

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – EPGE**

JOÃO MÁRIO SANTOS DE FRANÇA

CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL: IMPACTOS REGIONAIS

**RIO DE JANEIRO
2010**

JOÃO MÁRIO SANTOS DE FRANÇA

**CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL:
IMPACTOS REGIONAIS**

Tese apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia, da Fundação Getúlio Vargas, para obtenção do grau de Doutor.

Área de Concentração: Economia do Bem-Estar

Orientador: Prof. Dr. Pedro Cavalcanti Ferreira - EPGE/FGV

Co-Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto - CAEN/UFC

**RIO DE JANEIRO
2010**

JOÃO MÁRIO SANTOS DE FRANÇA

**CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL:
IMPACTOS REGIONAIS**

Tese apresentada à Escola de Pós-Graduação em
Economia, da Fundação Getúlio Vargas, para
obtenção do grau de Doutor. Área de Concentração:
Economia do Bem-Estar

Aprovada em 09/11/2007

BANCA EXAMINADORA

Prof. Pedro Cavalcanti Ferreira (Orientador)
EPGE/FGV

Prof. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto (Co-Orientador)
CAEN/UFC

Prof. Marcelo Cortes Neri
CPS/FGV

Prof. Samuel de Abreu Pessoa
EPGE/FGV

Prof. Márcio Antonio Salvato
PUC/MG

AGRADECIMENTOS

Inicialmente ao Professor e amigo Pedro Cavalcanti Ferreira pelo apoio durante todas as fases da elaboração do trabalho, pelos comentários, sugestões e críticas que contribuíram para a sua melhoria.

Ao Professor e amigo Flávio Ataliba pela sugestão do Tema, pelo incentivo durante todas as suas etapas e pela imensa colaboração na sua execução.

Aos membros da Banca Examinadora os Professores Marcelo Neri, Samuel Pessoa e Márcio Salvato pelos diversos comentários no sentido de contribuir para o aumento da qualidade do trabalho final.

Ao corpo docente da EPGE/FGV pelos ensinamentos teóricos que muito contribuíram na minha formação acadêmica e ao corpo discente da referida escola pela convivência sempre harmônica e compartilhando momentos difíceis ao longo do curso de Doutorado.

Por fim agradeço em especial a minha esposa Mírian de França pelo apoio, carinho e incentivo durante todo esse período do Doutorado e a meus pais Odorico Maciel de França e Maria Lúcia Santos de França por todo carinho e dedicação que sempre tiveram comigo, além de todo o esforço que fizeram para que eu pudesse ter uma boa educação que é o bem mais importante que os pais podem deixar para os filhos.

RESUMO

Esta pesquisa científica foi apresentada como trabalho de conclusão do curso de Doutorado em Economia e reúne três artigos na área de crescimento. O primeiro deles utiliza a metodologia desenvolvida por Kakwani, Khabdker e Son (2004) para analisar a existência de crescimento “pró-pobre” nas regiões brasileiras nos anos de 1995 a 2005. Foram utilizados como suporte medidas de pobreza $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$ e o índice de GINI. Os resultados apontam que tais políticas causaram maior impacto nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. O segundo artigo desenvolve três modelos econométricos em Dados de Painel para calcular as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para as regiões geográficas do Brasil, de forma desagregada. Para as estimativas foram usadas as medidas de proporção de pobres, hiato da pobreza e hiato da pobreza ao quadrado. Como fora observado que a elasticidade desigualdade-pobreza é maior do que a elasticidade crescimento-pobreza, a redução de desigualdade medida pelo índice de GINI, é mais sensível a queda dos níveis de desigualdade do que no crescimento da renda média. Finalmente, o terceiro paper utiliza a metodologia desenvolvida por Kraay (2004), para analisar a importância de cada componente do crescimento “pró-pobre” para os estados das regiões do Brasil. No caso do nordeste o crescimento da renda tem sido relativamente mais importante do que a queda da desigualdade como fonte de crescimento “pró-pobre”. Já no sudeste, a redução desigualdade ganha mais relevância quando comparado ao nordeste.

Palavras Chave: Pobreza. Desigualdade. Estados Brasileiros.

ABSTRACT

This research was presented as a completion work for a PhD degree in Economics and brings together three papers in the area of growth. The first of them, uses the methodology developed by Kakwani, Khabdker and Son (2004) to analyze the existence of growth "pro-poor" in regions of Brazil from 1995 to 2005. We used as a support poverty measures: P(0), P(1) and P(2) and the GINI index. The results show that such policies have caused the greatest impact in the southern and southeastern of Brazil. The second paper develops three econometric models in Panel Data to calculate the income-poverty elasticity and inequality-poverty elasticity for geographic regions of Brazil, in a disaggregated way. For the estimations we used as measures the proportion of poor, the poverty gap and poverty gap squared. As was observed that the inequality-poverty elasticity is greater than the growth-poverty elasticity, the reduction in inequality measured by the GINI index is more sensitive to inequality rate's falls than to the average income's increments. At last, but not least, the third paper uses the methodology developed by Kraay (2004) to analyze the importance of each component of the growth "pro-poor" for the states of the regions of Brazil. In the northeast region the shifts in income have been more significant in explaining the pro-poor growth when compared to inequality decreases. In the southeast region the lessening of inequality seems even more meaningful when compared to the northeast region.

Keywords: Poverty. Inequality. Brazilian States.

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 1

TABELA 1 – Brasil Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	27
TABELA 2 – Região Norte Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	28
TABELA 3 – Região Nordeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	30
TABELA 4 – Região Centro-Oeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	31
TABELA 5 – Região Sudeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	33
TABELA 6 – Região Sul Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza.....	34
TABELA 7 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento – P(0)	35
TABELA 8 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento – P(1)	35
TABELA 9 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento – P(2)	36
TABELA 10 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Brasil.....	37
TABELA 11 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Norte.....	38
TABELA 12 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Nordeste.....	39
TABELA 13 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Centro-Oeste..	40
TABELA 14 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sudeste.....	41
TABELA 15 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sul.....	42
TABELA 16 – Comparando a Intensidade do Crescimento “Pró-Pobre” – Média das Regiões.....	43

CAPÍTULO 2

TABELA 1 – Renda, Gini, P(0), P(1) e P(2) – Unidades da Federação.....	55
TABELA 2 – Estimções das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para o Brasil.....	65
TABELA 3 – Estimções das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para as Regiões Norte e Nordeste.....	66
TABELA 4 – Estimções das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para as Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.....	67
TABELA 5 – Resumo das Estimções das Elasticidades Crescimento-Pobreza e Desigualdade-Pobreza para Brasil e Grupo de Regiões.....	68
TABELA 6 – Testes de Especificação para Modelos com Dados em Painel.....	75

CAPÍTULO 3

TABELA 1 – Estados/Linha de Pobreza (R\$ 2005)	84
--	----

TABELA 2 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005	89
Índices FGT - Brasil e Regiões Nordeste e Sudeste.....	
TABELA 3 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005	
Índices FGT - Estados da Região Nordeste.....	92
TABELA 4 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005	
Índices FGT - Estados da Região Sudeste.....	94
TABELA 5 – Índice de Gini da Renda Familiar <i>per Capita</i> : Estados do Nordeste e Sudeste: 1995-2005.....	103
TABELA 6 – Renda Média Familiar per Capita: Estados das Regiões Nordeste e Sudeste: 1995-2005.....	104

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO 1

FIGURA 1 – PEGR – Brasil P(0), P(1) e P(2)	27
FIGURA 2 – PEGR – Norte P(0), P(1) e P(2)	29
FIGURA 3 – PEGR – Nordeste P(0), P(1) e P(2)	30
FIGURA 4 – PEGR – Centro-Oeste P(0), P(1) e P(2)	32
FIGURA 5 – PEGR – Sudeste P(0), P(1) e P(2)	33
FIGURA 6 – PEGR – Sul P(0), P(1) e P(2)	34
FIGURA 7 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Brasil.....	38
FIGURA 8 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Norte.....	39
FIGURA 9 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Nordeste.....	39
FIGURA 10 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Centro-Oeste....	40
FIGURA 11 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sudeste.....	41
FIGURA 12 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sul.....	42

CAPÍTULO 2

FIGURA 1 – Efeito de um aumento da Renda Média sobre a Medida de Pobreza.....	50
FIGURA 2 – Efeito do aumento da Concentração da Renda sobre a Pobreza.....	50
FIGURA 3 – Efeito de um aumento da Renda seguido de um aumento da Concentração da Renda sobre a Medida de Pobreza.....	51
FIGURA 4 – Valores Médios – RPC e Gini.....	74

LISTA DE GRÁFICOS

CAPÍTULO 1

GRÁFICO 1 – Renda Brasil.....	17
GRÁFICO 2 – Evolução da Renda Familiar per capita: Brasil e Regiões: 1995 a 2005.....	17
GRÁFICO 3 – Evolução do Gini Brasil e Regiões.....	18
GRÁFICO 4 – Redução índice do Gini: 1995 a 2005.....	19

CAPÍTULO 2

GRÁFICO 1 – Função Kernel para Proporção de Pobres.....	56
GRÁFICO 2 – Função Kernel para o Hiato Médio de Pobreza.....	56
GRÁFICO 3 – Função Kernel para o Hiato da Pobreza ao Quadrado.....	56

CAPÍTULO 3

GRÁFICO 1 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Alagoas – 1995-2005.....	97
GRÁFICO 2 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Bahia – 1995-2005.....	97
GRÁFICO 3 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Ceará – 1995-2005.....	98
GRÁFICO 4 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Maranhão – 1995-2005.....	98
GRÁFICO 5 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Paraíba – 1995-2005.....	98
GRÁFICO 6 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Pernambuco – 1995-2005.....	99
GRÁFICO 7 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Piauí – 1995-2005.....	99
GRÁFICO 8 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Rio Grande do Norte – 1995-2005.....	99
GRÁFICO 9 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Sergipe – 1995-2005.....	100

GRÁFICO 10 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Espírito Santo – 1995-2005.....	101
GRÁFICO 11 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Minas Gerais – 1995-2005.....	101
GRÁFICO 12 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Rio de Janeiro – 1995-2005.....	102
GRÁFICO 13 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – São Paulo – 1995-2005.....	102

