e crescimento. A discussão sobre essa questão continua em aberto na literatura da área.

2.3 Relação entre Desigualdade e Renda do Trabalho

Neste item, busca-se referenciar a relação entre desigualdade e renda do trabalho através de artigos na literatura nacional e internacional. Normalmente, esses artigos utilizam de modo sistemático a renda familiar do trabalho, isto é, a remuneração derivada do trabalho de todos os membros da família. Para o Brasil a maioria desses estudos demonstra que a maior parcela na queda da desigualdade de renda nos últimos anos se deve a mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho.

Por exemplo, Hoffmann (2006) utilizando a metodologia de decomposição da variação para o índice de Gini no Brasil, estimou que no período 2002-2005 a variação desse índice foi de -0,0185, verificando que 69% dessa variação está associada ao rendimento de todos os trabalhos e 31,4% ao crescimento das rendas de transferências do governo.

Nessa mesma perspectiva, Barros, Franco e Mendonça (2007a) estimando a contribuição da expansão no capital humano nas quedas do grau de desigualdade de

remuneração do trabalho e do grau de desigualdade de renda familiar *per capita*, concluem que entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho declinou no Brasil contribuindo com cerca da metade para a queda da desigualdade de renda familiar *per capita*.

Na mesma linha, Azevedo e Foguel (2007), através da decomposição da desigualdade dos rendimentos do trabalho no Brasil, para o período compreendido entre 1995 e 2005, verificaram que quase todas as medidas de desigualdade mostraram uma redução da concentração dos rendimentos do trabalho. Ressaltam que o efeito preço desempenhou o papel mais importante para explicar a queda recente na desigualdade de rendimentos do trabalho.

Segundo Barros, *et al.* (2007b), entre os determinantes responsáveis pelo declínio recente da desigualdade brasileira, as mudanças na distribuição da renda do trabalho explicam cerca de 1/3 da queda observada na desigualdade, embora essa renda represente mais de 3/4 da renda total.

2.4 Relação entre Desigualdade e Tributação

De forma geral os trabalhos na literatura nacional sobre esse tema confirmam a hipótese de que a carga tributária no Brasil representa um fator que atua no sentido de manter, quando não de aprofundar, os níveis de desigualdade social do país.

Por exemplo, Viana *et al.* (2001) estudando as relações entre desigualdade e arrecadação tributária no Brasil não encontram nenhuma relação de causalidade e nem afirmam categoricamente que a tributação se constitui no principal fator para explicar a concentração de renda no país. No entanto, são enfáticos ao afirmarem que o sistema tributário brasileiro da forma como está estruturado é um dos fatores a contribuir para a manutenção do quadro de distribuição desigual da renda, e, portanto, dos níveis de pobreza e de indignidade.

Nessa mesma perspectiva, Rocha (2006) mostra que o nível ótimo da carga tributária no Brasil é em torno de 25% do PIB, a partir do qual a carga tributária passa a deprimir o crescimento de longo prazo prejudicando a distribuição de renda.

Por sua vez, Silveira (2004), avaliando os impactos das transferências governamentais e tributação no Brasil com dados da POF (Pesquisa de orçamento familiar), chega a conclusões bem interessantes. Suas estimativas verificaram que os maiores impactos situam-se na tributação indireta, pois esta eleva o nível de desigualdade mostrando-se

altamente perversa aos mais pobres e diminuindo a já precária participação dos pobres na renda global.

Recentemente, Conde (2008) afirma que o sistema tributário mais justo deve ser progressivo e não regressivo como é atualmente. Salaria que os impostos indiretos (aqueles embutidos nos preços dos produtos e serviços) são um dos principais potencializadores da desigualdade brasileira. Os pobres pagam proporcionalmente três vezes mais ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadoria e Serviços) que os ricos. Enquanto estes últimos desembolsam em média 5,7% de ICMS, os pobres pagam 16% do mesmo imposto.

2.5 Relação entre Desigualdade e Educação

Em vários trabalhos, o investimento em capital humano tem-se mostrado cada vez mais importante como um dos fatores determinantes da redução da desigualdade. Os países desenvolvidos já tinham percebido há bastante tempo que esta variável era relevante para o aumento da produtividade do trabalhador. Isso implicava em aumento de rendimento dos trabalhadores ajudando a reduzir as desigualdades existentes.

A expressão capital humano aparece no trabalho de Schultz (1960, 1961) estudando as situações das nações subdesenvolvidas. O autor afirma que aumento no bem-estar dos pobres não dependia da terra, dos equipamentos ou da energia, mas sim do conhecimento. Portanto, a educação tem como função precípua desenvolver habilidades e conhecimentos objetivando o aumento da produtividade e maiores ganhos de habilidades cognitivas. Afinal, quanto maior for o grau de produtividade maior será a cota de renda que a pessoa receberá e melhor será sua posição social contribuindo para reduzir as desigualdades.

Krueger (1968) analisou os fatores relevantes na explicação da desigualdade nos EUA em relação a alguns países subdesenvolvidos. Os resultados mostraram que 50% da desigualdade foram explicados pela educação.

De forma geral, os estudos sobre a relação entre desigualdade de renda e educação, destacam que no Brasil a desigualdade é em grande parte resultado da péssima distribuição educacional existente, tanto em termos pessoais como entre grupos de indivíduos com características similares. No país os ricos têm acesso à educação mais qualificada que os pobres, contribuindo assim para uma sociedade mais desigual.

Por exemplo, o estudo de Langoni (1973) para o Brasil que analisa o processo de geração das desigualdades de renda no mercado de trabalho mostra que o nível educacional,

idade, gênero, setor de atividade e região de residência são determinantes dos diferenciais de salários.

Já Enrenberg e Smith (2000), afirmam que o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade, que por sua vez, eleva o nível de salário real. Dessa forma as regiões que possuem maior estoque de capital humano tendem a apresentar um salário médio superior às das demais localidades. Além da elevação do salário, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento desta região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e propagação de novos conhecimentos e habilidades.

Nesta mesma linha de raciocínio, Queiroz (1999) ressalta que a variável educação tem maior capacidade de explicar as diferenças no rendimento dos indivíduos entre as regiões ao longo do tempo. A concentração do estoque de capital humano tende a beneficiar as cidades mais desenvolvidas (mais educadas formalmente) em detrimento dos municípios mais atrasados (menos educados) gerando um diferencial cada vez maior dos salários entre as regiões.

Segundo, Martins (2000), a educação contribui para a redução da desigualdade. Para isto é necessário que os sistemas educacionais consigam preparar os alunos para um bom desempenho no mercado de trabalho. De outra maneira, é preciso impor que os financiamentos da educação tragam bons resultados, tanto em termos de competência adquiridas pelos alunos quanto em termos do seu sucesso no mercado de trabalho.

Já Menezes Filho (2001) estudou indivíduos entre 25 e 55 anos de idade no Brasil. Seu estudo mostra a importância da educação como mecanismo de declínio da desigualdade de renda. Constatou que os retornos econômicos à educação no Brasil estão entre os mais elevados do mundo embora venham declinando ao longo do tempo.

Essa mesma análise é confirmada no trabalho de Berni (2007) para o nordeste do Brasil. Ele concluiu que os retornos médios da educação ajudam a reduzir as desigualdades de renda. Entretanto, essa contribuição tem declinado nos últimos anos.

3 BASE DE DADOS

A maioria das variáveis utilizadas ou foi construída ou diretamente extraída das PNADs para o período de 1996 a 2005². Os dados se referem aos estados brasileiros, considerando apenas as regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste³.

² A PNAD não foi realizada no ano de 2000. Em assim sendo, calculou-se as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001 para compor os dados do ano de 2000.

As PNADs até 2004 não identificam os beneficiários dos programas de transferências de renda do governo federal destinados às famílias pobres dentro dos domicílios, nem faz a distinção entre rendas recebidas desses programas e rendimentos de aplicações financeiras. Assim sendo, para calcular o valor das transferências construiu-se um filtro para esta rubrica selecionando as pessoas cuja renda *per capita* familiar fosse igual ou menor do que meio salário mínimo vigente no ano. Supõe-se que esse resíduo represente a renda advinda de todas as transferências de renda do governo, pois é de se esperar que os indivíduos selecionados por meio desse filtro não devem ter rendimentos de aplicações financeiras. A correlação estimada entre essa variável e a desigualdade irá responder se as transferências impactam ou não a desigualdade de renda.

A variável renda familiar *per capita* é obtida dividindo-se o rendimento total da família pelo número de componentes. É essa a variável que é utilizada para construir o coeficiente de Gini para cada estado em cada ano da amostra. Para se calcular o coeficiente de Gini ordena-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população à fração acumulada da renda e através dela calcula-se o índice para cada unidade da federação.

A variável renda do trabalho corresponde à renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas. A análise apresentada na subseção 2.3 concluiu que o aumento da renda do trabalho contribui para a queda da desigualdade de renda. Portanto, o sinal do parâmetro estimado dessa variável no modelo econométrico especificado na seção seguinte deve ser negativo.

Para construir uma *proxy* para a carga tributária, somaram-se todos os impostos e contribuições federais administradas pela Receita Federal do Brasil mais o ICMS extraído da base de dados do Ministério da Fazenda. De acordo com o que foi discutido na subseção 2.4, espera-se que essa variável contribua para elevar a desigualdade de renda. Em assim sendo, o sinal esperado do coeficiente estimado dessa variável no modelo econométrico da seção seguinte deve ser positivo.

A variável educação utilizada é a média de anos de estudo dos residentes dos estados brasileiros. Os vários artigos apresentados na subseção 2.5 mostraram que a educação em geral contribui para diminuir a desigualdade de renda. Dessa forma, a correlação entre a desigualdade e a educação deve ser negativa.

Vale ressaltar que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2005 utilizando o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) tendo como base o ano de 2005.

³ Os estados da região Norte foram excluídos da amostra porque as PNADs até o ano de 199- não incluíam as informações da zona rural dessa área geográfica.

Além disso, foi usada a variável Produto Interno Bruto dos estados – PIB *per capita* – extraídos do IPEADATA a preços constantes do ano base de 2005. O sinal estimado do parâmetro dessa variável no modelo deve ser negativo. Pois, quanto mais rico seja o estado, maiores as externalidades positivas sobre os que nele residem. Se isso é verdade, o efeito pode vir a diminuir a desigualdade.

4 MODELO ECONOMETRICO

De forma a verificar a relação entre a desigualdade de renda e seus determinantes num painel dinâmico, utilizam-se os estimadores do método de momentos generalizado (MMG-sistema) desenvolvido nos trabalhos de Arellano-Bond (1991); Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond(1998).

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 entre a desigualdade de renda e seus determinantes é investigada, por meio do seguinte modelo de regressão para dados em painel:

$$\ln[Gini_{it}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[Gini_{it-1}] + \beta_2 \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \ln[Ame_{it}] + \beta_4 \ln[Transf_{it}] + \beta_5 [\ln Rent_{it}] + \beta_6 \ln[Im post_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde, a variável coeficiente de $Gini_{it}$ é a medida de desigualdade de renda; PIB_{it} é o Produto Interno Bruto *per capita*; Ame_{it} são os anos médios de estudo dos indivíduos; $Trasnf_{it}$ são as transferências do governo federal; $Rent_{it}$ é a renda do trabalho dos indivíduos; $Im post_{it}$ são os impostos e contribuições federais mais o ICMS; η_i são os efeitos aleatórios não observáveis dos indivíduos e ε_{it} representa os distúrbios aleatórios. As variáveis do modelo (1) são definidas em logaritmo natural em que o subscrito i representa o estado e t o período de tempo.

Conforme Ahn e Schmidt (1995), esse modelo possui 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 $\forall t \neq s$. Há também a hipótese padrão relativa às condições iniciais $Gini_{it-1}$: $E[Gini_{it-1} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$.

O trabalho de Arellano-Bond (1991) destaca que ocorrem dois problemas econométricos ao estimar o modelo (1) 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, $Gini_{it-1}$, 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 para 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 maneira de solucionar esses problemas, Arellano-Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (1) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta \ln[Gini_{it}] = & \beta_1 \Delta \ln[Gini_{k,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[Ame_{it}] + \beta_4 \Delta \ln[Transf_{it}] + \beta_5 \Delta \ln[Rent_{it}] + \\ & \beta_6 \Delta \ln[Impost_{it}] + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

onde, para qualquer variável $\ln y_{it}$, $\Delta \ln y_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it-1}$. Note que na equação (2), $\Delta \ln Gini_{it-1}$ e $\Delta \ln \varepsilon_{it}$ são correlacionados e, assim sendo, estimadores de MQO para seus coeficientes serão viesados e inconsistentes. Portanto, faz-se necessário utilizar variáveis instrumentais para $\Delta \ln Gini_{it-1}$.