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	13
CAPÍTULO 1 – COMPARANDO A INTENSIDADE DO CRESCIMENTO “PRÓ-POBRE” ENTRE AS REGIÕES BRASILEIRAS.....	15
1.1 Introdução.....	15
1.2 Fatos Estilizados sobre a Evolução da Desigualdade Intra-Regional no Brasil.....	16
1.3 Metodologia para o Cálculo do Crescimento “Pró-Pobre”.....	20
1.4 Resultados.....	26
1.5 Análise Consolidada dos Estilos de Crescimento.....	34
1.6 O Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre”.....	37
1.7 Considerações Finais.....	43
1.8 Referências.....	44
CAPÍTULO 2 - ESTIMANDO AS ELASTICIDADES RENDA-POBREZA E DESIGUALDADE-POBREZA PARA CLUBES DE CONVERGÊNCIA NO BRASIL: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA DADOS EM PAINEL.....	46
2.1 Introdução.....	46
2.2 Os Efeitos do Crescimento da Renda e Redução da Desigualdade sobre os Níveis de Pobreza.....	49
2.3 Fontes de Dados e Evolução dos seus Valores para os Estados Brasileiros entre 1995 e 2005.....	54
2.4 Metodologia Econométrica.....	57
2.4.1 Métodos de Estimação para Dados em Painel.....	59
2.4.1.1 Efeitos Aleatórios (EA).....	59
2.4.1.2 Efeitos Fixos (EF).....	59
2.4.1.3 Primeira Diferença (PD).....	61
2.4.2 Testes Usuais para Dados em Painel.....	62
2.5 Resultados.....	64
2.6 Considerações Finais.....	69
2.7 Referências.....	70
APÊNDICES.....	74
CAPÍTULO 3 - COMPARANDO AS FONTES DE CRESCIMENTO “PRÓ-POBRES” ENTRE O NORDESTE E SUDESTE DO BRASIL PÓS-PLANO REAL.....	76
3.1 Introdução.....	76
3.2 Decomposição da Medida de Pobreza.....	78
3.2.1 O Modelo Teórico.....	79

3.2.2	A Decomposição da Medida de Pobreza.....	82
3.3	Metodologia.....	83
3.4	Resultados para o Brasil, Nordeste e Sudeste.....	87
3.5	Resultados para os Estados do Nordeste e Sudeste.....	90
3.5.1	Resultados para os estados da Região Nordeste.....	90
3.5.2	Resultados para os Estados da Região Sudeste.....	93
3.6	Conclusões.....	95
3.7	Referências.....	95
APÊNDICES.....		97

INTRODUÇÃO

O primeiro capítulo mostra, através da metodologia desenvolvida por Kakwani, Khandker e Son (2004), que houve crescimento “pró-pobre” em todas as regiões brasileiras entre 1995 a 2005, considerando as medidas de pobreza tradicionais $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$. Esta constatação é corroborada também pela queda do índice de GINI. No entanto, os resultados apontam que as políticas “pró-pobre” foram mais intensivas nas regiões Sul e Sudeste vis-à-vis as outras regiões.

O segundo capítulo calcula as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para o Brasil, e de forma desagregada, em regiões geográficas, utilizando dados em painel para o período 1995 a 2005 e tendo como variáveis, a renda familiar per capita, a desigualdade de renda e medidas de pobreza para os estados brasileiros. As estimativas são realizadas considerando além da medida de pobreza tradicional chamada de proporção de pobres, o hiato de pobreza e hiato de pobreza ao quadrado. Em termos gerais, nos três modelos estimados (efeitos aleatórios (EA), efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD) em virtude da presença de heterogeneidade não observada) e para cada medida de pobreza a elasticidade desigualdade-pobreza é maior do que a elasticidade crescimento-pobreza (em termos absolutos). Portanto as evidências apontaram que a redução da desigualdade, medida nesse trabalho pelo índice de GINI, foi mais influenciada pela queda dos níveis de pobreza que simplesmente pelo crescimento da renda média. Ademais, essa constatação se intensifica quando comparamos os clubes de convergência no Brasil, ou seja, o grupo de estados pertencentes ao Norte/Nordeste vis-à-vis ao Sul/Sudeste/Centro-Oeste e quando adicionamos nas estimativas os índices de pobreza que captam o grau de sua intensidade e severidade.

O terceiro capítulo mostra que após a introdução do Plano-Real, verifica-se uma queda acentuada nas taxas de pobreza nos diversos estados brasileiros que se intensificam nos anos recentes. No entanto, a magnitude dessas reduções tem sido diferenciada especialmente no que se referem aos estados do nordeste vis-à-vis aos do sudeste. Normalmente, a redução das taxas de pobreza tem sido atribuída a fontes relacionadas ao crescimento da renda e/ou redução da desigualdade. Utilizando a metodologia de decomposição das fontes de crescimento “pró-pobre” desenvolvida por Kraay (2004), este artigo examina a importância de cada componente para os estados dessas regiões entre 1995 e 2005. Observa-se que no caso dos estados do nordeste o crescimento da renda tem sido relativamente mais importante do que a redução da desigualdade como fonte de crescimento “pró-pobre”. No sudeste, por

outro lado, o componente desigualdade ganha mais importância quando comparado ao nordeste.

CAPÍTULO 1 – COMPARANDO A INTENSIDADE DO CRESCIMENTO “PRÓ-POBRE” ENTRE AS REGIÕES BRASILEIRAS

1.1 Introdução

Já se constitui um debate consolidado na literatura empírica sobre desenvolvimento econômico que a expansão da renda por si só pode não ser suficiente em reduzir a pobreza. Por exemplo, Adelman e Morris (1973) e Chenery *et al.* (1974) argumentaram que as evidências são claras em apontar que os indivíduos mais pobres em economias menos desenvolvidas, pouco se beneficiaram do longo período de crescimento da renda em seus países.

É bem verdade que essa discussão foi influenciada pela hipótese de Kuznets (1955, 1963) da Curva do “U invertido” que sugere que nos estágios iniciais de desenvolvimento, a distribuição de renda tenderia a piorar, mas a partir de certo nível voltaria a cair. Essa idéia levaria a um claro entendimento que a pobreza poderia levar muitos anos para declinar nas economias em desenvolvimento.

Entretanto, trabalhos mais recentes utilizando séries temporais (RAVALLION, 1995; DEININGER; SQUIRE, 1996, 1998; SCHULTZ, 1998; BRUNO; RAVALLION; SQUIRE, 1998) têm rejeitado a hipótese de Kuznets, de modo que o crescimento econômico não guardaria relação causal com a desigualdade. Deininger e Squire (1996), por exemplo, ilustra que o PIB per capita cresceu 26% nos países em desenvolvimento entre 1985 e 1995, enquanto o coeficiente de Gini alterou-se somente 0,28 pontos percentuais por ano no mesmo período.

Considerando a pouca variabilidade da desigualdade de renda através do tempo, pode-se intuir que o crescimento da renda possa ser o mecanismo mais relevante na redução da pobreza. No entanto, tal indicação estaria condicionada à magnitude da própria taxa de crescimento da renda e pelo tamanho da desigualdade existente, que certamente minimizariam os possíveis benefícios do crescimento econômico.

Em certo sentido, a magnitude desses efeitos sobre a redução da pobreza pode ser diretamente computada pelo cálculo das elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade. Bruno, Ravallion e Squire (1998) encontram, por exemplo, para 20 países em desenvolvimento, coeficientes estatisticamente significantes de -2,28 para variável

crescimento da renda e 3,86 para o coeficiente de Gini, significando que 10% de acréscimo na renda, reduziria a pobreza em 22,8% enquanto que se o mesmo percentual fosse utilizado na queda da desigualdade implicaria numa redução da pobreza em 38,6%. Evidências nacionais para essas estatísticas podem ser encontradas em Soares e Marinho (2005) e Hoffman (2006) onde apontam magnitudes semelhantes.

A comparação entre a magnitude das elasticidades acima sugere que políticas que promovam a queda da desigualdade possam ser mais relevantes na redução da pobreza que ações visando à expansão da renda média. Isso pode favorecer a idéia de se estabelecer estratégias de redução de desequilíbrios intra-regionais através de medidas que possam aumentar proporcionalmente mais a renda dos pobres vis-à-vis aos não-pobres em cada região

O presente artigo mostrará que, usando a metodologia desenvolvida por Kakwani, Khandker e Son (2004), houve crescimento “pró-pobre” em todas as regiões e por consequência no Brasil, e isto é corroborada pela queda do índice de Gini. Além do mais, os resultados encontrados indicam que as políticas “pró-pobre” foram implementadas com mais intensidade nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste vis-à-vis as outras regiões.

Tomando por base essa discussão esse artigo tem como objetivo avaliar como os movimentos da renda nacional de 1995 a 2005 têm reflexos na renda de cada região em termos da dispersão intra-regional, através do conceito “pró-pobre”. Além dessa seção introdutória, na seção II discute-se a evolução da desigualdade de renda em cada região nesse período. A seção III é dedicada à apresentação de uma metodologia para se identificar quando a expansão ou contração da renda possa ser considerada “pró-pobre”. Os resultados dessa metodologia são discutidos na seção IV, enquanto que na seção V faz-se uma análise consolidada dos estilos de crescimento. A discussão da intensidade do crescimento pró-pobre em cada região é apresentada na seção VI e a última seção é dedicada às considerações finais.

1.2 Fatos Estilizados sobre a Evolução da Desigualdade Intra-Regional no Brasil

Para se avaliar o comportamento da desigualdade intra-regional nas diversas regiões brasileira e quantificar a magnitude do crescimento “pró-pobre” verificado após o Plano Real, é importante analisar como se deu a evolução da renda nacional e seus rebatimentos regionais após 1995. Esta avaliação ajudará também a um melhor entendimento da distribuição de renda em cada localidade em períodos de contração e expansão da renda.

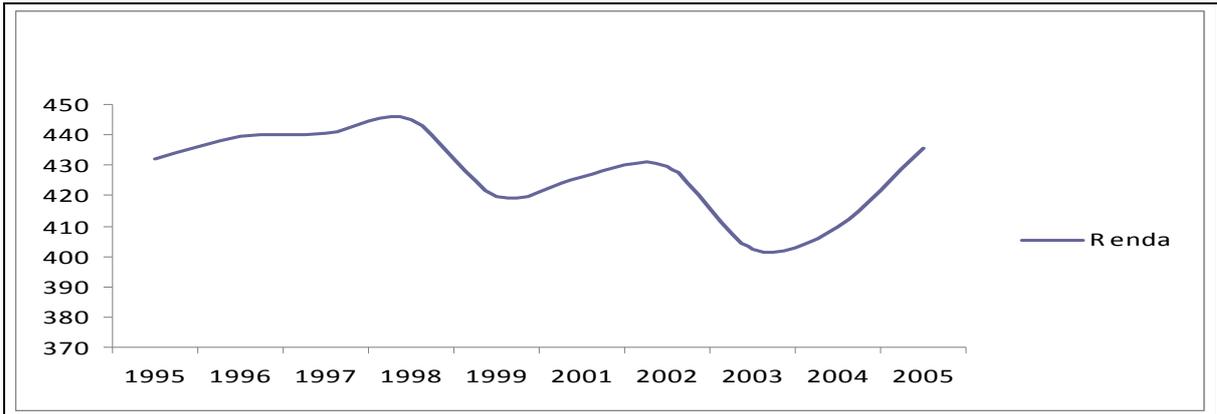


Gráfico 1 – Renda Brasil

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD/IBGE

Tomando por base inicialmente a evolução da renda nacional a partir da renda familiar per capita, pode ser visto no Gráfico 1 que ela apresenta um comportamento cíclico no período analisado. Mais especificamente, a partir de 1995 assistiu-se um período de expansão indo até 1998/99 quando acontece uma forte contração com a desvalorização da Real. Um novo período de crescimento inicia-se a partir de 2000/2001 quando se atinge um novo máximo em 2002, voltando a decrescer novamente até 2003, quando da posse do Presidente Lula, iniciando-se novamente um novo período de expansão.

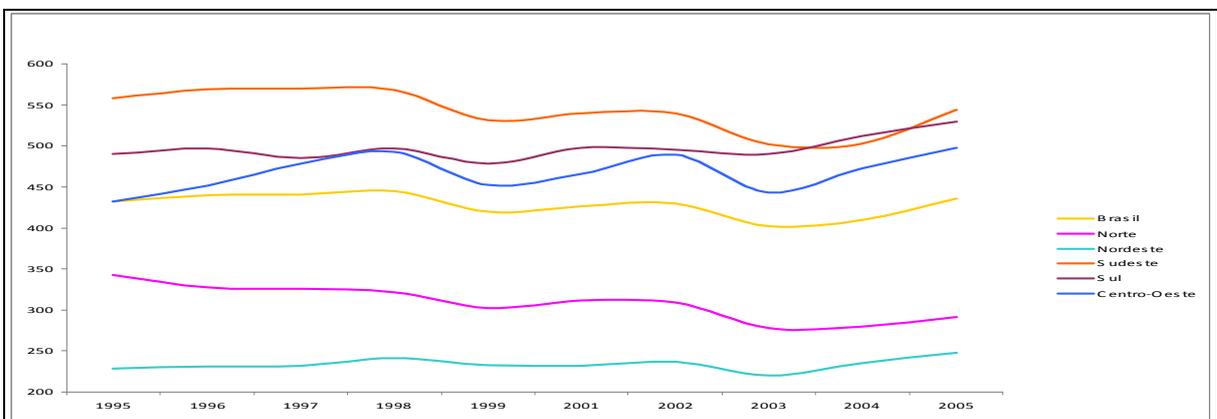


Gráfico 2 – Evolução da Renda Familiar per capita: Brasil e Regiões: 1995 a 2005

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

O Gráfico 2 ilustra o comportamento da renda familiar per capita nas diversas regiões entre 1995 a 2005. Como pode ser visto, as regiões como maior nível de renda são, nessa ordem, o Sudeste, Sul e Centro-Oeste enquanto que o Norte e o Nordeste apresentam os níveis mais baixos, confirmando a idéia de clubes de convergência no país. Em termos de sua evolução, verifica-se que o movimento cíclico da renda nacional é mais bem acompanhado pelo primeiro bloco, onde períodos de expansão e contração da renda se assemelham.

Ademais, examinando a tendência entre as regiões, percebe-se inicialmente que o Nordeste tem apresenta uma trajetória estável até 2003, quando a renda começa a subir. Por outro lado, no Norte, esse movimento é declinante nesse mesmo período, apesar de ter uma reação semelhante ao Nordeste. Por fim, examinando as regiões mais ricas, verifica-se que o Sul e Centro-Oeste apresentam uma tendência crescente enquanto no Sudeste tem-se um período de relativa estabilidade até 1999 que é seguido por um movimento cíclico na renda com ligeiro declínio. Por fim, todas essas regiões mostram tendência de crescimento acentuado a partir de 2003.

O Gráfico 3, a seguir, ilustra o comportamento do índice de Gini para a renda familiar per capita do Brasil e suas diversas regiões no mesmo período. Pode-se constatar inicialmente uma clara tendência de queda nesse período para todas as regiões e por conseqüência para o país. Apesar de uma elevação inicial, essa tendência de queda é contínua a partir de 1996 para a região Nordeste, onde se destaca também por apresentar os maiores níveis de concentração de renda em todo período. O Norte tem um nível semelhante ao índice nacional enquanto que às regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul apresentam menores valores, com destaque para a última região. Ademais, em termos da magnitude proporcional da queda no índice de Gini do início do período ao seu final, as regiões Norte e Sul foram as que apresentaram as maiores reduções relativas enquanto que o Centro-Oeste e o Sudeste, os menores (GRÁFICO 4).

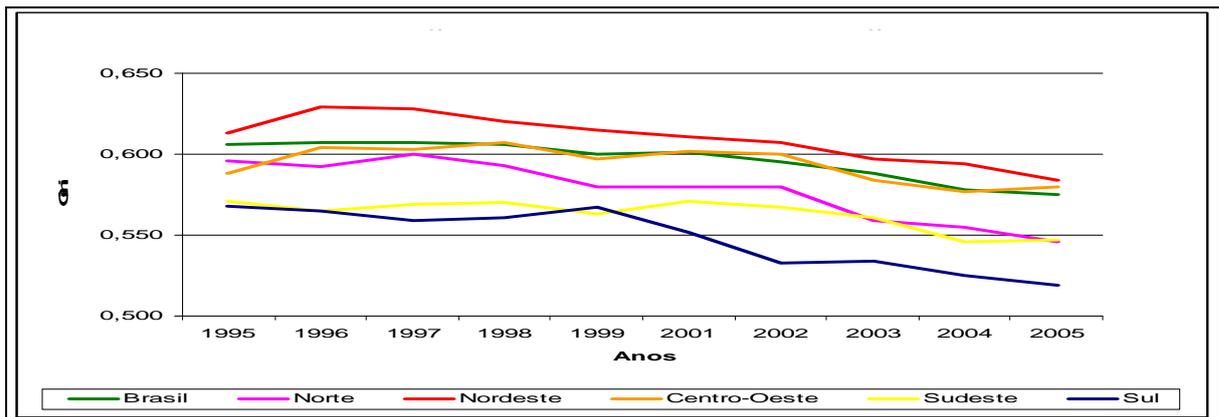


Gráfico 3 – Evolução do Gini Brasil e Regiões

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD/IBGE

A avaliação do problema da redução da desigualdade intra-regional nas diversas regiões brasileiras, a luz do movimento da renda dos indivíduos considerados pobres vis-à-vis aos não-pobres, pode remeter a discussão ao que se convencionou chamar na literatura de crescimento “pró-pobre”. Na verdade, não se tem consenso sobre o real significado do que

venha a ser caracterizado por crescimento “pró-pobre” (LOPEZ, 2004). Segundo Ravallion e Chen (2003), por exemplo, este conceito seria aplicado quando a renda dos pobres crescesse independentemente do que ocorra com a desigualdade. Por outro lado, White e Anderson (2000) consideram que uma aplicação mais apurada desse conceito ocorreria quando a desigualdade de renda caísse durante a sua expansão. No entanto, é interessante estender esse conceito não somente para os períodos de expansão da renda, mas também em movimentos de contração, como observado nesse período.

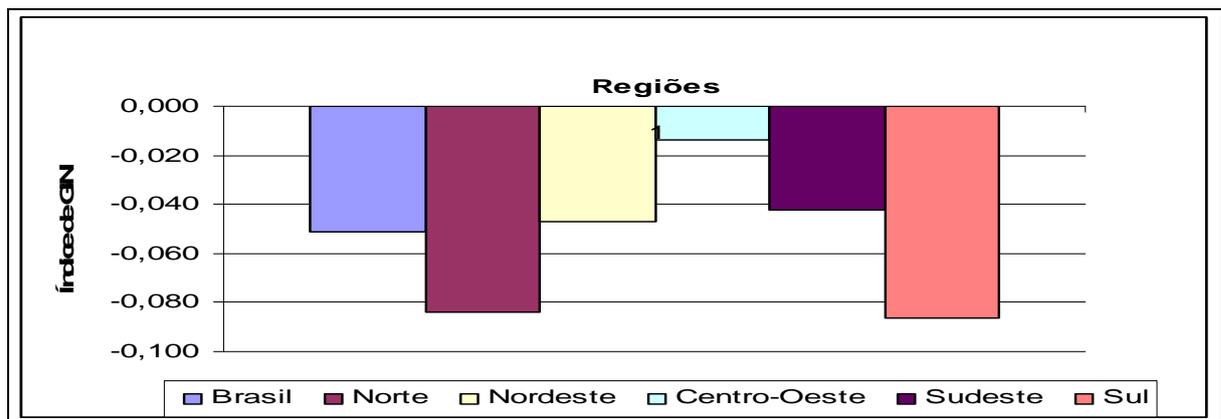


Gráfico 4 – Redução Índice de GINI: 1995 a 2005

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos micro dados da PNAD/IBGE

Sem entrar no mérito desse debate, o certo é que se consideramos a definição de White e Anderson (2000), a magnitude da desigualdade e sua evolução seriam variáveis importantes no combate à pobreza. Além do mais, a literatura tem apontado que políticas que visam combater a pobreza conciliando o crescimento da renda com a redução da desigualdade, têm sido mais eficazes quando comparados a cada medida utilizada de forma isolada (RAVALLION, 1997, 2004; BOUGUIGNON, 2003; LOPEZ; SERVEN, 2004).

Considerando assim uma tendência decrescente na desigualdade de renda em todas as regiões é possível imaginar que o crescimento da renda ou seu decréscimo tenha sido “pró-pobre” nessas localidades. Essa análise também pode ser enriquecida na medida em que se pode identificar o movimento da renda dos indivíduos considerados pobres vis-à-vis aos não-pobres em períodos de expansão e contração da renda. Supostamente, se existir efeitos assimétricos relacionados aos diversos movimentos da renda, seria de se esperar impactos diferenciados em termos de aprofundamento na desigualdade intra-regional. Em períodos de expansão, por exemplo, da renda nacional e por conseqüência, na renda de uma determinada região, poderia se esperar a redução de sua desigualdade. Mas dado o caráter peculiar de cada região e o tipo de política adotada, o impacto dessa expansão sobre a desigualdade pode

ocorrer de forma diferenciada quando se compara a outra região. Raciocínio semelhante vale também para o caso de um período de recessão.

Assim, deve-se ter em mente também a possibilidade da desigualdade intra-regional poder se ampliar quando de um período de expansão da renda. Isso vai depender do quão “pró-pobre” ou “anti-pobre” forem os períodos de expansão ou contração da renda. Noutro sentido, se num período de contração, a renda dos indivíduos considerados pobres diminuir, mas a desigualdade dentro da região também se reduzir, pode-se afirmar que os pobres dessa região foram menos prejudicado que os não-pobres o que implicaria numa queda da desigualdade intra-regional.

Desde modo, com o intuito de quantificar a magnitude do crescimento “pró-pobre” no Brasil e suas diversas regiões entre 1995 e 2005 tanto para os períodos de expansão como contração da renda, apresenta-se na seção seguinte a metodologia desenvolvida por Kakwani, Khandker e Son (2004), onde crescimento “pró-pobre” é identificado com aumento da renda associado à queda da desigualdade. Tal metodologia permite identificar o aumento da renda dos pobres comparativamente aos não-pobres durante um movimento cíclico da renda e então caracteriza-lo em diversas formas como, por exemplo, se ele é “pró-pobre”, “anti-pobre” ou “super pró-pobre”, entre outros.

1.3 Metodologia para o Cálculo do Crescimento “Pró-Pobre”

Pobreza pode ser conceituada em termos de privação absoluta sofrida pela população. Uma pessoa sofre de privação absoluta se ela não goza de um padrão de vida mínimo numa sociedade. Suponha que a renda individual x seja uma variável aleatória com uma função de distribuição dada por $F(x)$. Denote z como a linha de pobreza dessa sociedade o que implica que uma pessoa sofreria de privação absoluta se sua renda fosse menor que z . A proporção de indivíduos dessa economia que sofre de privação e que seja considerada pobre pode ser definida como $H = F(z)$. Essa medida de incidência de pobreza é conhecida na literatura como *Proporção de Pobres*, ou $P(0)$.