As hipóteses adotadas na equação (1) implicam que as condições de momentos $E[\Delta \ln Gini_{it-s} \Delta \ln \varepsilon_{it}] = 0$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\ln Gini_{it-s}$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, como instrumentos para equação (2).

As demais variáveis explicativas podem ser classificadas 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.

Conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador MMG-diferenciado não consistente e enviesado para painéis com T pequeno.

Assim sendo, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propõem 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. Esse sistema é denominado método dos momentos generalizado-sistema (MMG-sistema). Daí surge o método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. 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 $E[\Delta \ln Gini_{k,i2} v_i] = 0$, para $i = 1,2,3,\dots,N$, então as variáveis explicativas em diferenças e $\Delta \ln Gini_{k,it-1}$, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e $\Delta \ln Gini_{k,it-1}$.

As estimativas do MMG-sistema apresentadas na próxima seção resultam 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. O estimador utilizado foi proposto por Arellano e Bond (1991) em dois passos. Na primeira etapa, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nos estados e ao longo do tempo. No segundo estágio, os resíduos obtidos na primeira etapa são utilizados 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.

Por fim, como forma de testar a robustez e consistência do modelo, Arellano e Bond (1991) sugere dois tipos de testes. O teste de Sargan utilizado com o objetivo de verificar a validade dos instrumentos. A falha em rejeitar a hipótese nula indicará que os instrumentos são robustos. Além disso, como se supõe, inicialmente, que o erro ε_{it} não seja autocorrelacionado, é feito um teste de correlação serial de primeira ordem e outro de segunda ordem sobre os resíduos em primeira diferença, $\Delta \varepsilon_{it}$. Espera-se que esses erros sejam correlacionados em primeira ordem e não autocorrelacionados em segunda ordem.

5 RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRICO

Nesta seção apresentam-se os resultados da estimação do modelo (1) que relaciona a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini e seus determinantes.

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

Os testes efetuados no modelo MMG-sistema revelam que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. Os testes de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos são satisfeitos. Por último, incluem-se ainda os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. Note-se que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é essencial para a consistência do estimador MMG-sistema. O teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem.

Na Tabela 2.2 são apresentados os principais resultados das regressões do modelo (1). A estimação feita por MMG-sistema na coluna [c] utilizou como endógenas as variáveis PIB *per capita* e coeficiente de Gini defasada em um período. As outras variáveis consideradas estritamente exógenas.

Na coluna [a], o modelo foi estimado por MQO, obtido para um total de 189 observações, englobando todos os Estados Brasileiros. Com exceção do coeficiente do PIB *per capita* que se revela insignificante, as demais variáveis apresentam sinais significativos conforme esperado, exceto o sinal das transferências do governo (Transf) que apresentou sinal positivo. Contudo, esses estimadores são enviesados e inconsistentes como já discutido anteriormente. De fato, observa-se que seus coeficientes são maiores do que os valores estimados na coluna [b] para a variável defasada $Gini_{t,it-1}$ por *WITHIN GROUPS*.

A forma a analisar o desempenho dos estimadores MMG-sistema, baseia-se na comparação das estimativas para o coeficiente da variável defasada $Gini_{t,it-1}$, obtidas por meio desse método, e aquelas encontradas por métodos alternativos cujas propriedades são conhecidas em modelos de painel dinâmico. Como discutido na metodologia, as estimativas de MQO e *WITHIN GROUPS* são enviesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limite superior e inferior para o coeficiente β_1 . O valor encontrado por MMG-sistema para essa variável na coluna [c] na Tabela 2.2 indica que essa

condição foi atendida. Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos.

Na coluna [c], no modelo MMG-sistema, o coeficiente da variável dependente defasada apresentou um valor altamente significativo relativamente mais baixo do que o estimador MQO, confirmando a expectativa da persistência da desigualdade de renda no Brasil. Entretanto, a magnitude e o sinal do parâmetro estimado dessa variável indicam que o crescimento da desigualdade de renda é não explosivo. De fato, o gráfico 2.2 mostrou que, apesar do declínio, a desigualdade de renda no Brasil é persistente durante o período analisado.

Tabela 2.2 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln Gini$

	MQO [a]		WITHIN GROUPS [b]		MMG –Sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$Gini_{t,it-1}$	0,7869 (0,0521)	0,00	0,35 (0,0715)	0,00	0,6914 (0,1117)	0,00
PIB_{it}	-0,0096 (0,0091)	0,29	-0,0180 (0,0168)	0,28	0,0298 (0,0289)	0,31
Ame_{it}	-0,0247 (0,0139)	0,07	-0,0826 (0,0360)	0,02	-0,0596 (0,0266)	0,03
$Transf_{it}$	0,0034 (0,0017)	0,05	-0,0081 (0,0021)	0,00	0,0015 (0,0036)	0,67
$Re nt_{it}$	-0,0171 (0,0056)	0,00	0,0056 (0,0179)	0,75	-0,0272 (0,0086)	0,00
$Im post_{it}$	0,0147 (0,0041)	0,00	-0,0194 (0,0111)	0,08	0,0130 (0,0041)	0,00
$Const.$	0,1662 (0,0804)	0,04	-0,2923 (0,4470)	0,51	-0,0015 (0,1323)	0,99
	F(6,182)=119,80 Prob>F=0,0000 R ² = 0,79		F(6, 162)= 32,71 Prob>F=0,0000		F(5, 20)= 41,08 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 189		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 9	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,003	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,199	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,597	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,669	

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 e (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-Sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta \ln Gini_{t,it-1}$ e $\Delta \ln PIB_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Nesse estudo, a variável transferência de renda ($Transf_{it}$) apresentou coeficiente insignificante, ou seja, esses programas parecem não estar contribuindo para diminuição da desigualdade de renda no Brasil. Esse resultado está de acordo com a idéia de que as transferências de renda do governo não modificam as distribuições de renda, como já foi discutido na segunda seção.

De certa forma, esse resultado corrobora com o trabalho de Marinho, Linhares e Câmpelo (2007). Segundo os autores, os programas de transferências de renda no Brasil não contribuem para reduzir a pobreza e os indivíduos que recebem renda desses programas não possuem incentivos para buscar outros meios de obter renda, tornando-os assim, dependentes dos programas. Assim, os indivíduos poderiam estar condicionados a permanecer na pobreza para continuar recebendo esses benefícios. Outra explicação apresentada é direcionada a gestão desses programas que provavelmente não estariam sendo destinada a quem de fato precisa. De todo modo, os resultados mostram que esses programas não alcançam os resultados na redução da pobreza e desigualdades.

Verifica-se a existência de uma relação negativa entre desigualdade de renda e anos médios de estudos, significativa em todos os modelos estimados, colunas [a], [b] e [c]. Por exemplo, na coluna [c] o coeficiente foi de -0,0596. Desta forma, corroborando com diversos autores tais como Shultz (1961), Enreberg e Smith (2000), afirmam que o aumento no número de estudos dos indivíduos desenvolve habilidades e conhecimentos elevando produtividade. Isto permite as pessoas adquirir salários mais elevados, diminuindo as desigualdades de renda e pobreza. Assim, políticas públicas educacionais de qualidade parecem apresentar impactos significativos na redução da desigualdade.

A relação estatisticamente não significativa entre o PIB *per capita* e desigualdade, permite concluir que o aumento do crescimento econômico não contribuiu na redução da desigualdade.

Observa-se na coluna [c] a relação negativa e significativa entre Renda do Trabalho (Re_{nt}_{it}) e desigualdade de renda, apresentando elasticidade de 0,0272%. Assim sendo, corrobora-se com diversos autores, entre esses, Barros, Franco e Mendonça (2007a), afirmando que remuneração do trabalho contribui para queda da desigualdade em renda no Brasil.

No presente estudo, identificou-se uma relação positiva, e estatisticamente significativa, entre a arrecadação de impostos e desigualdade de renda com elasticidade de 0,013% na coluna [c]. Este resultado corrobora os argumentos de Silveira (2004), de que a tributação eleva o nível de desigualdade, mostrando-se altamente perversa aos mais pobres,

diminuindo a já precária participação dos pobres na renda global. Tal como no estudo de Rocha (2006), que obtêm um nível ótimo de carga tributária do Brasil em torno de 25% do PIB, mostra que a partir deste valor os impostos passam a deprimir o crescimento prejudicando a distribuição de renda. Como se sabe a carga tributária brasileira é superior a esse percentual.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a desigualdade de renda no Brasil utilizando metodologia de dados em painel utilizando o método dos momentos generalizados em sistema (MMG-Sistema). Dessa forma, foi possível amenizar problemas econométricos, que afetam a maioria dos trabalhos nesta área, como endogeneidade das variáveis explicativas.

Com respeito às densidades de *kernel* estimadas, os resultados mostraram que a distribuição do coeficiente de Gini não variou ao longo do tempo. Os resultados com e sem transferência do governo estão praticamente iguais, não apresentando diferenças nos formatos.

Conclui-se, em primeiro lugar que as transferências de renda não afetam a dinâmica da desigualdade de renda no período, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que esses programas contribuem para reduzir as desigualdades.

De acordo com os resultados no modelo econométrico, pode-se ver que a variável educação é o principal determinante da desigualdade de renda *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a desigualdade decresce aproximadamente em 0,06%. Assim sendo, é fundamental a orientação e formulação de políticas públicas para redução da desigualdade com enfoque na educação.

Em relação aos outros determinantes da desigualdade, o produto interno bruto *per capita* não teve impactos na desigualdade. Isso pode talvez ser explicado pelo baixo crescimento do PIB *per capita* durante o período. Outra explicação seria que os pobres não conseguiram se apropriar do crescimento do PIB. Esse resultado, talvez seja pelo fato da desigualdade brasileira ser muito elevada durante o período analisado e o pequeno crescimento econômico ocorrido nas últimas décadas não privilegiou os mais pobres. Qualquer que seja a explicação ela deve ser analisada em pesquisas posteriores.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável renda de todos os trabalhos. Verifica-se que para cada aumento de 1% dessa variável a desigualdade decresce em 0,02%. Esses resultados corroboram com a literatura nacional, tais como Barros, Franco e Mendonça (2007a) os quais encontraram que a desigualdade de

rendimentos do trabalho contribui na queda da desigualdade em renda familiar *per capita* no Brasil nos últimos anos.

A variável impostos arrecadados apresentou sinal positivo e significativo, contribuindo para aumentar a desigualdade de renda no Brasil. Observa-se que para cada aumento de 1% na arrecadação a desigualdade eleva-se em 0,01%. Em assim sendo, a redução de impostos, por meio de política fiscal eficiente contribuiriam na redução da desigualdade de rendimentos no Brasil.

REFERÊNCIAS

AHN, S. C., SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 5-28, 1995.

ATALIBA, F.; NETO P.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste Brasileiro. CENEC, **Estudos Econômicos**, n. 037, 2001.

AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. **European Economic Review**. v.36, p.603-611, 1992.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**. v. 68, p. 29-52, 1995.

_____.: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.

AZEVEDO, J.P.; FOGUEL, M.N.; Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1995-2005. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulysea, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.27, pp. 343-364. 2007.

BAGOLIN, I.P.; GABE, J.; RIBEIRO, E.P. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. UFRS. (Textos para Discussão, 20) 2004.

BERNI, H. A. de A. **Evolução dos determinantes da desigualdade de rena salarial no Nordeste**. 2007. 48 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

BARROS, P. R.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulysea, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.28, pp. 371-400. 2007a.

_____.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b. 23 p. (Texto para Discussão, 1253).

_____.;GOMES, F. A. R. **Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros?** *Ibmec SP Working Paper – WPE-28*,2007.

Disponível em <http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101>. Acesso em 25 fev. 2008c.

_____.; MENDONÇA, R.; HENRIQUES, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n.42, p.123-142, 2000.

BARROs, R.J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, 5:5-32 March. Pp.285-313, 2000

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

CARVALHO JR, P. H. **Análise do Gasto da União em Ações Assistenciais ou Focalizado na População Pobre e em Benefícios Previdenciários de Fortes Impactos Sociais: 1995-2004**. Brasília: IPEA, nov. 2006. (Texto para Discussão, 1236).