A despeito dessa medida de pobreza ser bastante utilizada ela assume que cada indivíduo que possui renda abaixo da linha de pobreza sofre do mesmo grau de privação, não considerando então a intensidade de privações que existem no universo dos indivíduos

considerados pobres. Para considerar, no entanto, os diferentes níveis de privação, podemos definir uma medida do grau de privação absoluta da renda (G_p) dado por:

$$\begin{aligned} \text{Grau de Privação} &= GP(z, x) \text{ se } x < z \\ &= 0 \text{ se } x \geq z \end{aligned} \quad (1)$$

onde $GP(z, x)$ é uma função homogênea de grau zero em z e x . Assuma também que:

$$\frac{\partial GP(z, x)}{\partial x} < 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial^2 GP(z, x)}{\partial x^2} > 0 \quad (2)$$

ou seja, o grau de privação decresce estritamente e monotonicamente a uma taxa crescente. Desta forma, a magnitude da pobreza em uma sociedade pode ser medida por uma privação média Γ que é sofrida por uma sociedade dada por.

$$\Gamma = \int_0^z GP(z, x) f(x) dx$$

onde $f(x)$ é a função densidade de probabilidade de x . Esta é uma classe geral de medidas de pobreza aditiva. Para Foster, Greer e Thorbecke (1984), uma classe de medidas de pobreza pode ser obtida substituindo por:

$$GP(z, x) = \left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha \quad (3)$$

onde α é o parâmetro da aversão à desigualdade. Para $\alpha = 0$ temos a proporção de pobres $P(0)$, $\alpha = 1$, o hiato da pobreza, $P(1)$ e $\alpha = 2$ a severidade ou intensidade da pobreza $P(2)$.

A Taxa de Crescimento Equivalente Pobreza (TCEP)

Como o crescimento econômico afeta a redução da pobreza? Para responder de forma adequada esta pergunta necessitamos medir os fatores que contribuem para a redução da pobreza que podem ser de duas naturezas. A primeira possibilidade é pela magnitude da taxa de crescimento econômico, ou seja, o efeito do crescimento da renda média. Supondo que a renda gerada seja distribuída proporcionalmente entre os indivíduos, sejam os considerados pobres ou não-pobres, haveria algum ganho de renda que faria com que aqueles

indivíduos perto da linha de pobreza pudessem ultrapassá-la, reduzindo assim o número de pobres.

Uma segunda hipótese que contribuiria para a redução da pobreza, seria através da redução da desigualdade - acompanhada ou não do crescimento da renda - o que implicaria numa maior captura da renda dos pobres relativo aos não-pobres. Ademais, o impacto do crescimento econômico na redução da pobreza seria influenciado pelo comportamento da desigualdade. Se prevalecer, por exemplo, a hipótese do “U invertido” de Kuznets (1955), em economias com baixo nível de renda, o crescimento econômico teria pouca eficácia na redução da pobreza dado o aumento da desigualdade durante esse processo.

Para medirmos o efeito desses dois impactos sobre a pobreza, diferenciamos a equação (2) para obter:

$$\frac{\partial \Gamma}{\Gamma} = \frac{1}{\Gamma} \int_0^z \frac{\partial GP}{\partial x} d(x) f(x) dx \quad (5)$$

onde $GP(z, x) = 0$. Suponha que $x(p)$ é o nível de renda da população no p -ésimo percentil.

Deste modo, a equação (5) pode ser reescrita em termos como:

$$dLn(\Gamma) = \frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dLn(x(p)) dp \quad (6)$$

Seguindo Kakwani (1980), $x(p)$ pode ser dado por:

$$x(p) = \mu L'(p) \quad (7)$$

Em que μ é a renda média da sociedade e $L'(p)$, a primeira derivada da função de Lorenz. Tomando logaritmo em (7) e diferenciando nós obtemos:

$$dLn(x(p)) = dLn(\mu) + dLn(L'(p)) \quad (7')$$

Substituindo (7') em (6) temos:

$$dLn(\Gamma) = dLn(\mu) \frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dp + \frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dLn(L'(p)) dp \quad (8)$$

Perceba que o termo $\frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dp$, na primeira expressão no lado direito da igualdade, é a porcentagem de mudança na pobreza quando ocorre um crescimento na renda média de 1%, mantendo a desigualdade constante, ou seja, é a elasticidade pobreza-crescimento, como derivada em Kakwani (1993). Neste contexto, estamos assumindo que cada indivíduo recebe os benefícios do crescimento da renda de forma proporcional a distribuição existente. Considerando as especificações em (2) e assumindo que $L'(p) > 0$, o valor desta elasticidade será sempre negativo. Dividindo (8) por $dLn(\mu)$ chegamos a seguinte expressão:

$$\frac{dLn(\Gamma)}{dLn(\mu)} = \frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dp + \frac{1}{\Gamma dLn(\mu)} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dLn(L'(p) dp) \quad (9)$$

A equação 9 refere-se ao valor total da elasticidade-pobreza, sendo influenciado por dois componentes: o primeiro reflete a redução percentual da pobreza devido o aumento da renda média enquanto que o segundo termo captura o efeito da desigualdade sobre a pobreza quando do crescimento econômico.

Através dessas expressões podemos estabelecer alguma medida da magnitude do que crescimento “pró-pobres” em uma determinada economia. Para tanto, a primeira iniciativa seria considerar o que seria crescimento “pró-pobre” nesse contexto. Uma opção é estabelecer que o crescimento seja “pró-pobre” se a mudança na desigualdade que acompanha o crescimento reduz a pobreza total.

Ou seja, em termos simplesmente da magnitude, esta situação ocorreria se a elasticidade pobreza-total (EPT), dada pelo termo $\frac{dLn(\Gamma)}{dLn(\mu)}$, for maior que a elasticidade pobreza-crescimento (EPC) de Kakwani, $\frac{1}{\Gamma} \int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dp$. Perceba que nesse caso, a redução da desigualdade seguiria a mesma direção da queda nos níveis de pobreza de modo que reforçaria sua redução. Noutro sentido, se durante o processo de crescimento da renda, a mudança na desigualdade contribuir para o aumento da pobreza, o efeito do crescimento da renda na pobreza seria amortecida de modo que EPT seria menor que EPC.

A magnitude do crescimento “pró-pobre” estaria associada então à magnitude dessas elasticidades e do efeito da desigualdade sobre a pobreza (EDP). Para tanto, Kakwani

et al. (2004), introduzem o conceito de *taxa de crescimento do equivalente pobreza* (TCEP)¹. Definindo g como a taxa de crescimento da renda média, ou seja, $g \equiv d\ln(\mu)$, TCEP = g^* resultaria num mesmo nível de redução da pobreza da mesma magnitude de g , se o processo de crescimento econômico não tivesse sido acompanhado de mudanças na desigualdade, ou seja, quando cada um tenha recebido benefícios proporcionais do crescimento da renda.

Perceba que a taxa proporcional efetiva da redução da pobreza, $d\ln\Gamma$, é dada por $(EPT)(g)$. Assim, se a distribuição não se alterar durante o processo de crescimento, então a redução proporcional na pobreza seria igual a $(EPC)(g^*)$ que seria igual a $(EPT)(g)$. Desta forma, a partir dessa relação, podemos construir um índice de “pró-pobre” (I_{pp}), como foi desenvolvido por Kakwani e Pernia (2000), que leva em consideração a magnitude da diferença entre g^* e g , que é dada obviamente pela diferença entre EPT e EPC . Assim:

$$g^* = (I_{pp})g \quad (10)$$

onde $I_{pp} = \frac{EPT}{EPC}$. Como visto, a definição de crescimento “pró-pobre” estaria relacionada ao fato de $I_{pp} > 1$, ou seja, $EPT > EPC$. Será “anti-pobre” se $0 < I_{pp} < 1$ e deste modo, apesar do aumento da desigualdade a pobreza ainda diminui devido ao efeito do crescimento da renda média. Essa situação é caracterizado na literatura de processo *trickle-down*, ou seja quando os pobres recebem proporcionalmente menos benefícios do crescimento que os não-pobres.

Uma outra possibilidade poderia também ocorrer quando um crescimento econômico mesmo sendo positivo, aumentasse os níveis de pobreza. Neste caso, g^* seria negativo. Isto poderia acontecer quando a desigualdade aumenta tal que o benefício do impacto do crescimento é mais do que compensado pelo o efeito adverso do aumento da desigualdade. Uma situação reversa seria uma redução dos níveis de pobreza durante uma recessão, ou seja, quando $g < 0$. Neste caso é evidente que g^* seria positivo e a recessão seria fortemente pró-pobre. Por outro lado, se $g < g^* < 0$, a pobreza aumentaria mas os pobres se prejudicariam proporcionalmente menos que os não-pobres. Por fim, a recessão seria contra-pobre se $g^* < g < 0$, no caso da pobreza aumentar e os pobres serem prejudicados proporcionalmente mais que os não-pobres.

¹ O conceito dessa taxa em Inglês é *poverty equivalente growth rate*. Para guardar a moneclatura original desses autores seguiremos com a sigla PEGR.

A TCEP é uma forma de mensurar a forma eqüitativa da taxa de crescimento. Ademais, pode ser visto que a redução proporcional na pobreza é uma função crescente de g^* : quanto maior g^* , maior será a redução proporcional na pobreza. Então, maximizando g^* será equivalente a maximizar a redução proporcional total na pobreza. Isto sugere que a performance de uma economia deveria ser julgada sobre a base da TCEP e não na taxa de crescimento sozinha. Para tornar nossa mensagem mais clara, suponha um país em que a elasticidade pobreza-total é $2/3$ da elasticidade crescimento-pobreza. Então de (10) nós notamos que a taxa de crescimento real do país de 9% cento é igual somente a TCEP de somente 6%. Então, a taxa de crescimento efetiva para redução da pobreza é 3% menor que a taxa real de crescimento porque o país não está seguindo políticas pró-pobre. Por outro lado, se a elasticidade pobreza-total é supostamente 20% maior do que a elasticidade pobreza-crescimento, então a taxa de crescimento real do país de 9% a TCEP de 10,8%. Isto indica que o crescimento é pró-pobre porque a taxa de crescimento efetiva para redução da pobreza é 1,8% maior que a taxa de crescimento real.

A partir de (6) e (8), (10) pode ser escrito como:

$$g^* = \frac{\int_0^H \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dLn(x(p)) dp}{\int \frac{\partial GP}{\partial x} x(p) dp} \quad (11)$$

A expressão (11) mostra que TCEP é a média ponderada do crescimento da renda de cada percentil, com o peso dependendo da medida de pobreza utilizada.

O Cálculo da TCEP

A classe geral da medida de pobreza Γ , dado em (2) é plenamente caracterizado pela linha de pobreza z , a renda média μ e a curva de Lorenz $L(p)$. Isto é:

$$\Gamma = \Gamma(z, \mu, L(p))$$

Suponha uma distribuição de renda em que os anos iniciais e terminais têm médias μ_1 e μ_2 com curvas de Lorenz $L_1(p)$ e $L_2(p)$, respectivamente. A elasticidade pobreza-total (EPT) pode ser estimada por:

$$\hat{EPT} = \frac{\text{Ln}(\Gamma(z, \mu_2, L_2(p))) - \text{Ln}(\Gamma(z, \mu_1, L_1(p)))}{\hat{g}}$$

onde $\hat{g} = \text{Ln}(\mu_2) - \text{Ln}(\mu_1)$

Que é uma estimativa da taxa de crescimento da renda média. A partir da estimativa dos termos em (9) e (10) e utilizando a metodologia de decomposição da pobreza de Kakwani (2000) pode-se calcular *EPC* e *EPD* a partir das seguintes expressões:

$$\hat{EPC} = \frac{1}{2} [\ln(\Gamma(z, \mu_2, L_1(p))) - \ln(\Gamma(z, \mu_1, L_1(p))) + \ln(\Gamma(z, \mu_2, L_2(p))) - \ln(\Gamma(z, \mu_1, L_2(p)))] / \hat{g} \quad (12)$$

$$\hat{EPD} = \frac{1}{2} [\ln(\Gamma(z, \mu_2, L_2(p))) - \ln(\Gamma(z, \mu_1, L_1(p))) + \ln(\Gamma(z, \mu_2, L_2(p))) - \ln(\Gamma(z, \mu_2, L_1(p)))] / \hat{g} \quad (13)$$

Perceba que a redução proporcional na pobreza é $\hat{g}(EPT) = g^*(EPC)$. Desde que a *EPC* sempre é negativo a magnitude da redução da pobreza será uma função monotonicamente crescente da taxa de crescimento do equivalente-pobreza, ou seja, de g^* .

1.4 Resultados

As Tabelas e Gráficos a seguir apresentam os resultados da aplicação da metodologia discutida acima para o Brasil e suas cinco regiões. A análise é feita considerando os anos de 1995 a 1996, 1996 a 1997 e assim sucessivamente até 2005. Na segunda coluna de cada Tabela tem-se o valor calculado do crescimento da renda familiar per capita real (g) em cada período, enquanto (g^*), a Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza, é estimada para cada medida de pobreza utilizada (proporção de pobres, hiato de pobreza e severidade da taxa de pobreza).

Verifica-se inicialmente que com exceção dos períodos 1998-1999 e 2002-2003, todos os outros períodos foram de expansão da renda. Constata-se também que em quase todos os períodos analisados o crescimento pode ser considerado “pró-pobre”, no sentido em que a Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza (g^*) foi superior a taxa de crescimento real, (g) o que implica que durante os períodos de expansão da renda os pobres se beneficiaram mais que os não-pobres e que nos períodos em que a renda se contraiu eles

foram menos prejudicados. A exceção a esses resultados ocorre no período 1999 a 2001, caracterizado como *trickle-down* (td). Neste caso, apesar da desigualdade ter aumentado, a pobreza ainda diminuiu devido essencialmente ao crescimento da renda.

Tabela 1 – Brasil Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	1,67	2,78	pró-pobre	-1,36	IG	-3,25	IG	Expansão
1996-97	0,24	2,18	pró-pobre	0,38	pró-pobre	0,69	pró-pobre	Expansão
1997-98	1	3,62	pró-pobre	3,67	pró-pobre	4,52	pró-pobre	Expansão
1998-99	-5,86	3,38	pró-pobre	-3,02	pró-pobre	-2,53	pró-pobre	Recessão
1999-01	1,59	1,3	TD	0,36	TD	-1,23	IG	Expansão
2001-02	0,72	2,94	pró-pobre	5,1	pró-pobre	7,22	pró-pobre	Expansão
2002-03	-6,58	-4,97	pró-pobre	-4,78	pró-pobre	-5,57	pró-pobre	Recessão
2003-04	1,84	5,34	pró-pobre	7,82	pró-pobre	9,65	pró-pobre	Expansão
2004-05	6,19	6,87	pró-pobre	8,08	pró-pobre	8,74	pró-pobre	Expansão
MÉDIA	0,09	2,60	pró-pobre	1,81	pró-pobre	2,03	pró-pobre	Expansão

Fonte: Elaboração do autor

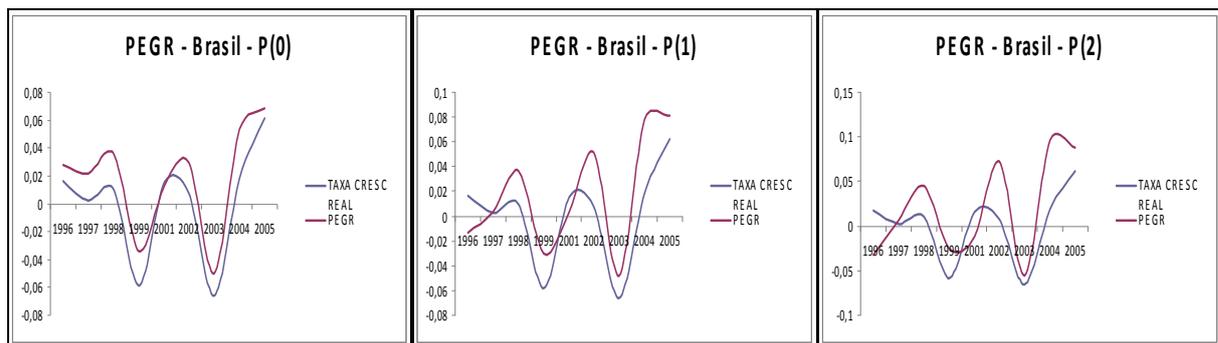


Figura 1 – PEGR - Brasil P(0), P(1) e P(2)

Fonte: Elaboração do autor

No caso da taxa do hiato da pobreza e sua severidade, a diferença em relação ao índice relativo à proporção de pobres ocorre para o primeiro da análise onde caracterizamos tal situação como *immiserizing growth* (IG) usando a terminologia de Bhagwati (1988). Nesse caso, a Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza é negativo, o que implica no fato de que quando se considera na análise a intensidade da pobreza, aqueles indivíduos mais pobres perdem renda nesse período, apesar da renda média ter crescido. No entanto, considerando a severidade, verifica-se que nesses dois períodos os mais pobres entre os considerados pobres são prejudicados. Isso ocorre quando apesar de um efeito positivo no crescimento da renda, a desigualdade também aumenta de modo que o possível impacto positivo da renda sobre os mais miseráveis é revertido pelo crescimento da desigualdade. É bem verdade que esse

resultado pode ser confirmado pelo aumento da desigualdade passando de 0,606 em 1995 para 0,607 em 1996 e 0,59 para 0,60 entre 1999 e 2001.

A Figura 1 apresenta para cada medida de pobreza as curvas da Taxa de Crescimento da Renda Real (g) e da Taxa de Crescimento Pobreza-Equivalente (g^*) para o Brasil de 1995 a 2005. Claramente identifica-se o movimento cíclico da renda nacional familiar per capita, onde períodos de expansão sucedem-se períodos de contração, inclusive com valores negativos em algumas situações.

Constata-se no caso de P(0) que para todos os períodos a Taxa de Crescimento Pobreza-Equivalente está acima da Taxa de Crescimento da Renda Real, apresentando apenas uma ligeira superposição abaixo entre 2001, quando da situação caracterizada anteriormente como *trickle-down* (TD). Quando se busca verificar o que está ocorrendo com os níveis mais intensos da pobreza no período de 1999 a 2001, constata-se que g está acima de g^* , sendo parte desses valores negativos, o que confirma a situação de *immiserizing growth* (IG), como discutido anteriormente. É importante relatar que esse período está relacionado aos problemas macroeconômicos enfrentados pelos países a partir dos choques adversos proporcionados pela desvalorização cambial de 1999. A evidência levantada está sugerindo que os mais pobres entre aqueles considerados pobres sofreram com mais intensidade tal situação.

Diferentemente do desempenho nacional, pode-se constatar pela Tabela 2 que a Região Norte apresenta na grande maioria dos períodos uma contração da renda de modo que no período como um todo há uma queda média na renda familiar per capita de -1,8%. As maiores contrações ocorrem em 1998-1999 e 2002-2003 acompanhando a tendência nacional mas com mais fortes quedas. Por outro lado, no início do período em que a renda do país apresentava expansão, a Região Norte contrariava a tendência nacional dando sinais de contração da renda. Esse fenômeno também ocorre entre 2001-2002.

Tabela 2 – Região Norte Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g^* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	-4,51	-4,08	pró-pobre	-4,98	anti-pobre	-6,99	anti-pobre	Contração
1996-97	-0,47	-1,99	anti-pobre	-3,47	anti-pobre	-2,48	anti-pobre	Contração
1997-98	-1,33	9,79	f pró-pobre	0,65	f pró-pobre	0,09	f pró-pobre	Contração
1998-99	-6,22	-4,03	pró-pobre	-0,65	pró-pobre	-0,26	pró-pobre	Contração
1999-01	2,84	3,28	pró-pobre	4	pró-pobre	4,51	pró-pobre	Expansão
2001-02	-0,62	-6,86	anti-pobre	-0,68	anti-pobre	0,52	f pró-pobre	Contração
2002-03	-10,79	-4,82	pró-pobre	-3,35	pró-pobre	-3,7	pró-pobre	Contração
2003-04	0,74	3,79	pró-pobre	1,76	pró-pobre	2,98	pró-pobre	Expansão
2004-05	4,16	5,09	pró-pobre	7,24	pró-pobre	8,83	pró-pobre	Expansão

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
MÉDIA	-1,80	0,02	f pró-pobre	0,06	f pró-pobre	0,39	f pró-pobre	Contração

Fonte: Elaboração do autor

Em termos de estilo de movimento da renda, percebe-se que considerando o índice proporção de pobres, em quase todo o período o estilo ou foi “pró-pobre” ou “fortemente pró-pobre”, sendo a exceção feita para os períodos 1996-1997 e 2001-2002, onde o crescimento é dito “anti-pobre”. No caso do desempenho “fortemente pró-pobre”, apesar da redução da renda em termos gerais, os pobres têm ganhos de renda em termos absolutos superiores aos não pobres, que no caso em questão é negativo. Esse fato volta a ocorrer entre 1997-1998 considerando o hiato da pobreza, P(1), e a severidade da taxa de pobreza, P(2).

É interessante examinar através da Figura 2, a seguir, que quando se examina as camadas mais pobres entre os pobres, ou seja, usando as medidas P(1) e P(2) da pobreza, o crescimento é considerado “anti-pobre” entre 1995-06 e 1996-97 e “fortemente pró-pobre” no período seguinte. Pode-se perceber que nos períodos iniciais de análise esse movimento irregular é bastante distinto do comportamento nacional apesar de que a partir de 2001 há uma tendência de reprodução do cenário nacional. Em termos da média do período, o estilo do movimento como um todo é considerado “super pró-pobre” na medida em que a despeito de uma contração média de renda na região, os pobres tiveram ganhos de renda em termos absolutos superior aos não-pobres.