CHEN, S.; WANG, Y. **China's growth and poverty reduction: recent trends between 1990 and 1999**. World Bank Working Paper. 2001.

CONDE, K. **Pobres pagam mais impostos que os ricos no Brasil**. 2008. Disponível em: <<http://vilasucesso.vilamulher.com.br/materia/financas/>> Acesso em: 03 out. 2008.

DINARDO, J., FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. **Econometrica**, 64(5): 1001-1044, 1996.

ENDERS, W.; HOOVER, G. A. The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis, **Applied Economics**, v. 35, 1063-1071, 2003.

ENRENBURG, R.G; SMITH, R.S. **A moderna economia do trabalho – Teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, p 319-409, 2000.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility, and economic growth. **American Economic Review**. v.87. p.363-382, 1997.

_____.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **The Review of Economic Studies**, v. 60(1), n. 202, Jan. 1993.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica** v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.

_____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre 1997 e 2005. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulyseia, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.15, pp. 17-40. 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Ago. 2006.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. **Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience**. Brasil: Pnud, n. 2006 (Working Paper).

KUZNETS, C.G. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v.45, p.1-28 1955.

KRUEGER, A. Factor Endowments and Per Capita Income Differences among Countries. **The Economic Journal**, v.78, n.311, p. 641-659, 1968.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

MARINHO, E.; LINHARES, F; CÂMPELO, G.; **Os programas de transferências de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?** Fortaleza: UFC/CAEN, 2007. (Série Ensaio sobre a pobreza, n. 12). Disponível em: <<http://www.caen.ufc.br/lep.htm>>.

MARTINS, P.S.; PEREIRA, P. T. **Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from Fifteen European Countries**. 44p. Universidade Nova de Lisboa, 2000. Disponível em:<<http://www.iza.org/en/papers>. Acesso em: 28 outubro 2008.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. Relatórios e Estatísticas. Disponível em: < http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/menu_superior> Acesso em: 03 out. 2008.

MEDEIROS, M.; BRITO, T. SOARES F. **Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: contribuições para o debate**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, 1283).

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

NERI, M. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social**. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (Ensaio Econômico, 637).

PANIZZA, U. Income inequality and economic growth: evidence from American data. **Journal of Economic Growth**, 7, pp.25-41, 2002.

REAL, P.; OLIVEIRA, M. **Poverty alleviation programs: monitoring vs. workfare**. Munich: Munich personal Repec Archives, 2006. (MPRA paper, 913).

QUEIROZ, B. L. **Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais**. (dissertação de mestrado) UFMG. Belo Horizonte. mai. 1999.

RECTOR, R.; LAUDER, W. **America's Failed \$5.4 Trillion War on Poverty**, The Heritage Foundation, Washington DC, 1995.

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

SABOIA, J. O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. In: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulyseia, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.32, pp. 479-498. 2007.

SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; JUNIOR, A. F. A. **Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os Municípios de Minas Gerais –**

1991/2000. *Ibmec MG Working Paper – WP33*, 2006. Disponível em <<http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp33.pdf>>, acesso em 25 fev. 2008.

SCHULTZ, T.W. Capital formation by education. **Jornal of political economy**, v.68, p. 571-583, dez, 1960.

_____. Investment in human capital. **American Economic Review**, v.51, 68, p.17-68, 1961.

SILVERMAN, B. W. **Density estimation for statistics and data analysis**. Chapman and Hall, London; New York, 1996.

SILVEIRA, F.G. **Impactos das transferências governamentais e da tributação na distribuição de renda no Brasil – considerações sobre o documento gasto social do governo central: 2001 e 2002, da secretaria de política econômica do ministério da fazenda**. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. (Ensaio políticas sociais – acompanhamento e análise, 01).

SOARES S.; OSÓRIO, R. G.; SOARES, F.V.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. **Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México: impactos sobre a desigualdade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, 1293).

SCHWARTZMAN, S. **Education-oriented social programs in Brazil: the impact of Bolsa Escola**. Paper submitted to the Global Conference on Education Research in Developing Countries (Research for Results on Education), Global Development Network. Prague: IETS - Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade 2005.

_____. Redução da desigualdade, da pobreza, e os programas de transferência de renda. IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade 2006.

SKOUFIAS, E.; DI MARO, V. **Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty**. Washington DC: World Bank, 2006. (World bank policy research work papers, 3973).

ULYSSEA, G. **Segmentação no Mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica**. Rio de Janeiro, 2007 (Texto para Discussão, n. 1261). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>>. Acesso em: 20 out 2008.

VIANA, S. W.; MAGALHÃES, L. C.G.; SILVEIRA, F. G.; TOMICH, F. A.; **Tributação e desigualdade social no Brasil**. Rio de Janeiro, IPEA, 2001. Disponível em: <http://www.fase.org.br/projetos/vitrine/admin/Upload/1/File/Proposta88_89/werneck_vainna_e_outros.PDF>. Acesso em: 03 nov. 2008.

WAJMAN, S.; TURRA, C. M.; AGOSTINHO, C. S. Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. *In*: Paes de Barros, R.; Foguel, M. N.; Ulyssea, G. (eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente** – v. I. cap. 14, pp. 423-442, 2007.

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.

CAPÍTULO 3

CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONCENTRAÇÃO DE RENDA: SEUS EFEITOS NA POBREZA NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

Os governos por meio de políticas de desenvolvimento têm como principal meta o aumento do bem-estar da população. Certamente, entre os vários objetivos, a redução da pobreza ocupa lugar de destaque. Principalmente, considerando que apesar do aumento da capacidade em gerar riqueza de certas economias, a incidência da pobreza se mostra um fenômeno persistente.

Conforme Rocha (2006) mesmo nos casos bem sucedidos de crescimento econômico, fica evidente que taxas adequadas de expansão do produto não necessariamente beneficiam todos os indivíduos de uma determinada sociedade. São evidentes tanto as dificuldades dos países ricos em eliminar redutos remanescentes de pobreza, como as crescentes desigualdades sociais resultantes do processo de expansão econômica nos países em desenvolvimento.

A relação entre mudanças na renda e desigualdade sobre a redução da pobreza vem se destacando nos últimos anos em decorrência da constatação de que em diversos países do mundo as questões relativas à pobreza não foram equacionadas como resultado do crescimento econômico.

Por exemplo, Cline (2004) estudando diversos países da década de 90, concluiu que em muitos desses ocorreu declínio da pobreza, dado o crescimento econômico obtido. No entanto, existem países que, mesmo sem passar por significativo crescimento econômico, conseguiram reduzir a pobreza. Em assim sendo, verifica-se que somente o crescimento econômico não é capaz de explicar alterações na pobreza. Portanto, a desigualdade de renda passa a ocupar um lugar de destaque como fator importante no estudo da pobreza.

Chen e Wang (2001) investigaram a pobreza e a desigualdade na China nos anos 90. Eles decompõem a variação da pobreza em variação devido ao crescimento econômico e a variação devido à mudança na desigualdade. Concluem que o crescimento econômico beneficiou mais os ricos, especificamente, verificaram que apenas a renda média dos 20% mais ricos cresceu mais do que a renda média geral. Destacam a importância da desigualdade de renda na redução da pobreza.

Barros e Mendonça (2001), por exemplo, verificou que no Brasil a incidência de pobreza é maior do que a maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante. Eles concluem que a desigualdade de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente ineficiente na redução da pobreza, isto é, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que apresentam o mesmo nível de renda.

Se qualquer variação da pobreza é consequência ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos), cabe ponderar a importância de cada efeito na variação da pobreza. Estudos recentes têm procurado explicar quais fatores estão influenciando a elasticidade renda-pobreza e desigualdade-pobreza.

Por exemplo, Ravallion e Chen (1997) estimaram, para uma amostra de países em desenvolvimento, a elasticidade renda da pobreza (medida pelo número de pessoas com renda abaixo da linha de pobreza de 1 dólar por dia), chegando ao valor de -3, ou seja, para cada 1% de aumento na renda média, há uma redução da proporção de indivíduos com renda abaixo da linha de pobreza em 3%. Entretanto, há países que conseguem alterar o quadro interno de pobreza sem conhecerem grandes taxas de crescimento econômico.

Bourguignon (2002) estima a elasticidade renda-pobreza para um conjunto de países aproximando a distribuição de renda pela distribuição log-normal. Ele mostra que, quanto maior a renda média e menor a concentração maior é a elasticidade.

Em relação à evidência empírica nacional, Marinho e Soares (2003) estimaram a elasticidade da renda média sobre a pobreza nos estados brasileiros durante o período de 1985 a 1999. Concluem que quanto maior a renda média, maior o valor absoluto da elasticidade e quanto maior a concentração menor o valor absoluto da elasticidade. As maiores elasticidades da renda sobre a pobreza foram nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro.

Resultados semelhantes foram encontrados por Hoffmann (2004), com outra metodologia considerando a distribuição de renda domiciliar *per capita* na forma log-normal, para determinar as elasticidades da pobreza no Brasil em 1999 e os resultados são comparados com aqueles obtidos por Marinho e Soares (2003). Verificou-se que as duas estimativas mostram padrão de variação entre estados muito semelhante.

Salvato *et al.*, (2007) investiga a relação entre crescimento, pobreza e desigualdade a partir de dados dos municípios brasileiros e mensura as elasticidades da redução da pobreza em relação ao crescimento econômico e à taxa de variação da desigualdade de renda, além de testar a existência de efeito de interação não-linear entre o crescimento e a desigualdade inicial, buscando avaliar a hipótese de que quanto mais desigual menor seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza. Encontram que, entre as grandes regiões, a maior

elasticidade crescimento da redução da pobreza foi verificada no Sudeste. Entre os estados destaca-se o caso de São Paulo. Além disso, observou-se uma correlação negativa entre o módulo da elasticidade e a desigualdade inicial, ou seja, quanto maior o Gini inicial menor a redução da pobreza provocada pelo crescimento econômico, corroborando a hipótese de Bourguignon (2002). Os resultados apontam também para uma correlação negativa entre a elasticidade da redistribuição e o Gini inicial.

No entanto, essas questões não foram totalmente elucidadas, pois, conforme Barreto (2005) ainda não se tem um consenso de quais são as relações entre pobreza, crescimento e desigualdade. Assim sendo, é extremamente importante determinar qual o efeito que cada um desses fatores tem sobre a pobreza.

A determinação dessas elasticidades é fundamental para auxiliar as políticas de crescimento e redistribuição de renda, tendo em vista que a redução da pobreza é influenciada tanto pelas alterações no crescimento econômico quanto pela diminuição da desigualdade, como afirma Cline (2004).

Em assim sendo, o objetivo do presente trabalho é analisar o impacto de variações no crescimento econômico e na desigualdade de renda sobre as alterações da pobreza no Brasil. Uma vez que somente o crescimento não é capaz de explicar alterações do quadro de pobreza, considera-se também a desigualdade de renda como fator complementar no estudo sobre pobreza, buscando avaliar a hipótese de Bourguignon (2002) que quanto mais desigual for o país menor seria a efetividade do crescimento econômico em reduzir a pobreza. Para verificar esses efeitos estimam-se as elasticidades da incidência da pobreza com relação à renda e à desigualdade.

Essas elasticidades são estimadas utilizando-se um modelo econométrico dinâmico para dados em painel, desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover(1995) e Blundel-Bond(1998). Nesse painel, as unidades de análise serão os estados brasileiros e o período de tempo compreende os anos de 1995 a 2005.

O artigo é composto por sete seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz uma revisão na literatura nacional e internacional da relação triangular entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade, além de fazer breve histórico da desigualdade brasileira. A seção 3 define teoricamente as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza. A quarta seção discute a base de dados. A quinta seção apresenta o modelo econométrico, seus métodos de estimação e análise dos resultados. Por último, as conclusões são comentadas na seção 7.

2 A RELAÇÃO TRIANGULAR ENTRE POBREZA, CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE

Essa seção apresenta uma revisão da literatura sobre a relação triangular existente entre pobreza, crescimento econômico e a desigualdade de renda. A interação entre essas três variáveis dá as condições necessárias para se diagnosticar em que magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactam a redução da pobreza.