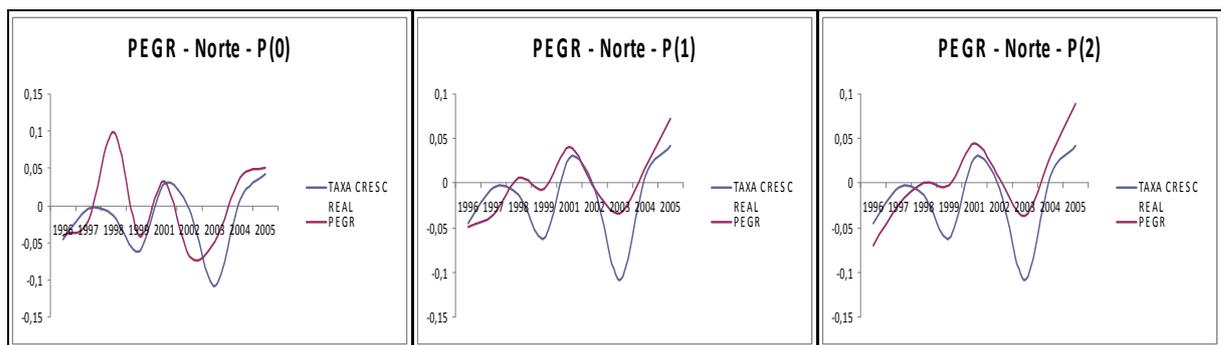


Figura 2 – PEGR - Norte P(0), P(1) e P(2)

Fonte: Elaboração do autor

Diferentemente da Região Norte, a Região Nordeste tem um comportamento bastante semelhante ao movimento da renda nacional, onde as fases de expansão no país também são expansões na região, da mesma forma em fases de contração (TABELA 3). A única diferença ocorre no período 2001-02 onde a renda familiar per capita do país cresce

1,59% e a renda do Nordeste cai 0,22%. Em termos de estilo de crescimento, o comportamento da Região Nordeste é semelhante ao país, especialmente quando examinamos os índices de pobreza.

Tabela 3 – Região Nordeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	1,2	-1,14	IG	-4,27	IG	-6,38	IG	Expansão
1996-97	0,2	-3,6	IG		IG	0,63	pró-pobre	Expansão
1997-98	4,03	6,17	pró-pobre	7,07	pró-pobre	8,24	pró-pobre	Expansão
1998-99	-3,76	-2,17	pró-pobre	-1,92	pró-pobre	-1,65	pró-pobre	Contração
1999-01	-0,22	1,72	f pró-pobre	1,09	f pró-pobre	-0,69	anti-pobre	Contração
2001-02	2,34	2,47	pró-pobre	4,21	pró-pobre	5,85	pró-pobre	Expansão
2002-03	-7,61	-4,1	pró-pobre	-5,04	pró-pobre	-5,95	pró-pobre	Contração
2003-04	6,8	5,83	TD	8,5	pró-pobre	9,53	pró-pobre	Expansão
2004-05	5,26	7,9	pró-pobre	8,3	pró-pobre	8,27	pró-pobre	Expansão
MÉDIA	0,92	1,45	pró-pobre	2,24	pró-pobre	1,98	pró-pobre	Expansão

Fonte: Elaboração do autor

As pequenas diferenças ocorrem principalmente para o período 1996-97 onde P(0) e P(1) é caracterizado por *immiserizing growth* (IG), enquanto no Brasil esse período é “pró-pobre”. A outra diferença ocorre no período recessivo de 2001-02, uma vez que enquanto no país o estilo é *trickle-down* (TD) para P(0) e P(1) e *immiserizing growth* (IG) para P(2), no Nordeste ele é “super pró-pobre” para P(0) e P(1) e “anti-pobre” para P(2). Ou seja, enquanto o período 1999-01 é de expansão da renda para o Brasil e os pobres não se beneficiam igualmente aos não-pobres a essa expansão, sendo que para os muitos pobres até ocorre uma perda de renda absoluta. No Nordeste, por outro lado, esse período de contração da renda é “fortemente pró-pobre” para P(0) e P(1) e “anti-pobre” para P(2). Esse resultado para P(2) assemelha-se até certo sentido a país nesse período, sendo um indicativo de que os mais pobres entre os pobres tanto a nível nacional como no Nordeste perderam renda relativa.

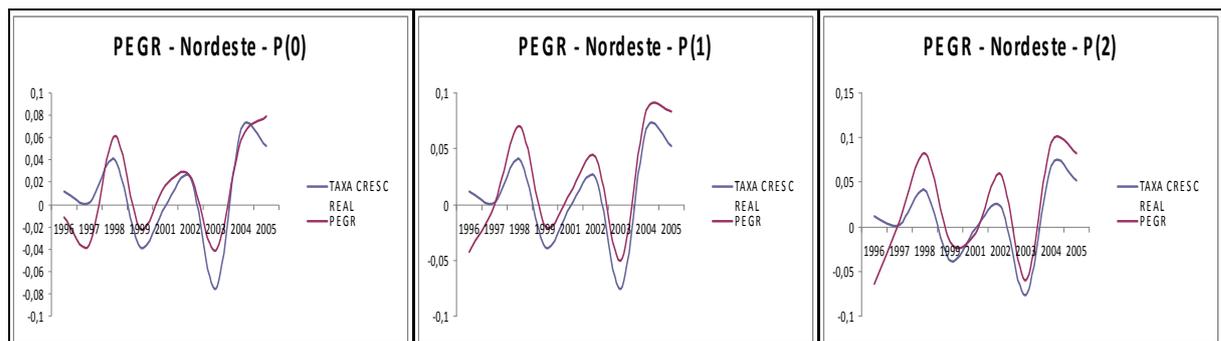


Figura 3 – PEGR - Nordeste P(0), P(1) e P(2)

Fonte: Elaboração do autor

A Figura 3 reforça a idéia entre a semelhança quase que completa entre o movimento cíclico da renda nacional com o mesmo comportamento para essa região, sendo fortalecida essa similitude a partir de 2001. Por fim, voltando a tabela 3 pode-se extrair uma tendência média para todo o período, onde se verifica que o Nordeste tem uma expansão de 0,92% ao ano, valor superior ao país que ficou praticamente estagnado e ao Norte que apresentou uma contração na renda.

Examinando o movimento da renda na região Centro-Oeste através da Tabela 4, percebe-se que os períodos de expansão e contração da renda são idênticos em cada período. Além do mais, o estilo de crescimento é também o mesmo quando se considera P(1) e P(2), sendo que exceção é feita para o último período, onde os mais miseráveis entre os pobres, a despeito de terem suas rendas absolutas aumentadas, perdem participação na renda relativa da região. Por outro lado, quando se examina o comportamento da renda dos pobres como um todo, através de P(0), verifica-se que de 1995 a 1998, quando há expansão da renda da região, a renda dos pobres cresce menos que proporcional aos dos não-pobres (*trickle-down*). Esse fenômeno se repete entre 1999 e 2002, quando da nova expansão da renda, mas nos períodos seguintes o crescimento passa a ser “pró-pobre”, a semelhança do comportamento nacional.

Tabela 4 – Região Centro-Oeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	4,5	0,58	TD	-1,71	IG	-4,66	IG	Expansão
1996-97	5,74	5,6	TD	8,2	pró-pobre	9,87	pró-pobre	Expansão
1997-98	2,85	0,42	TD	4,1	pró-pobre	5	pró-pobre	Expansão
1998-99	-8,47	-4,32	pró-pobre	-6,4	pró-pobre	-5,42	pró-pobre	Contração
1999-01	3,01	1,98	TD	0,77	TD	-2,35	IG	Expansão
2001-02	4,86	1,56	TD	5,47	pró-pobre	7,84	pró-pobre	Expansão
2002-03	-9,88	-4,26	pró-pobre	-5,28	pró-pobre	-6,03	pró-pobre	Contração
2003-04	6,37	8,26	pró-pobre	13,99	pró-pobre	18,25	pró-pobre	Expansão
2004-05	5,28	7,22	pró-pobre	3,23	TD	1,88	IG	Expansão
MÉDIA	1,58	1,89	pró-pobre	2,49	pró-pobre	2,71	pró-pobre	Expansão

Fonte: Elaboração do autor

É oportuno também constatar que das economias até aqui analisadas a maior taxa de expansão média anual ocorreu com a Região Centro-Oeste, com uma taxa de 1,58 e que para o período como um todo o crescimento é considerado pró-pobre, igualmente ao país e ao Nordeste e diferente do Norte que foi “fortemente pró-pobre”.

As curvas apresentadas na Figura 4 ilustram a situação da Região Centro-Oeste. Perceba que enquanto que para P(1) e P(2) o padrão é bastante semelhante ao comportamento

nacional, a situação é bem distinta em termos de $P(0)$ principalmente até início do novo milênio. Esse mesmo padrão de similitude é também encontrado, como visto, na região Nordeste e Norte, ou seja, é só a partir de 2001 que as regiões reproduzem o estilo de crescimento nacional caracterizado como sendo “pró-pobre”.

Os resultados referentes a Região Sudeste estão dispostos na Tabela 5. Com exceção ao ano de 1997-98, o movimento de renda nessa região é semelhante a tendência nacional, apesar de apresentar uma taxa de crescimento média da renda negativa considerando todo o período da análise. Em termos do estilo de crescimento, verifica-se que, com exceção do período 1999-2001, no caso de $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$, e 1996-97 para $P(0)$ e $P(1)$, todos os outros anos o crescimento é considerado “pró-pobre” ou fortemente “pró-pobre” como em 1997-98.

Esse resultado é de certa forma semelhante ao desempenho do país especialmente para $P(0)$ e distinto as outras regiões especialmente considerando o intervalo compreendido de 1995 a 2001. Com exceção do Nordeste em 2003-04 e Centro-Oeste em 2004-05, onde a renda absoluta dos pobres e nessa região aumenta não proporcionalmente mais aos dos não-pobres, em todo o período a partir de 2003 há uma elevação mais que proporcional na renda dos indivíduos considerados pobres.