Borguignon (2002) descreve com clareza o que ele chama de “triângulo pobreza-desigualdade-crescimento”. Segundo o autor, existe uma relação entre essas três variáveis. Em seu artigo assume-se a log-normalidade da distribuição de renda e atribui-se as mudanças na pobreza a dois fatores: a) efeito crescimento: ocorre por meio de uma mudança proporcional em todos os decis de renda, mas não há, necessariamente, mudança na renda relativa e b) efeito distributivo: ocorre mudança na distribuição de renda relativa.

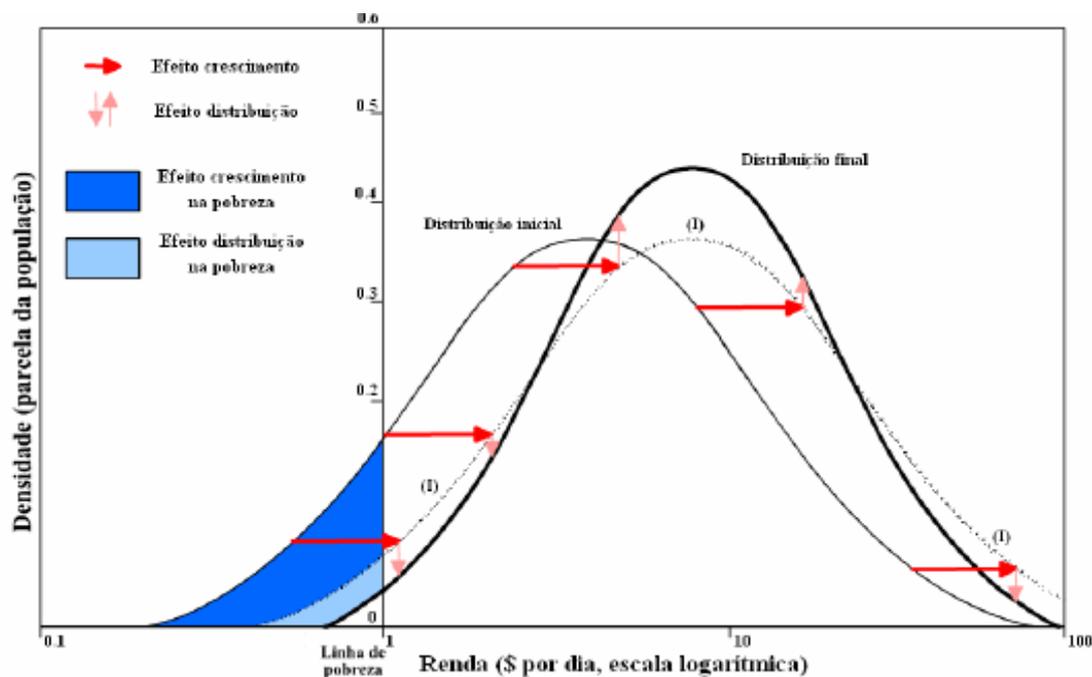
Dessa maneira, pode-se mostrar que mudanças na pobreza podem decorrer tanto do crescimento econômico (caracterizado pelo aumento da renda média) quanto da melhora da desigualdade de renda.

As curvas do Gráfico 3.1 mostram as densidades de distribuição de renda, ou seja, o número de indivíduos em cada nível de renda esta última representada no eixo horizontal em escala logarítmica. O deslocamento da distribuição inicial para a final ocorre por meio de um passo intermediário, que é a translação horizontal da distribuição inicial para a curva (I). Esta mudança representa um aumento igualmente proporcional de todas as rendas na população, correspondendo ao efeito crescimento.

Isto posto, a mudança ocorre em função de um deslocamento da densidade da distribuição de renda para a direita. Considerando que z seja a linha de pobreza, pode-se verificar que houve queda no número de indivíduos pobres. Esta queda na proporção de pobres deve-se exclusivamente ao efeito crescimento.

Já o movimento da curva (I) para a distribuição final ocorre mantendo-se a renda média constante e alterando-se a distribuição de renda relativa, correspondendo ao efeito distribuição. Assim, sem haver mudança na renda média da população, o nível de pobreza caiu. Isso se deu função da queda na desigualdade de renda. Ou seja, com a diminuição da concentração de renda, houve uma queda no número de pessoas abaixo da linha da pobreza.

Gráfico 3.1 – Decomposição da Variação da Pobreza em Função do Crescimento Econômico e Distribuição de Renda



Fonte: Borguignon (2002)

Essa relação foi denominada por Borguignon (2004) de “triângulo pobreza-desigualdade-crescimento”. A partir de então, vários estudos foram desenvolvidos para identificar e mensurar a relação existente entre os impactos do crescimento e da desigualdade de renda na pobreza.

2.1 Pobreza *versus* crescimento econômico

Vários trabalhos empíricos nacionais e internacionais estudam as relações entre crescimento econômico e pobreza. De forma geral parece consenso entre os pesquisadores de que para se estudar a redução da pobreza dois fatores são fundamentais: a taxa média de crescimento e o nível inicial da desigualdade de renda.

Por exemplo, Kraay (2004) realiza a decomposição de variância da pobreza para verificar a importância do crescimento econômico na sua redução utilizando uma amostra de países em desenvolvimento, durante os anos de 80 e 90. Sua análise conclui que variação no índice de pobreza é atribuída ao crescimento da renda média, e, assim, políticas e governos que promovam o crescimento econômico seriam essenciais para o bem-estar dos mais pobres.

A relação entre crescimento e redução da pobreza pode-se medir por meio de elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se essa elasticidade é elevada, políticas

públicas de combate a pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda.

Ravallion e Chen (1997) estimam as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade com base de dados em 45 países. Os resultados mostram que em países de baixa desigualdade, se o nível de renda eleva-se em 1%, ocasionaria numa redução da pobreza em 4,3%. Já nos países em que a desigualdade é elevada, a diminuição da pobreza seria de 0,6%. Concluem que o crescimento tem pouco efeito sobre a pobreza. No entanto, se a desigualdade diminuir em decorrência do crescimento, o efeito será negativo.

Em outro estudo Ravallion (2001), verificou que a elasticidade crescimento da pobreza é bem maior naqueles países que combinaram crescimento com alguma redução da desigualdade. Isto aponta que a metodologia de estimação de uma elasticidade crescimento-pobreza deve ser controlada pelo componente redistributivo da renda. Como exemplo, Ravallion (2005) estima a taxa de crescimento pró-pobre para China e Índia para a década de 1990 e encontra que ocorreu mudança na distribuição de renda desfavorável aos pobres para esses países, de modo que essa taxa foi menor que a taxa ordinária de crescimento da renda no período analisado. Esse resultado reproduz uma *growth incidence curve* com inclinação positiva para os níveis de renda mais elevados. Por outro lado, a estimativa da taxa de crescimento pró-pobre foi ainda positiva, indicando uma queda da pobreza absoluta.

Chen e Wang (2001) estudaram a relação entre pobreza, renda e a desigualdade na China nos anos 90. Concluíram que a pobreza foi reduzida pelo crescimento econômico e a concentração de renda contribuiu para aumentá-la. Verificaram também que o aumento da renda média beneficiou relativamente os ricos, ou seja, constataram que apenas a renda média dos 20% mais ricos aumentou mais do que a renda média total. Assim sendo, evidenciaram que a concentração da renda reduz o efeito do crescimento sobre a pobreza.

Para Stewart (2000) a taxa de crescimento de 1% do PIB promove 0,21% de redução da pobreza no Zâmbia, enquanto a mesma variação promove uma redução de 3,4% na pobreza na Malásia. Essa diferença em reduzir a pobreza é devido às desigualdades distintas entre essas regiões.

Nesta mesma linha, Deininger e Squire (1996) analisando a relação entre o efeito potencial do crescimento econômico na diminuição da desigualdade em uma amostra com vários países, encontram que diferentes níveis de desigualdade têm distintas implicações no crescimento econômico e esse é negativamente relacionando com a pobreza.

Utilizando uma amostra de 84 países e 241 taxas de crescimento entre 1996 e 2000, Son (2004) mostrou que em 95 dos casos o crescimento econômico contribuiu para a redução da pobreza. Nos casos restantes, ou a taxa de crescimento foi negativa ou não se pôde estabelecer qualquer conclusão devido à ambigüidade encontrada na amostra.

A literatura no Brasil tem apresentando alguns trabalhos neste mesmo tema. Por exemplo, Hoffmann (1995) encontrou redução da pobreza na década de 1970 com elevadas taxas de crescimento da renda e relativa estagnação da desigualdade. Nos anos de 1980 ocorreu aumento da pobreza e desigualdade com descontrole inflacionário.

Em outro estudo, o referido autor, encontrou que um aumento de 1% no rendimento domiciliar *per capita* no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor absoluto dessa elasticidade cresce com o rendimento e decresce com o aumento da desigualdade (HOFFMANN, 2005).

Marinho e Soares (2003), com dados de 26 estados brasileiros, no período de 1985 a 1999, utilizaram um procedimento metodológico que permitiu decompor a variação na pobreza decorrente da mudança na renda média e também de alterações na concentração de renda, medida pelo coeficiente de Gini. Os resultados mostram que em todos os estados no Norte o efeito da concentração de renda superou o efeito da renda. Assim sendo, o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza. De forma geral, segundo eles quanto maior a renda média, maior o valor absoluto da elasticidade e quanto maior a concentração menor o valor absoluto da elasticidade.

Manso, Barreto e Tebaldi (2005), utilizando dados da PNAD de 1995 a 2004, buscaram evidenciar as relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza. Nesse trabalho os autores aprofundam a discussão do problema do desequilíbrio regional brasileiro por meio da avaliação do impacto do crescimento econômico sobre a pobreza. Para tanto, utilizam diversas medidas de pobreza e realizam a decomposição das fontes de sua redução. A análise conduzida permite isolar os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda na redução da pobreza em cada região do país. Os resultados obtidos mostram que os componentes de crescimento da renda média e de distribuição de renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados brasileiros.

Os resultados mostrados até aqui de certa forma reforçam as evidências de que políticas de combate à pobreza por meio do crescimento são mais eficientes quando acompanhadas da redistribuição de renda.

2.2 Pobreza *versus* desigualdade

Esse item investiga na literatura a relação existente entre pobreza e desigualdade. De certa forma, muitos autores afirmam que a proporção de pobres numa região diminui quando se tem política de crescimento econômico combinadas com redistribuição de renda.

A desigualdade de renda é um componente importante no debate sobre a pobreza. A pobreza é um problema mundial que aflige a sociedade moderna e vem sendo discutido por vários estudos. Ela persiste apesar do crescente estoque de riqueza material no mundo. Sua extensão e gravidade são demonstradas por meio do número de pobres presente em todos os países. De fato, desigualdade e pobreza caminham juntas.

Ravallion (2005) mostra para um conjunto de países subdesenvolvidos uma relação não-linear entre a elasticidade crescimento–pobreza e o nível de desigualdade no período inicial. O autor afirma que o crescimento econômico terá pouco efeito sobre os pobres se não for capaz de reduzir a desigualdade. Estima que o crescimento da ordem de 1% poder reduzir a pobreza em 4,3% nos países com baixa desigualdade da renda. No entanto, em países com estado de elevada desigualdade da renda, a mesma taxa de crescimento de 1% possibilita uma diminuição somente de 0,6% na proporção de pobres.

Portanto, um dos fatores que influencia a taxa de redução da pobreza, dado o mesmo nível de taxa de crescimento, é a mudança na distribuição de renda. Isso também é verificado por Datt e Ravallion (1992) utilizando metodologia de decomposição medem a variação da pobreza ao efeito crescimento e efeito redistribuição. Assim, modelos que pretendem estimar a elasticidade crescimento da redução de pobreza devem incorporar a variação do nível de desigualdade de renda como variável explicativa, para que a elasticidade crescimento não incorpore mudanças de distribuição durante o período de análise.

Conforme Bourguignon (2004) redução da desigualdade de renda é um instrumento importante na redução da pobreza, e que o crescimento econômico pode não ser um elemento tão necessário. Resultados semelhantes foram encontrados no Brasil por Barros, Henriques e Mendonça (2001). Esses autores ressaltam que a desigualdade na distribuição de renda é responsável pelo fato de o crescimento econômico ser relativamente menos eficiente do que poderia ser na redução da pobreza, ou seja, o efeito do crescimento sobre a redução da pobreza é menor no Brasil de que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda.