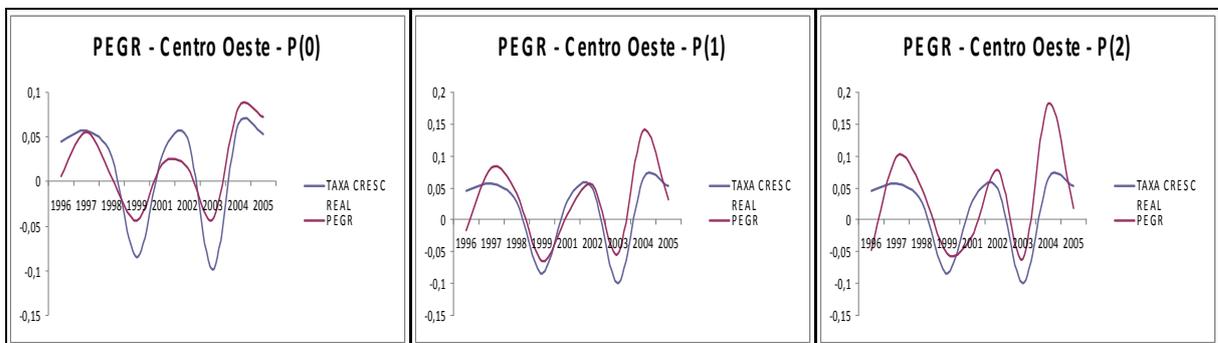


Figura 4 – PEGR - Centro-Oeste $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$

Fonte: Elaboração do autor

Interessante ainda observar é o padrão distinto de comportamento da renda e seus efeitos sobre a renda dos indivíduos considerados pobres no Nordeste e Sudeste no período 1999-2001. Enquanto esse período é de contração da renda na primeira região ele é de expansão no Sudeste. Além do mais, verifica-se que o período de queda de renda no Nordeste é acompanhado de expansão da renda dos pobres, ao contrário do Sudeste, onde a expansão da renda verificada traz consigo a redução absoluta da renda familiar per capita dos indivíduos pobres nessa Região. Por fim, a Figura 5 ilustra o movimento da Taxa de

Crescimento do Equivalente-Pobreza e da Taxa de Crescimento da Renda Real para os diferentes índices de pobreza. Percebe-se claramente que os indivíduos mais pobres entre aqueles considerados pobres passaram a apresentar ganhos relativos de renda a partir de 2003, seja no período de contração como de expansão da renda.

Tabela 5 – Região Sudeste Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	1,85	2,15	pró-pobre	2,1	pró-pobre	1,94	pró-pobre	Expansão
1996-97	0,13	0,28	pró-pobre	-0,44	IG	-1,78	IG	Expansão
1997-98	-0,25	*	f pró-pobre	0,31	f pró-pobre	0,38	f pró-pobre	Contração
1998-99	-6,77	-4,45	pró-pobre	-3,46	pró-pobre	-2,59	pró-pobre	Contração
1999-01	1,59	-4,02	IG	-4,1	IG	-7,09	IG	Expansão
2001-02	0,09	3,27	pró-pobre	5,77	pró-pobre	8,97	pró-pobre	Expansão
2002-03	-7,24	-6,62	pró-pobre	-6,11	pró-pobre	-6,59	pró-pobre	Contração
2003-04	0,1	*	pró-pobre	9	pró-pobre	12,14	pró-pobre	Expansão
2004-05	7,79	9,42	pró-pobre	9,7	pró-pobre	11,45	pró-pobre	Expansão
MÉDIA	-0,30	0,00	pró-pobre	1,42	pró-pobre	1,87	pró-pobre	Contração

Fonte: Elaboração do autor

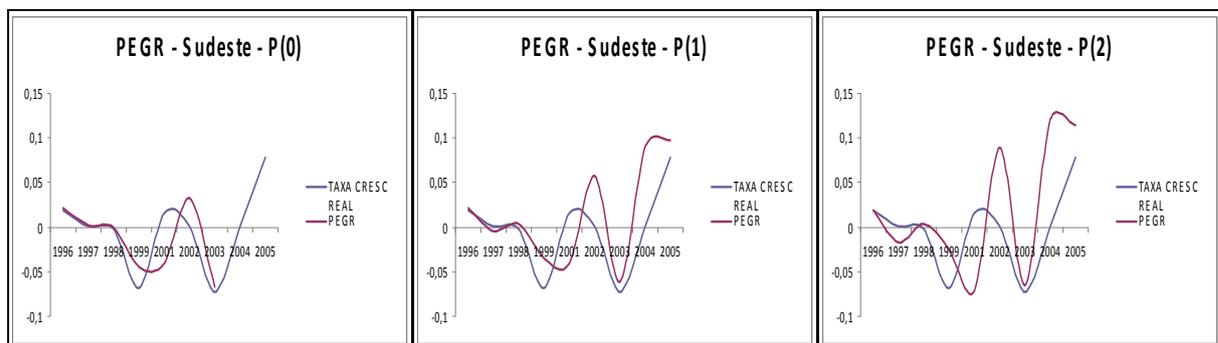


Figura 5 – PEGR - Sudeste P(0), P(1) e P(2)

Fonte: Elaboração do autor

Examinando, por fim, o movimento de expansão e contração da renda na região Sul identifica-se que entre 1995 a 2001 seu padrão é bastante distinto do restante do país tanto para P(0), quanto para P(1) e P(2). Por exemplo, no período 1996-97 assistis-se uma situação de contração na renda, e esse movimento é completamente distinto em termos dos índices de pobreza. Enquanto que para a proporção de pobres a retração da renda foi mais que prejudicial, considerando o hiato da taxa de pobreza ela foi pró-pobre e a severidade fortemente pró-pobre, ou seja, entre os indivíduos considerados pobres, a contração da renda foi mais benéfica quanto mais se leva em conta os mais miseráveis.

No entanto, esse mesmo movimento não é verificado na contração de renda do período 1998-99, onde todos são “anti-pobre”. Por outro lado, é importante observar que a

partir de 2002-03, o padrão de desempenho dessa região é muito semelhante ao do Brasil e das outras regiões. Diferentemente da região Sudeste, a taxa média de crescimento da renda familiar per capita no Sul é positiva, caracterizando o estilo de crescimento pró-pobre para todos os índices. A Figura 6, a seguir, ilustra o comportamento da Taxa de Crescimento da Renda Real e do Equivalente-Pobreza nesse período.

Tabela 6 – Região Sul Taxa de Crescimento da Renda Real X Taxa de Crescimento do Equivalente-Pobreza

ANO	g (%)	g* (%)						MOVIMENTO DA RENDA
		P(0)	ESTILO	P(1)	ESTILO	P(2)	ESTILO	
1995-96	1,42	1,34	TD	1,22	TD	-0,31	IG	Expansão
1996-97	-2,33	-3,33	anti-pobre	-0,86	pró-pobre	0,96	f pró-pobre	Contração
1997-98	2,37	6,82	pró-pobre	2,47	pró-pobre	0,85	TD	Expansão
1998-99	-3,77	-5,93	anti-pobre	-5,7	anti-pobre	-6,15	anti-pobre	Contração
1999-01	3,87	8,27	pró-pobre	9,71	pró-pobre	10,21	pró-pobre	Expansão
2001-02	-0,45	8,16	f pró-pobre	9,02	f pró-pobre	12,9	f pró-pobre	Contração
2002-03	-1,08	-0,96	pró-pobre	-0,51	pró-pobre	-1,78	anti-pobre	Contração
2003-04	4,36	7,13	pró-pobre	8,25	pró-pobre	9,84	pró-pobre	Expansão
2004-05	3,36	3,37	pró-pobre	5,44	pró-pobre	6,29	pró-pobre	Expansão
MÉDIA	0,86	2,76	pró-pobre	3,23	pró-pobre	3,65	pró-pobre	Expansão

Fonte: Elaboração do autor

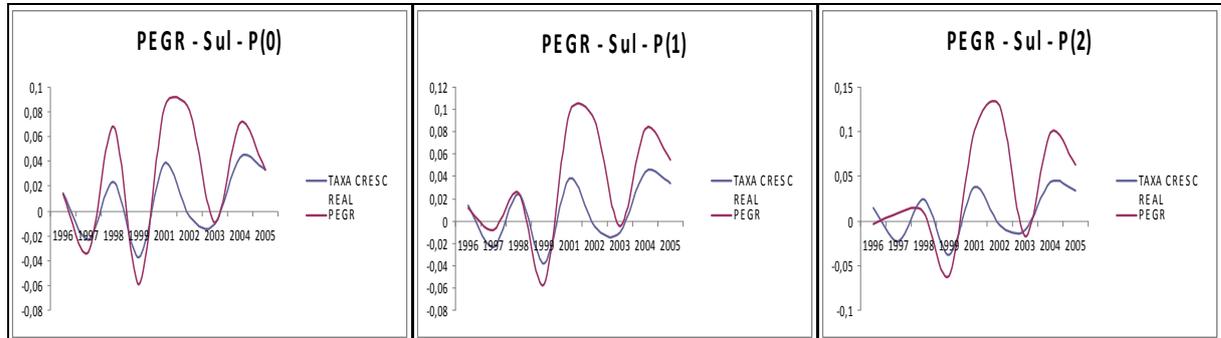


Figura 6 – PEGR - Sul P(0), P(1) e P(2)

Fonte: Elaboração do autor

1.5 Análise Consolidada dos Estilos de Crescimento

Fazendo uma análise consolidada dos resultados tanto para P(0), como para P(1) e P(2) percebe-se que os períodos de expansão e contração da renda têm efeitos diferenciados no país e regiões a partir do que se convencionou a chamar de crescimento “pró-pobre”. As Tabelas 7-9, a seguir, apresentam os resultados para todas as regiões tomadas conjuntamente.

Tabela 7 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento - P(0)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base
1996	pró-pobre	pró-pobre	IG	TD	pró-pobre	TD
1997	pró-pobre	anti-pobre	IG	TD	pró-pobre	anti-pobre
1998	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre	TD	f pró-pobre	pró-pobre
1999	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	anti-pobre
2001	TD	pró-pobre	f pró-pobre	TD	IG	pró-pobre
2002	pró-pobre	anti-pobre	pró-pobre	TD	pró-pobre	f pró-pobre
2003	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre
2004	pró-pobre	pró-pobre	TD	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre
2005	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre

Nota: Vermelho significa anos de recessão

Fonte: Elaboração do autor

Iniciando a análise tomando como referência P(0), na Tabela 7, percebe-se que as regiões Norte e Sul são as que apresentaram mais anos de contração da renda. Verifica-se também que nos anos que ocorreram contração na renda nacional (1999 e 2003), todas as regiões sofreram diminuição na renda, seguindo o mesmo estilo de crescimento “pró-pobre” do país. Exceção é feita para a região Sul onde em 1999 a recessão foi “anti-pobre” com a renda dos pobres se reduzindo proporcionalmente mais que as dos não-pobres.

De outra forma, examinando o número de anos em que o crescimento foi “pró-pobre”, constata-se que para o país e Região Sudeste, a maioria do crescimento tem sido “pró-pobre”, independente se o período é de expansão ou contração da renda. Para as outras regiões, no entanto, esse estilo de crescimento passa a ser predominante a partir de 2003.

Tabela 8 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento P(1)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base
1996	IG	anti-pobre	IG	IG	pró-pobre	TD
1997	pró-pobre	anti-pobre	IG	pró-pobre	IG	pró-pobre
1998	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre
1999	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	anti-pobre
2001	TD	pró-pobre	f pró-pobre	TD	IG	pró-pobre
2002	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	f pró-pobre
2003	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre
2004	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre
2005	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	TD	pró-pobre	pró-pobre

Nota: Vermelho significa anos de recessão

Fonte: Elaboração do autor

Quando se leva em conta na análise consolidada o hiato da pobreza, (TABELA 8), verifica-se inicialmente que para os períodos de recessão, ocorre um comportamento bastante

semelhante para todas as regiões em relação a P(0), com exceção aos anos de 1996 e 2002 na região Norte, mudando de “pró-pobre” para “anti-pobre” no primeiro ano e de “anti-pobre” para fortemente “pró-pobre” no segundo. Na região Sul ocorre uma única alteração de resultado no ano de 1997 onde anteriormente era “anti-pobre” passando a ser nesse novo item “pró-pobre”. Para os outros períodos, o comportamento também é de certa forma similar com exceção para os anos de 1996 para o Brasil que deixa de ser “pró-pobre” ao contrário do Nordeste em 2004 que passa a ser. No Centro-Oeste, por outro lado, há um aumento nos números de anos que o crescimento é “pró-pobre” enquanto que no Sudeste ele deixa de ser em 1997.