No Brasil, existem alguns trabalhos que buscam explicações plausíveis para conexões entre pobreza, crescimento e desigualdade. Segundo Rocha (2006), apesar de a pobreza no País vir persistindo durante várias décadas, foi somente após a solução do problema inflacionário que os problemas sociais, como a diminuição da desigualdade, passaram a ser colocados como objetivos prioritários. Esse fato, de certa maneira, justifica a baixa produção de artigos que estudem o triângulo pobreza – crescimento – desigualdade no Brasil.

Para Barreto (2005), a redução da pobreza pode ser alcançada de forma rápida quando um país em crescimento apresenta uma distribuição de renda menos desigual. Portanto, a implantação de políticas públicas para a redução da desigualdade, além de resolver o problema em si, ainda pode atingir indiretamente outras metas de política econômica como o aumento do crescimento e a redução da pobreza.

De forma geral, a literatura aponta existir queda significativa nos índices de pobreza numa região, quando se tem crescimento econômico juntamente com políticas que promovem diminuição da desigualdade de renda. Esses dois efeitos contribuem para elevar a renda média da população mais pobre, tendo como consequência redução da pobreza.

Por exemplo, Rocha (2006) afirma que a proporção de pobres no Brasil se reduz em cerca de dois pontos percentuais no período que vai de 2001-2004. Segundo a autora, a redução da proporção de pobres que ocorre nos primeiros anos desta década foi determinada por diversos fatores, cujo impacto é diferenciado entre as regiões, entre os quais se tem mudanças distributivas no rendimento do trabalho e expansão dos benefícios assistenciais.

Consoante a autora, a persistência da pobreza no Brasil é em grande parte devido à desigualdade existente. Afirma que a pobreza pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição, porém, existe consenso de que a redução da desigualdade de renda deve ser enfatizada. Isso porque o crescimento da renda sem redução da desigualdade significa transferir para um horizonte futuro a eliminação da pobreza no país.

De fato, a queda na pobreza embora em níveis bastante elevados é verificada através dos dados da Tabela 3.1 que mostra a proporção de pobres (P_0), do Brasil no período de 1995 a 2005. Esse indicador foi de 0,4028 em 1995 e que caiu para 0,3601 em 2005, o que significou uma redução de -0.0427 pontos.

Tabela 3.1 - Índice de Pobreza do Brasil – 1995 a 2005

Anos	P_0	Anos	P_0
1995	0.4028	2001	0.3948
1996	0.3979	2002	0.3833
1997	0.3934	2003	0.3983
1998	0.3880	2004	0.3841
1999	0.3980	2005	0.3601
Diferença		-0.0427	

Fonte: elaborado pelo autor com base nos dados das PNADs.

Portanto, a análise desse indicador mostra de fato que houve redução da pobreza no Brasil durante o período 1995 a 2005.

2.3 Crescimento *versus* desigualdade

A relação crescimento econômico *versus* desigualdade tem sido analisada na literatura levando em consideração as causalidades existentes entre essas variáveis. Muitas questões associadas a essas variáveis, como a desigualdade é gerada e como se reproduz por meio do tempo ou como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam. Para Diniz (2005), ocorre uma relação de dupla causalidade entre essas variáveis.

A hipótese de Kuznets (1955) do “U invertido” é o ponto de partida nessa vertente e considera que primeiramente, a desigualdade aumentaria com o início do desenvolvimento econômico ocorrendo quando a economia se movimenta da área rural em direção à industrialização (transferência da forma de trabalho do setor menos produtivo para o mais produtivo). Posteriormente, a desigualdade diminuiria quando a maioria dos trabalhadores estivesse trabalhando no setor mais produtivo.

Assim sendo, a política de desenvolvimento poderia ser resumida à promoção do crescimento econômico e, este, por fim, promoveria a redução da desigualdade. Tendo-se a renda elevada e melhor distribuída, o problema da pobreza seria resolvido.

Segundo Barreto (2005), vários estudos analisam o impacto da desigualdade sobre o crescimento econômico. Alguns modelos mostram que a desigualdade pode tanto prejudicar o crescimento como também estimulá-lo.

Por exemplo, Alesina e Rodrik (1994) estabelecem que a causalidade entre crescimento e desigualdade se baseia em três fatos: (a) os gastos governamentais e política tributária redistributiva seriam negativamente relacionados devido a seus efeitos perversos sobre a acumulação de capital; (b) As alíquotas dos impostos tenderiam a ser proporcionais à renda e os benefícios dos gastos públicos seriam ofertados igualmente a todos os indivíduos, implicando que os níveis de gastos e impostos preferidos seriam inversamente relacionados à sua renda; e (c) a carga tributária escolhida pelo governo ser aquela escolhida pelo eleitor mediano e esse conjunto de fatores implicaria menor acumulação de capital e por extensão menor crescimento.

Ainda na concepção de que desigualdade seria prejudicial ao crescimento tem-se os argumentos de Stewart (2000), a saber: (a) elevada desigualdade provoca instabilidade política, incerteza, menores investimento e crescimento; (b) alta desigualdade ocasiona política tributária redistributivas populista, efeitos de desincentivos e menor crescimento; e (c) maior desigualdade influência os grupos mais ricos, os quais pressionam por tratamento

tributário preferencial, levando ao excesso de investimentos em determinadas áreas e à redução do crescimento.

Ademais, existem aqueles que consideram que a desigualdade possa estimular o crescimento econômico. Por exemplo, Bourguignon (1981) argumenta sua idéia baseada na propensão a poupar diferente entre ricos e pobres, ou seja, a propensão a poupar dos ricos é maior que a dos mais pobres e isso implicaria uma tendência de que a taxa de investimento fosse mais elevada em economias em que a desigualdade é maior, possibilitando de certa forma, um crescimento mais rápido.

Ao contrário, outros autores, como por exemplo, Barro (2000), Lopez (2004), não encontram relação entre desigualdade e crescimento econômico e verificam que a taxa de investimento não depende significativamente da desigualdade.

Algumas informações da desigualdade de renda no Brasil no período de 1995 a 2005 são mostradas na Tabela 3.2. Estas informações são o índice de Gini, a razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 40% mais pobres (40-10+), a razão entre a renda apropriada pelos 20% mais ricos e os 20% mais pobres (20-20+), a razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 10% mais pobres (10-10+), a renda real domiciliar *per capita* (Renda) e a porcentagem de pobres/linha de pobreza.

Verifica-se nesta tabela que a renda apropriada pelos 10% mais ricos no Brasil, em 1995, representava 24,1 vezes a renda apropriada pelos 40% mais pobres. No ano de 2005, os ricos ganhavam 19,9 vezes o total dos indivíduos pobres. Observa-se também que os indicadores (10-10+) e (20-20+) apresentaram uma redução acentuada durante esse período (principalmente o primeiro indicador que passou de 69,4 para 52,2). Já a renda domiciliar *per capita* cresceu aproximadamente 3,6%. A última coluna mostra que a proporção de pobres/linha de pobreza atingiu um patamar de estabilização em torno de 30%.

Tabela 3.2 - Principais características da distribuição de renda domiciliar *per capita* no Brasil no período de 1995 a 2005

Anos	Gini	40-10+	20-20+	10-10+	Renda	Porc/z
1995	0,601	24,1	28,0	69,4	499	33,8
1996	0,602	24,6	29,8	77,1	509	33,4
1997	0,602	24,5	29,2	74,7	510	33,9
1998	0,601	24,1	28,2	69,7	516	32,7
1999	0,595	23,2	26,9	65,8	489	33,9
2001	0,597	23,5	27,9	71,6	498	33,6
2002	0,590	22,4	25,6	61,8	498	32,9
2003	0,585	21,7	25,3	62,4	471	34,1
2004	0,575	20,2	23,0	54,6	486	32,1
2005	0,572	19,9	22,3	52,2	517	29,1

Fonte: Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade – IETS.

Tudo isso mostra que a desigualdade de renda no Brasil declinou nesses últimos anos, corroborando os resultados de Neri (2006), Barros *et al* (2007) e Hoffmann (2007). Na mesma direção, Manso, Barreto e Tebaldi (2005) mostraram que a queda da desigualdade de renda no Brasil após o plano real foi expressiva. No período 1995 a 2004, houve redução de 2,71% no índice de Gini.

3 ELASTICIDADE RENDA E DESIGUALDADE DA POBREZA

As determinações das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza têm como finalidade analisar o impacto das variações do crescimento e da desigualdade de renda sobre alterações da pobreza. Essa metodologia foi proposta inicialmente por Bourguignon (2002).

O referido autor segue a definição clássica proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984) que mede a pobreza através da proporção de pobres. Nestes termos, a proporção de pessoas que tem renda *per capita* inferior à linha de pobreza z é dada por:

$$H_t = \Pr(y_t < z) \equiv F_t(z)$$

onde, $F_t(z)$, é a função de distribuição da renda

Então, a proporção da população no tempo t com renda abaixo da linha da pobreza absoluta, z , é igual à probabilidade de que a renda y_t seja menor que a linha de pobreza. Dessa forma a variação na proporção de pobres entre dois períodos de tempo t e t' será:

$$\Delta H = H_{t'} - H_t = F_{t'}(z) - F_t(z).$$

Assumindo que a curva de distribuição de renda seja log-normal, Bourguignon (2002) define o deslocamento da curva original mostrado no Gráfico 1 para a curva de distribuição final em termos de variação da pobreza da seguinte maneira:

$$\Delta H = H_{t'} - H_t \approx [F_t(\frac{z}{\bar{y}_{t'}}) - F_t(\frac{z}{\bar{y}_t})] + [F_{t'}(\frac{z}{\bar{y}_{t'}}) - F_t(\frac{z}{\bar{y}_{t'}})]$$

A primeira expressão entre colchetes corresponde ao efeito crescimento, mantendo-se constante a distribuição de renda relativa F_t , e a segunda refere-se ao efeito desigualdade, ou seja, ocorre alteração na distribuição de renda relativa, mantendo-se a renda constante.

Nestes termos, a variação da pobreza é afetada por dois efeitos: o primeiro, devido ao crescimento da renda e o segundo em função da desigualdade da distribuição de renda.

Segundo Epaulard (2003) a variação relativa na pobreza proveniente do crescimento da renda e do efeito da redistribuição pode ser decomposta da seguinte maneira:

$$\frac{dH}{dt} = \frac{\partial H_t}{\partial \bar{y}_t} \frac{d\bar{y}_t}{dt} + \frac{\partial H_t}{\partial G_t} \frac{dG_t}{dt}.$$

Em termos de elasticidade tem-se:

$$\frac{dH}{dt} = \varepsilon_y^H \frac{d\bar{y}_t}{dt} \frac{H_t}{\bar{y}_t} + \varepsilon_G^H \frac{H_t}{G_t} \frac{dG_t}{dt}$$

onde o coeficiente de Gini é definido como, $G = 2\Phi\left(\frac{\sigma_t}{\sqrt{2}}\right) - 1$, supondo que a distribuição de renda seja log-normal. O termo $\Phi(\cdot)$ corresponde à distribuição acumulada da normal padrão e σ_t é o desvio-padrão do logaritmo da renda. Em assim sendo, Epaulard (2003) mostrou que as elasticidades renda-pobreza, ε_y^H , e a elasticidade pobreza-desigualdade ε_G^H são definidas pelas seguintes expressões:

$$\varepsilon_y^H = \frac{\partial H_t}{\partial \bar{y}_t} \frac{\bar{y}_t}{H_t} \equiv -\frac{1}{\sigma_t} \frac{\phi\left(\frac{\log(z/\bar{y}_t) + \frac{1}{2}\sigma_t}{\sigma_t}\right)}{\Phi\left(\frac{\log(z/\bar{y}_t) + \frac{1}{2}\sigma_t}{\sigma_t}\right)} \leq 0$$

$$\varepsilon_G^H = \frac{\partial H_t}{\partial \sigma_t} \frac{\sigma_t}{H_t} \equiv \frac{1}{\sigma_t} \frac{\phi\left(\frac{\log(z/\bar{y}_t) + \frac{1}{2}\sigma_t}{\sigma_t}\right)}{\Phi\left(\frac{\log(z/\bar{y}_t) + \frac{1}{2}\sigma_t}{\sigma_t}\right)} \left(\frac{-\log(z/\bar{y}_t) + \frac{1}{2}\sigma_t}{\sigma_t}\right) > 0$$

Além do mais, o referido autor mostra que as elasticidades pobreza-renda ε_y^H e pobreza-desigualdade ε_G^H , em termos absolutos, decrescem com a razão da linha de pobreza sobre a renda média (z/\bar{y}_t) e com o desvio padrão do logaritmo da renda σ_t . A elasticidade renda-pobreza é sempre positiva ou nula. Por outro lado, a elasticidade desigualdade-pobreza pode ser maior ou menor do que zero⁴.

Portanto, o efeito da mudança na distribuição de renda na redução na pobreza é função do nível de crescimento da renda e do grau de desigualdade. Ou seja, as alterações na pobreza podem decorrer tanto do crescimento econômico (caracterizado pelo aumento da renda média) quanto pela queda da desigualdade de renda. Entretanto, quando existe combinação desses dois fatores, a queda na pobreza deve ser bem mais acentuada.

4 BASE DE DADOS

Os dados utilizados na estimação dos modelos econométricos descritos na próxima seção foram retirados das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar) publicada

⁴ Conforme Epaulard (2003) a elasticidade desigualdade-pobreza terá sinal positivo a menos que um país tenha renda média muito baixa. Mostra que essa elasticidade será positiva quanto $\bar{y}_t < z \exp\left(-\frac{1}{2}\sigma_t^2\right)$.

pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). A amostra é composta dos estados brasileiros para o período de 1995 a 2005⁵.

A variável renda familiar *per capita* é calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Em seguida, foi calculada a média aritmética dessa variável, obtendo-se assim, as rendas médias para os estados da amostra. Espera-se que haja uma relação negativa entre essa variável e a pobreza.

Neste artigo caracterizam-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim sendo, 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 IPEA (Instituto de Pesquisa de Econômicas Aplicadas), para os diversos estados brasileiros. Ela corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo adquirir 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, $P_0 = \frac{q}{n}$, onde n é total de indivíduos e q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar y_i abaixo da linha de pobreza z .

A medida de desigualdade utilizada é o coeficiente de Gini oriundo da renda familiar *per capita* extraída das PNADs. Este índice é freqüentemente utilizado para expressar o grau de desigualdade de renda e pode ser associado à chamada curva de Lorenz, definida 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. Para determinara esse coeficiente, ordena-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda e por meio dela calcula-se o índice para cada unidade da federação. Em função do que foi discutido na seção anterior, a relação entre o coeficiente de Gini e a pobreza deve ser positiva, ou seja, quanto maior a desigualdade maior deverá ser a pobreza.

Ressalta-se que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2005 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC tendo como base o ano de 2005.

⁵ A PNAD não foi realizada no ano 2000. Para preencher essa lacuna, consideraram-se as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001. Os estados da região Norte não foram considerados na amostra em função da não disponibilidade de dados para a zona rural antes de 2004.

5 MODELO ECONOMÉTRICO

A especificação econométrica do modelo é baseada na contribuição do crescimento econômico e de variações na distribuição de renda sobre alterações na pobreza. Além do mais, admite-se como hipótese a suposição de que a variação da pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho dessa variação no futuro⁶. Para levar em consideração esse comportamento, a relação entre a variação da pobreza e os seus determinantes é investigada por meio de um modelo de regressão para dados em painel dinâmico, definido da seguinte forma⁷:

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[\bar{Y}_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[Gini_{it}] + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

As variáveis do modelo (1) são definidas da seguinte maneira: $\Delta \ln P_{0,it} = \ln P_{0,it} - \ln P_{0,it-1}$ representa a variação da proporção de pobres; $\Delta \ln \bar{Y}_{it} = \ln \bar{Y}_{it} - \ln \bar{Y}_{it-1}$ é a variação na renda média familiar *per capita* e, $\Delta \ln Gini_{it} = \ln Gini_{it} - \ln Gini_{it-1}$, representa a variação da concentração de renda medida pelo coeficiente de Gini; η_i são os efeitos aleatórios não observáveis dos indivíduos e μ_{it} representa os distúrbios aleatórios. As variáveis do modelo (1) são definidas em logaritmo natural em que o subscrito i representa o estado e t o período de tempo. Em função disso, os parâmetros β_2 e β_3 são, respectivamente, as elasticidades pobreza-renda, $\varepsilon_y^{P_0}$, e a elasticidade pobreza-desigualdade $\varepsilon_G^{P_0}$. Observe que essas elasticidades não variam com o tempo.

Uma expansão do modelo (1), apresentada em Kalwij e Verschoor (2004), permite que as elasticidades renda e desigualdade da pobreza variem, dependendo do inverso do nível inicial de desenvolvimento (linha de pobreza dividida pela renda familiar *per capita* inicial) e do nível inicial de desigualdade⁸. Ao se inserir essas variáveis no modelo (1) procura-se avaliar a hipótese de que quanto maior a desigualdade inicial menor seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza (Hipótese de Bourguignon). Esse modelo de forma dinâmica é descrito da seguinte forma:

⁶ Ribas *et al* (2006) encontraram evidência de persistência da pobreza para o Brasil.

⁷ Esse modelo pode ser visto em Bourguignon (2002) e Kalwij e Verschoor (2004). Entretanto, esses autores não consideram que a pobreza possa apresentar um comportamento dinâmico.

⁸ Kalwij e Verschoor (2004) também não consideram o comportamento dinâmico da pobreza.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln[P_{0,it}] = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[\bar{y}_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[\bar{y}] \ln[G_{i0}] + \beta_4 \Delta \ln[\bar{y}_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] \\
& + \beta_5 \Delta \ln[Gini_{it}] + \beta_6 \Delta \ln[Gini_{it}] \ln[Gini_{i0}] + \beta_7 \Delta \ln[Gini_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] + \beta_8 \ln[G_{i0}] \\
& + \beta_9 \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] + \eta_i + \mu_{it}
\end{aligned} \tag{2}$$

onde além das variáveis $\Delta \ln[P_{it}]$, $\Delta \ln[\bar{y}_{it}]$, $\Delta \ln[Gini_{it}]$ que segue as mesmas formulações já descritas anteriormente, têm-se $\Delta \ln[\bar{y}_{it}] \ln[G_{i0}]$ e $\Delta \ln[\bar{y}_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]$ representando respectivamente, as interações entre a variação da renda média familiar *per capita* e o índice de Gini inicial do estado i , G_{i0} , e o inverso do nível inicial de desenvolvimento $\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}$ (linha de pobreza dividida pela renda familiar *per capita* inicial). Do mesmo modo, as variáveis $\Delta \ln[Gini_{it}] \ln[G_{i0}]$ e $\Delta \ln[Gini_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]$ representam, respectivamente, as interações entre o índice de desigualdade de Gini e o índice de desigualdade inicial do estado i e o inverso do nível inicial de desenvolvimento.

As hipóteses adotadas nesses modelos são que $E[\eta_i] = E[\mu_{it}] = E[\eta_i \mu_{it}] = 0$ e $E[\mu_{it} \mu_{is}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais $\Delta \ln P_{it} : E[\Delta \ln P_{it-1} \mu_{it}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$ (AHN e SCHMIDT, 1995).

Portanto, a especificação do modelo (2) leva em consideração que as elasticidades pobreza da renda média familiar *per capita* e da desigualdade dependem da desigualdade inicial e da razão entre a linha de pobreza e a renda média familiar *per capita* inicial.

Naturalmente, os coeficientes β_2 e β_5 não são mais interpretados, respectivamente, como elasticidade-renda e elasticidade-desigualdade. Para encontrar estas elasticidades é necessário considerar os termos de interação. Portanto, as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade são agora definidas, respectivamente, como:

$$\varepsilon_{\bar{y}_{it}}^{P_0} = \beta_2 + \beta_3 \ln[G_{i0}] + \beta_4 \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right] \tag{3}$$

$$\varepsilon_{G_{it}}^{P_0} = \beta_5 + \beta_6 \ln[G_{i0}] + \beta_7 \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right] \tag{4}$$

Neste caso agora, pode-se observar que as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade variam com o tempo.

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas no caso da equação (1) e (2) devido a dois principais problemas econométricos. O primeiro é devido à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos, η_i , juntamente com a variável dependente defasada, $\Delta \ln P_{k,it-1}$, 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) enviesados e inconsistentes.

Por exemplo, devido a provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos a estimativa do coeficiente β_1 é enviesada para cima. Por outro lado, segundo o estimador *WITHIN GROUPS* que corrige para presença de efeitos fixos, gera uma estimativa de β_1 enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena (JUDSON e OWEN, 1999).

Para corrigir esses problemas, Arellano-Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos por meio da primeira diferença das equações. Assim para os modelos (1) e (2) tem-se, respectivamente:

$$\Delta[\Delta \ln[P_{0,it}]] = \beta_1 \Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]] + \beta_2 \Delta[\Delta \ln[\bar{Y}_{it}]] + \beta_3 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] + \Delta\mu_{it} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta[\Delta \ln[P_{0,it}]] = & \beta_0 + \beta_1 \Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]] + \beta_2 \Delta[\Delta \ln[\bar{y}_{it}]] + \beta_3 \Delta[\Delta \ln[\bar{y}]] \ln[G_{i0}] + \beta_4 \Delta[\Delta \ln[\bar{y}_{it}]] \ln\left[\frac{z_{it}}{y_{i0}}\right] \\ & + \beta_5 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] + \beta_6 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] \ln[G_{i0}] + \beta_7 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] \ln\left[\frac{z_{it}}{y_{i0}}\right] + \beta_8 \Delta[\Delta \ln[G_{i0}]] + \\ & \beta_9 \Delta[\Delta \ln\left[\frac{z_{it}}{y_{i0}}\right]] + \Delta\mu_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

onde, para uma variável w_{it} qualquer, $\Delta \ln[w_{it}] = \ln[w_{it}] - \ln[w_{it-1}]$. Pela construção das equações (5) e (6), $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$ e $\Delta\mu_{it}$ são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão enviesados e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$. O conjunto de hipóteses adotadas nas equações (1) e (2) implicam que as condições de momentos $E[\Delta[\Delta \ln P_{0,it-s}] \Delta\mu_{it}] = 0$, para

$t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\Delta \ln[P_{0,it-s}]$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, como instrumentos para as equações (5) e (6).

Com relação às outras variáveis explicativas, temos três possíveis situações. Uma variável explicativa x_{it} pode ser classificada como (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros, (ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro, e (iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores de x_{it} defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação das equações (5) e (6). Já no último caso, os valores de x_{it} defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos nas estimações para essas mesmas equações.

Por outro lado, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) afirmam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependente e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador GMM-diferenciado não consistente e enviesado para painéis com T pequeno.

Assim sendo, os autores supracitados, sugerem como forma de reduzir esse problema de viés e imprecisão a estimação de um sistema que combina, respectivamente, o conjunto de equações em nível (equações (1) e (2)) e em diferenças (equações (5) e (6)). Daí surge então o método dos momentos generalizado-sistema (MMG-sistema). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. 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 $E[\Delta[\Delta \ln P_{0,it}]\eta_i] = 0$, para $i = 1,2,3,\dots,N$, então as variáveis explicativas em diferenças e $\Delta[\Delta \ln P_{k,it-1}]$, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e $\Delta[\Delta \ln P_{k,it-1}]$.

Por fim, como forma de testar a robustez e consistência do modelo, Arellano e Bond (1991) sugerem dois tipos de testes. Os de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos. Por último, os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) verificam se o erro μ_{it} apresenta correlação serial de primeira ordem e se $\Delta\mu_{it}$ apresenta correlação de segunda

ordem. Para efeito de consistência dos estimadores espera-se que μ_{it} seja correlacionado de primeira ordem enquanto $\Delta\mu_{it}$ não seja autocorrelacionado de segunda ordem.

Vale salientar que as estimativas do MMG-sistema apresentadas na próxima seção resultam 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. O estimador utilizado foi proposto por Arellano e Bond (1991) em dois passos. Na primeira etapa, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nos estados e ao longo do tempo. No segundo estágio, os resíduos obtidos na primeira etapa são utilizados 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.

6 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações dos parâmetros dos modelos (1) e (2) que serão utilizadas para se calcular as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade.

Os resultados estimados do modelo 1 pelos métodos de MQO, *WITHIN GROUPS* e MMG-sistema se encontram dispostos na Tabela 3.3.

Nesta tabela o valor do coeficiente estimado da variável $\Delta\ln[P_{it-1}]$ na coluna [c] pelo método MMG-sistema está, respectivamente, entre os valores dos coeficientes estimados dessa mesma variável (colunas [a] e [b]) pelos métodos MQO e *WITHIN GROUPS*. Portanto, o MMG-sistema ameniza o problema de viés de estimação em função de no lado direito da equação 1 constar a variável dependente defasada de um período além da presença dos efeitos fixos não observáveis. Observe na coluna [c] a significância estatística do coeficiente estimado de $\Delta\ln[P_{0,it-1}]$ confirmando a hipótese inicial de que a variação da pobreza apresenta uma característica de persistência.

Os resultados estimados dos parâmetros da elasticidade-renda da pobreza e elasticidade-desigualdade foram, respectivamente, iguais a -0,94 e 1,86, de acordo com os valores na coluna [c]. Em assim sendo, um aumento de 1% na renda *per capita* resulta em um decréscimo de 0,94% na proporção de pobres. Já o aumento de 1% no índice de desigualdade de renda provoca um acréscimo de 1,8% na pobreza. Vale salientar que os sinais estimados destas elasticidades coincidem com os sinais das expressões destas elasticidades teóricas apresentadas na seção 3. Além do mais, eles corroboram os resultados de artigos

internacionais tais como os de Kalwij e Verchoor (2004), Bourguignon (2004) e de Marinho e Soares (2003), Hoffmann (2004) e Santos (2008) para o Brasil. Em assim sendo, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas para o crescimento da renda média.

Tabela 3.3 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\Delta \ln[P_{0,it}]$ - Modelo 1

	MQO [a]		WITHIN GROUPS [b]		MMG – sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$\Delta \ln[P_{0,it-1}]$	-0,0994 (0,0522)	0,05	-0,1595 (0,0557)	0,00	-0,1072 (0,0370)	0,00
$\Delta \ln[\bar{y}_{it}]$	-0,7868 (0,0557)	0,00	-0,7663 (0,0576)	0,00	-0,9458 (0,2325)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}]$	0,9987 (0,1165)	0,00	0,9671 (0,0360)	0,00	1.8613 (0,0266)	0,02
<i>Const.</i>	-0.0025 (0,0014)	0,07	-0,0030 (0,0014)	0,03	-0,0004 (0,0026)	0,87
	F(3,185)=72,72 Prob>F=0,0000 R ² = 0,54		F(3, 165)= 69,50 Prob>F=0,0000		F(2, 20)= 10.78 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 189		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 9	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,007	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,618	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,594	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,196	

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 e (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-Sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$ e $\Delta[\Delta \ln[\bar{y}_{it}]]$ defasada de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Os resultados estimados dos parâmetros da equação 2 se encontram dispostos na Tabela 3.4 a seguir. Novamente, o valor do parâmetro estimado da variável $\Delta \ln[P_{it-1}]$ se encontra, respectivamente, entre os valores estimados dessa mesma variável (colunas [a] e [b]) obtidos pelos métodos MQO e *WITHIN GROUPS*. Sua significância estatística também confirma a hipótese de persistência da pobreza

Dentre os fatores isolados que contribuem significativamente para o aumento da pobreza, podem-se enumerar em ordem crescente os seguintes fatores: inverso do nível de desenvolvimento inicial, a desigualdade de renda inicial e a desigualdade de renda no período presente. Veja na coluna [c] os valores positivos e significativos dessas variáveis na Tabela 4.

Tabela 3.4 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\Delta \ln[P_{0,it}]$ - Modelo 2

	MQO [a]		WITHIN GROUPS [b]		MMG – sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$\Delta \ln P_{0,it-1}$	-0,1173 (0,0479)	0,01	-0,1717 (0,0521)	0,00	-0,1669 (0,0363)	0,00
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}]$	-1,2386 (0,2380)	0,00	-1,1442 (0,2461)	0,00	-1,3886 (0,1497)	0,00
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}] \ln[G_{i0}]$	1,0121 (0,7033)	0,15	1,0500 (0,7252)	0,15	0,8480 (0,3271)	0,01
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}] \ln[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}]$	1,6531 (0,3398)	0,00	1,6121 (0,3565)	0,00	0,7668 (0,2983)	0,01
$\Delta \ln[Gini_{it}]$	1,7527 (0,6174)	0,00	1,6953 (0,6720)	0,01	3,2034 (0,5619)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}] \ln[G_{i0}]$	-1,2904 (2,4769)	0,60	-0,8803 (2,7248)	0,74	-3,0668 (0,6525)	0,019
$\Delta \ln[Gini_{it}] \ln[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}]$	-2,4875 (0,5730)	0,00	-2,3326 (0,5992)	0,00	-3,1036 (0,5455)	0,00
$\ln[G_{i0}]$	0,1077 (0,0716)	0,13	0,9066 (2,9242)	0,72	1,4420 (0,6729)	0,04
$\ln[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}]$	-0,0092 (0,0191)	0,36	-0,0595 (0,5992)	0,05	0,1233 (0,012)	0,00
<i>Const.</i>	0,0251 (0,0191)	0,19	0,0187 (0,0118)	0,11	0,3829 (0,1763)	0,04
	F(9, 179)=34,25 Prob>F=0,0000 R ² = 0,61		F(8, 160)= 34,60 Prob>F=0,0000		F(5, 20)= 41,08 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 189		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20		Nº de obs: 189 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 16	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,001	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,199	
Teste de Hansen			Prob > chi2		0,432	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,253	

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 e (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-sistema. (iii) Utilizaram-se como instrumentos no MMG-sistema as variáveis explicativas em diferenças defasadas e $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$ e $\Delta \ln[G_{i0}]$ defasada de um período.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

O termo da interação entre a variação da renda e o inverso do nível inicial de desenvolvimento apresenta coeficiente estimado positivo e estatisticamente significativo, assim como o da interação entre a variação da renda e o índice inicial de desigualdade, conforme os valores mostrados na coluna [c]. Desde que o efeito isolado da renda média sobre a pobreza é negativo, o efeito de um aumento na renda sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo. O mesmo se dá quando o índice inicial de desigualdade é alto.

Assim sendo, pode-se afirmar que regiões com baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições menos propícias à redução da pobreza por meio de crescimento da renda. Isto posto, pode-se concluir que a elevada desigualdade e o baixo nível de desenvolvimento iniciais da maioria dos estados brasileiros são empecilhos para a reversão do quadro de pobreza, via crescimento da renda.

Já o coeficiente estimado na coluna [c] da interação entre a variação da desigualdade e o inverso do nível inicial de desenvolvimento é negativo e estatisticamente significativo. O mesmo ocorre com o termo de interação entre a variação da desigualdade e o seu nível inicial. Logo, o efeito da variação da desigualdade sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo ou quando o nível inicial de desigualdade é alto. Em outras palavras, a redução da pobreza como consequência da diminuição da desigualdade de renda pode ficar prejudicada se as regiões apresentam baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou elevado nível inicial de desigualdade.

Portanto, o baixo nível inicial de desenvolvimento e a grande desigualdade inicial de renda no Brasil são entraves para a redução da pobreza, independente do meio pela qual esta é perseguida: seja via crescimento econômico ou redução da desigualdade de renda.

A estimativa do coeficiente do inverso do nível de desenvolvimento inicial apresenta uma relação positiva e estatisticamente significativa com a proporção de pobres (valores na coluna [c]). Nestes termos, quanto maior o inverso do nível inicial de desenvolvimento maior será a incidência da pobreza. Em outras palavras, quanto mais baixo o nível inicial de renda familiar *per capita* maior a incidência de pobreza.

As últimas linhas da Tabela 3.4 apresentam os resultados dos testes de Arellano e Bond (1991) para a autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos e os de Hansen e Sargan para a validade dos instrumentos. De acordo com os valores-p na coluna [c], os testes de Arellano e Bond apontam que se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e aceitar a existência de autocorrelação de segunda ordem

dos resíduos. Os valores-p dos testes de *Hansen* e *Sargan* permitem aceitar as hipóteses de que os instrumentos utilizados na estimação dos modelos são válidos.

6.1 Elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza dos estados brasileiros

As elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para os estados brasileiros foram calculadas de acordo com as expressões (3) e (4). Os parâmetros estimados dessas duas expressões foram obtidos através da estimação do modelo (2), tendo em vista que esse modelo é mais apropriado para determinar estas elasticidades, pois considera as características da distribuição de renda, do nível de desigualdade e do desenvolvimento iniciais. A Tabela 3.5 apresentadas estas elasticidades em termos de média para os estados e regiões brasileiras para período de 1995 a 2005.

Como era de se esperar, de acordo com os sinais das elasticidades teóricas pobreza-renda e pobreza-desigualdade apresentadas na seção 3, a primeira apresenta-se negativa e a segunda positiva para todos os estados e regiões brasileiras. Em outras palavras, aumento da renda média e diminuição da desigualdade de renda provocam queda da proporção de pobres.

Tabela 3.5 - Elasticidades médias pobreza-renda e pobreza-desigualdade dos estados brasileiros

Estados	Elasticidade pobreza-renda	Elasticidade desigualdade-pobreza
MA	-1.57	2.32
PI	-1.53	2.28
CE	-1.56	2.31
RN	-1.57	2.54
PB	-1.56	2.50
PE	-1.53	2.52
AL	-1.54	2.47
SE	-1.57	2.41
BA	-1.55	2.42
NORDESTE	-1.55	2.42
MG	-1.59	2.47
ES	-1.58	2.49
RJ	-1.59	2.47
SP	-1.62	2.40
SUDESTE	-1.60	2.46
PR	-1.59	2.48
SC	-1.63	2.37
RS	-1.60	2.48
SUL	-1.61	2.44
MS	-1.58	2.46
MT	-1.59	2.46
GO	-1.58	2.49
DF	-1.60	2.50
C-OESTE	-1.59	2.48

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

No entanto, analisando os valores destas elasticidades na Tabela 5, observa-se que o impacto da desigualdade de renda na pobreza é maior do que o crescimento da renda média. Estas mesmas evidências também foram obtidas por Kakwani (1990) e Marinho e Soares (2003).

Em termos regionais, nota-se que o valor absoluto da elasticidade pobreza-renda no nordeste é menor do que das demais regiões. Ou seja, esse resultado confirma a hipótese teórica de que a elasticidade pobreza-renda é menor nas economias com menor renda média. Nas regiões mais ricas o efeito do crescimento da renda média tem mais efeito sobre a redução da pobreza. Esses resultados corroboram os de Marinho e Soares (2003) e Hoffmann (2004). Portanto, regiões menos desenvolvidas como, o nordeste brasileiro, apresentam maior dificuldade em reduzir a pobreza através do crescimento da renda.

Da mesma forma, a elasticidade desigualdade-pobreza no nordeste também é menor do que nas outras regiões, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza maiores do que o crescimento da renda média.

De forma geral, esses resultados indicam uma maior efetividade de políticas de redução da desigualdade no combate a pobreza no Brasil.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo estimar as elasticidades da pobreza com relação à renda e desigualdade no Brasil objetivando analisar os determinantes para a redução da pobreza. Mais especificamente, analisa-se se qualquer variação da pobreza é consequência ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos) procurando-se ponderar a importância de cada efeito na variação da pobreza.

Os resultados da estimação do primeiro modelo mostraram que as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade foram, respectivamente, iguais a -0,94 e 1,86. Ou seja, aumento de 1% na renda *per capita* resulta em um decréscimo de 0,94% na proporção de pobres. Por sua vez, aumento de 1% no índice de desigualdade de renda provoca um acréscimo de 1,8% na pobreza. Vale salientar que esses resultados corroboram os de artigos internacionais tais como Kalwij e Verchoor (2004), Bourguignon (2004) e de Marinho e Soares (2003), Hoffmann (2004) e Santos (2008) para o Brasil. Nestes termos, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas para o crescimento da renda média.

A estimação do segundo modelo que, permite que essas elasticidades variem, mostrou que os fatores isolados que contribuem para o aumento da pobreza são em ordem

crescente o inverso do nível de desenvolvimento inicial, a desigualdade de renda inicial e a desigualdade de renda no período presente.

O impacto do aumento da renda sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo. O mesmo se dá quando o índice inicial de desigualdade é alto. Em vista disso, conclui-se que regiões com baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições menos propícias à redução da pobreza através do crescimento da renda. Isto posto, pode-se concluir que a elevada desigualdade e o baixo nível de desenvolvimento iniciais da maioria dos estados brasileiros são empecilhos para a reversão do quadro de pobreza, via crescimento da renda.

O efeito da variação da desigualdade sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo ou quando o nível inicial de desigualdade é alto. Logo, o combate à pobreza, através da redução da desigualdade de renda em regiões ou estados brasileiros que apresentem baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou elevado nível inicial de desigualdade, pode não surtir os efeitos esperados.

Portanto, o baixo nível inicial de desenvolvimento e a grande desigualdade inicial de renda no Brasil são entraves para a redução da pobreza, independente do meio pela qual esta for perseguida: via crescimento econômico ou redução da desigualdade de renda.

Em termos das elasticidades pobreza-renda pobreza-desigualdade observou-se que o impacto da desigualdade de renda sobre a pobreza é maior do que o crescimento da renda média. Evidências essas que também foram obtidas por Kakwani (1990) e Marinho e Soares (2003).

Em termos regionais, o valor absoluto da elasticidade pobreza-renda no nordeste é menor do que das demais regiões brasileiras. Ou seja, esse resultado confirma a hipótese teórica de que a elasticidade pobreza-renda é menor nas economias com menor renda média. Nas regiões mais ricas o efeito do crescimento da renda média tem mais efeito sobre a redução da pobreza. Esses resultados corroboram os de Marinho e Soares (2003) e Hoffmann (2004). Em resumo, regiões menos desenvolvidas como, o nordeste brasileiro, apresentam maior dificuldade em reduzir a pobreza através do crescimento da renda.

Da mesma forma, a elasticidade desigualdade-pobreza no nordeste também é menor do que nas outras regiões, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza maiores do que o crescimento da renda média. De maneira geral, esses resultados indicam uma maior efetividade de políticas de redução da desigualdade no combate a pobreza no Brasil.

REFERÊNCIAS

ALESINA A.; RODRIK, D. Distributive policies and economic growth. **Quartely Journal of Economics**, v.109, n.2, p.465-490, may. 1994.

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 5-28, 1995.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**. v. 68, p. 29-52, 1995.

_____; 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.

BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries. **Jornal of Economic Growth**, v.5, n.1, p.5-32, mar. 2000.

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

BARROS, R. P.; HENRIQUE, R.; MEDONÇA, R. **A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 2001. (Texto para Discussão, 800).

_____; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 23 p. (Texto para Discussão, 1253).

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

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.

_____. Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz Model of wealth distribution with convex saving function. **Econometrica**, v.49, n.6, p.1469-1475, nov. 1981.

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

CLINE, W.R. **Trade policy and global poverty**. Washington D.C.: Institute for International Economic, 344p. 2004.

CHEN, S. WANG, Y. **China's Growth and Proverty Reducion: Recent Trends between 1990 and 1999**. Washington, DC: **Policy Research Report on Gender and Development**, The World Bank, Apr. 2001 (Working Paper Series, n. 11).

DATT, G.; RAVALLION, M. **Has India's Post-Reform Economic Growth Left he Poor Behind**. **Journal of Economic Perspectives**, v.16 n. 3, p. 89-108, 1992.

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.

DEININGER, K. and L. SQUIRE. “Measuring income inequality: a new data-base” **World Bank Economic Review**, v. 10, n3, p. 565- 591, 1996.

EPAULARD, A. **Macroeconomic Performance and Poverty Reduction**. IMF. Working Paper, nº 03/72. 2003.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, n.3, p.761-766, May.1984.

HOFFMANN, R. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.

_____. Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1970-1990. **Revista Brasileira de Economia**, v.49, n.2, p. 22-94, 1995.

_____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Economia Revista**, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

_____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre 1997 e 2005. In: Paes de Barros, R.; Foguel, M.N.; Ulyssea, G. (Eds). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v II, cap.15, pp. 17-40. 2007.

KRAAY, A. **When is growth Pro-poor? Evidence from a panel of countries**. Washington, DC: **Policy Research Report on Gender and Development**, The World Bank, set. 2004. 94p. (Working Paper Series, n. 3225)

KALWIJ, A.; VERSCHOOR, A. How good is growth for the poor? The role of the initial income distribution in regional diversity in poverty trends. CENTER-University Tilburg nov. 2004 (Working Paper Series, n. 115)

Kakwani, N. **Poverty and economic growth: With application to Côte d’Ivoire. LSMS (Living Standards Measurement Study)**, The World Bank, 1990. (Working Paper Series, n. 63)

KUZNETS, C.G. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v.45, p.1-28,1955.

JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists, **Economics Letters**, v.65, p.9-15, 1999.

LOPEZ, J.H. **Pro-growth, pro-poor: is there a trade-off?** Washington, DC: Policy Research Report on Gender and Development, The World Bank, 2004. 29p (Working Paper Series, n.3378)

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, 2003. Porto Seguro. **Anais...**, Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MANSO, C.A.; BARRETO, F.A.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre**. Série Ensaio Sobre Pobreza, N.6, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.

NERI, M. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (Ensaio Econômico, 637).

RAVALLION, M.; Pro-Poor Growth: A Primer. World Bank Policy Research Working Paper No. 3242. Development Research Group, World Bank. 2005.

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

_____; Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. **World Development**, v.29, n.11, p.1803-1815, 2001.

RIBAS, R. P., MACHADO, A. F., GOLGHER, A. B. **Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data**. Texto para Discussão, N. 289, UFMG/CEDEPLAR, 2006.

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

SALVATO, M.A.; JUNIOR, A.F.A. **Crescimento pró-pobre no Brasil: uma avaliação empírica da década de 1990**. Minas Gerais: PUC-Minas, fev. 2007. (Texto para Discussão N° 02).

STEWART, F. **Distribuição de renda e desenvolvimento**. Brasília: NEAD, 27p. 2000.

SANTOS, B.A.F. **Aumento da renda ou redução da desigualdade? O que é mais eficiente no combate à pobreza: novas evidências para as zonas rurais, urbanas e metropolitanas no Brasil**. 2008. 51 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2008.

SON, H.H. A note on Measuring Pro-Poor Growth. **Economics Letters**, v.82, n.3, p.307-314, 2004.

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.

CONCLUSÃO GERAL

A tese é composta de três artigos e em todos eles utilizam-se modelos de estimação para dados em painel dinâmico. A estimação é realizada por Método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

O primeiro artigo intitulado “O Sistema de Seguridade Social e a Pobreza Rural no Brasil” analisa o impacto da aposentadoria da seguridade social na pobreza.

Em primeiro lugar, os resultados mostraram que a aposentadoria rural não tem impacto significativo na redução da pobreza, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que a seguridade social rural resolve significativamente a redução da pobreza. Outra característica obtida é uma intensa persistência da dinâmica da pobreza rural embora não seja explosiva.

Uma possível explicação para esses resultados seria que o valor do benefício rural *per capita* é insuficiente para retirar os indivíduos de uma família da pobreza. Uma outra explicação seria a criação de certa dependência familiar direta e indireta em torno daqueles que recebem a aposentadoria rural. De certa forma, o salário reserva dessas pessoas poderiam se elevar desincentivando a procura por trabalho formal.

Em relação aos outros determinantes, o crescimento do produto agropecuário *per capita* e o aumento dos anos médios de estudo têm contribuído para diminuição na pobreza qualquer que seja a medida de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Ressalte-se que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a pobreza decresce aproximadamente em 0,26%, enquanto para cada aumento de 1% do PIB agropecuário *per capita* a pobreza só decresce 0,06% quaisquer que sejam aqueles índices de pobreza. Neste sentido, políticas públicas direcionadas ao aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aquelas que influenciam apenas o crescimento do produto.

Portanto, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza com enfoque na educação, elemento que pode ser visto com grande importância para aumentos de produtividade e determinantes de crescimento de longo prazo.

Por outro lado, o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos de idade influencia de forma positiva o aumento da pobreza na região rural durante o período analisado. Para cada aumento de 1% dessa variável ocorre um aumento em média de 0,02% dos índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Isto mostra a importância de políticas públicas

direcionadas a aumentar os postos de trabalhos nas regiões rurais, o que contribuiria para a redução da pobreza.

Por sua vez, a concentração de renda, medida pelo coeficiente de Gini, apresentou impacto positivo e significativo apenas para o índice de pobreza P_2 . Em assim sendo, observou-se que a concentração de renda afeta mais intensivamente os mais pobres dentre os pobres. Para cada aumento de 1% da concentração de renda na zona rural a pobreza dentre as pessoas mais pobres aumenta em 0,04%.

O segundo artigo intitulado “Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil” propõe-se analisar a desigualdade de renda no Brasil e seus condicionantes.

Conclui-se, em primeiro lugar que as transferências de renda não afetam a dinâmica da desigualdade de renda no período, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que esses programas contribuem para reduzir as desigualdades.

Conforme os resultados no modelo econométrico, a variável educação é o principal determinante da desigualdade de renda *per capita*. Verifica-se que para cada aumento de 10% nos anos médios de estudo a desigualdade decresce aproximadamente em 0,6%. Portanto, é fundamental a orientação e formulação de políticas públicas para redução da desigualdade com enfoque na educação.

Em relação aos outros determinantes da desigualdade, o produto interno bruto *per capita* não teve impactos na desigualdade. Isso talvez possa ser explicado pelo baixo crescimento do PIB *per capita* durante o período.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável renda de todos os trabalhos. Verifica-se que para cada aumento de 10% dessa variável a desigualdade decresce em 0,2%.

A variável impostos arrecadados apresentou sinal positivo e significativo, contribuindo para aumentar a desigualdade de renda no Brasil. Observa-se que para cada aumento de 10% na arrecadação a desigualdade eleva-se em 0,1%. Em assim sendo, a redução de impostos, por meio de política fiscal eficiente contribuiriam na redução da desigualdade de rendimentos no Brasil.

O terceiro artigo intitulado “Crescimento Econômico e Concentração de Renda: Seus Efeitos na Pobreza no Brasil” analisa-se se qualquer variação da pobreza é consequência ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos) procurando-se ponderar a importância de cada efeito na variação da pobreza. Nesse artigo são estimados dois modelos.

A estimação do primeiro modelo mostra que as elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade foram, respectivamente, iguais a -0,94 e 1,86. Ou seja, aumento de 10%

na renda *per capita* resulta em um decréscimo de 9,4% na proporção de pobres. Por sua vez, aumento de 10% no índice de desigualdade de renda provoca um acréscimo de 18% na pobreza. Assim sendo, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas para o crescimento da renda média.

Os resultados da estimação do segundo modelo que, permite que essas elasticidades variem, mostrou que os fatores isolados que contribuem para o aumento da pobreza são em ordem crescente o inverso do nível de desenvolvimento inicial, a desigualdade de renda inicial e a desigualdade de renda no período presente.

O impacto do aumento da renda sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo. O mesmo se dá quando o índice inicial de desigualdade é alto. Em vista disso, conclui-se que regiões com baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições menos propícias à redução da pobreza através do crescimento da renda. Isto posto, pode-se concluir que a elevada desigualdade e o baixo nível de desenvolvimento iniciais da maioria dos estados brasileiros são empecilhos para a reversão do quadro de pobreza, via crescimento da renda.

O efeito da variação da desigualdade sobre a redução da pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo ou quando o nível inicial de desigualdade é alto. Logo, o combate à pobreza, por meio da redução da desigualdade de renda em regiões ou estados brasileiros que apresentem baixo nível inicial de desenvolvimento e/ou elevado nível inicial de desigualdade, pode não surtir os efeitos esperados.

Em termos regionais, o valor absoluto da elasticidade pobreza-renda no nordeste é menor do que das demais regiões brasileiras. Ou seja, esse resultado confirma a hipótese teórica de que a elasticidade pobreza-renda é menor nas economias com menor renda média.

Da mesma forma, a elasticidade desigualdade-pobreza no nordeste também é menor do que nas outras regiões, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza, maiores que o crescimento da renda média. De maneira geral, esses resultados indicam maior efetividade de políticas de redução da desigualdade no combate a pobreza no Brasil.

Por fim, as conclusões aqui apresentadas ficaram restritas as amostras e as ferramentas econométrica utilizadas. Como sugestões para novas pesquisas, podem ser incluídas outras variáveis para fazer comparações com os estudos apresentados.