Por fim, quando se leva em conta os níveis mais intensos da pobreza, dado pela Tabela 9 para P(2), verifica-se resultados semelhantes a P(1) tanto nos períodos de contração da renda como de expansão. Uma única pequena diferença é o aumento em todas as regiões de períodos IG, onde os indivíduos mais pobres têm sua renda diminuída apesar da renda média ter crescido.

Tabela 9 – Quadro Resumo do Estilo de Crescimento P(2)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1995	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base	Ano Base
1996	IG	anti-pobre	IG	IG	pró-pobre	IG
1997	pró-pobre	anti-pobre	pró-pobre	pró-pobre	IG	f pró-pobre
1998	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	f pró-pobre	TD
1999	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	anti-pobre
2001	IG	pró-pobre	anti-pobre	IG	IG	pró-pobre
2002	pró-pobre	f pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	f pró-pobre
2003	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	anti-pobre
2004	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre
2005	pró-pobre	pró-pobre	pró-pobre	IG	pró-pobre	pró-pobre

Nota: Vermelho significa anos de recessão

Fonte: Elaboração do autor

O que se pode depreender desses resultados é que de uma forma geral há uma predominância em todas as regiões do estilo de crescimento “pró-pobre” e que essa tendência é reforçada a partir de 2003. Ademais, nos períodos de contração da renda nacional, as regiões apresentam comportamento também similares, com exceção para alguns anos para a região Sul. Por fim, quando se leva em conta nessa análise as camadas mais pobres entre aqueles indivíduos considerados pobres, percebe-se um impacto semelhante do efeito do crescimento econômico na renda desses indivíduos.

1.6 O Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre”

Os resultados mostrados na seção anterior indicaram que de uma forma geral, que houve um predominância do crescimento “pró-pobre” no país e em suas 5 (cinco) regiões no período analisado para as medidas de pobreza utilizada. No entanto, esse resultado por si só não é ainda suficiente em identificar que regiões o crescimento foi mais “pró-pobre”. Para avaliar a intensidade do crescimento “pró-pobre” em cada região e possibilitar sua comparação é importante analisar a diferença entre a Taxa de Crescimento do Equivalente Pobreza dado por g^* e a Taxa de Crescimento Efetiva g .

As Tabelas 10-15, a seguir, apresentam com seus respectivos gráficos a diferença para cada período entre essas duas taxas. A Tabela 10 e a Figura 7 são construídas para os dados do Brasil. Verifica-se novamente a predominância do crescimento “pró-pobre” em todos os períodos ($g^* > g$) e para as diversas medidas de pobreza. Exceções são feitas para P(1) e P(2) no período 1995/96 e para todas as medidas de pobreza em 1999/01.

Tabela 10 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Brasil

BRASIL			
ANO	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	1,11	-3,03	-4,92
1996-97	1,94	0,14	0,45
1997-98	2,62	2,67	3,52
1998-99	9,24	2,84	3,33
1999-01	-0,29	-1,23	-2,82
2001-02	2,22	4,38	6,5
2002-03	1,61	1,8	1,01
2003-04	3,5	5,98	7,81
2004-05	0,68	1,89	2,55

Fonte: Elaboração do autor

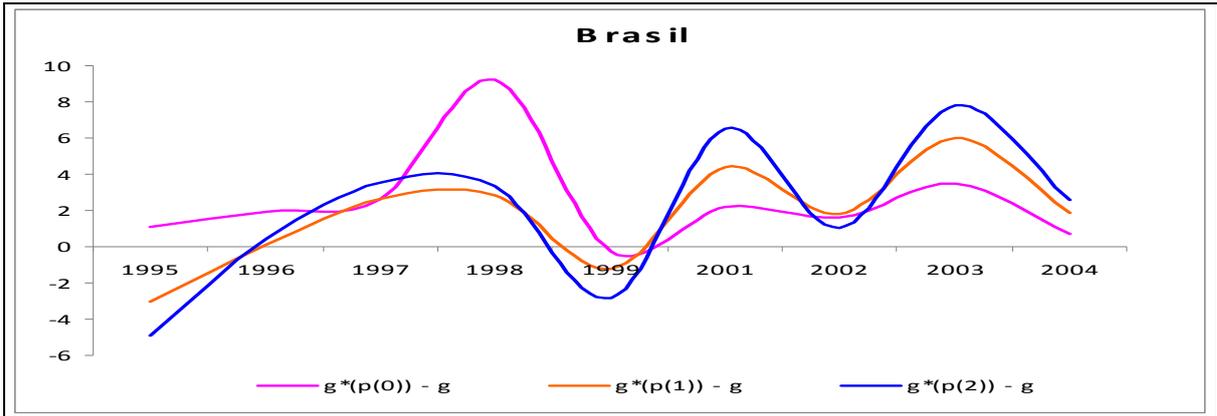


Figura 7 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Brasil
 Fonte: Elaboração do autor

Verifica-se também que até 1999 há uma maior intensidade do crescimento “pró-pobre” quando se avalia somente a proporção de pobres ($P(0)$) e que a partir desse ano os mais pobres entre aqueles considerados pobres são mais contemplados com aumento da renda relativa que se verifica. Isto pode ser identificado pelo fato da curva $g^*(P(2))$ está acima das outras curvas em quase todo período.

Os resultados para a Região Norte estão apresentados na Tabela 11 e Figura 8. Assim como o país, há também uma maior predominância do crescimento “pró-pobre”, apesar de que nos anos iniciais e em 1999/01 $g > g^*$. Dentro dessa predominância destaca-se o forte impacto que há na renda dos pobres em 1997/98 quando se considera apenas a proporção de pobres. No entanto, para o restante do período, percebe-se novamente o maior crescimento da renda dos indivíduos pobres que se encontram nos níveis mais baixos de renda.

Tabela 11 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Norte

NORTE			
ANO	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	0,43	-0,47	-2,48
1996-97	-1,52	-3	-2,01
1997-98	11,12	1,98	1,42
1998-99	2,19	5,57	5,96
1999-01	0,44	1,16	1,67
2001-02	-6,24	-0,06	1,14
2002-03	5,97	7,44	7,09
2003-04	3,05	1,02	2,24
2004-05	0,93	3,08	4,67

Fonte: Elaboração do autor

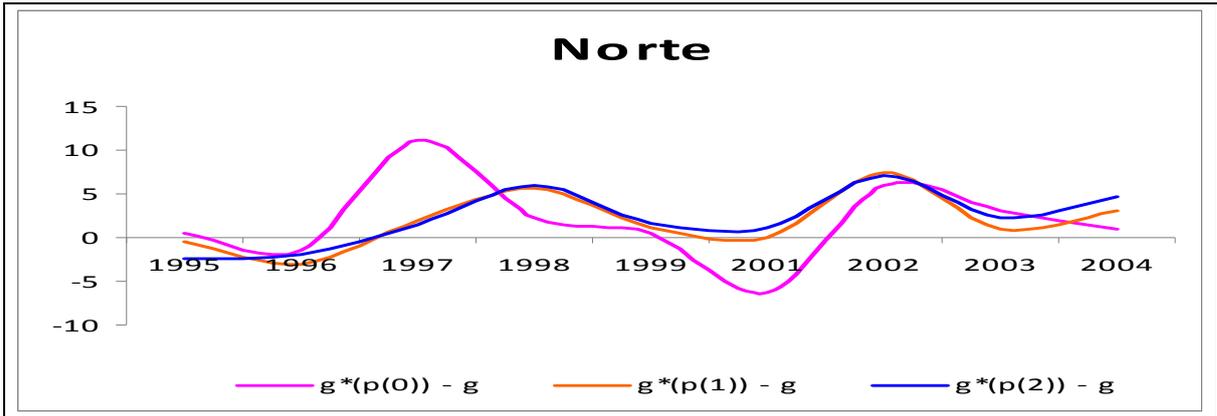


Figura 8 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Norte
Fonte: Elaboração do autor

Para o Nordeste, (TABELA 12 e FIGURA 9) percebe-se também que o estilo de crescimento beneficiou os pobres relativamente aos não-pobres, mas esse comportamento não se deu de forma mais intensa entre os pobres de mais baixa renda, uma vez que há uma alternância entre as curvas para as diversas medidas de pobreza nos diversos períodos.

Tabela 12 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Nordeste

<i>NORDESTE</i>			
<i>ANO</i>	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	-2,34	-5,47	-7,58
1996-97	-3,8	-0,2	0,43
1997-98	2,14	3,04	4,21
1998-99	1,59	1,84	2,11
1999-01	1,94	1,31	-0,47
2001-02	0,13	1,87	3,51
2002-03	3,51	2,57	1,66
2003-04	-0,97	1,7	2,73
2004-05	2,64	3,04	3,01

Fonte: Elaboração do autor

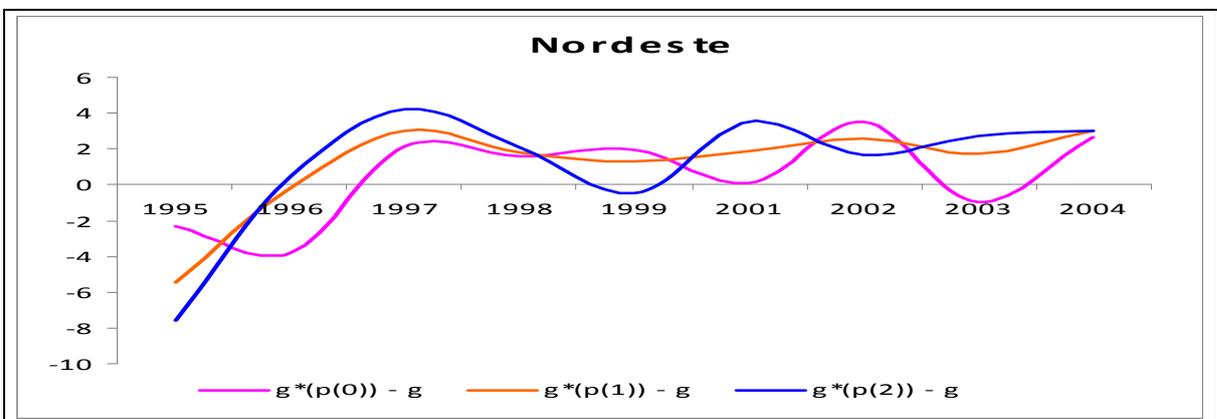


Figura 9 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Nordeste
Fonte: Elaboração do autor

Na Tabela 13 e Figura 10 tem-se os resultados para a região Centro-Oeste. Diferentemente das regiões já analisadas, verifica-se que o Centro-Oeste é a região que apresenta menos períodos de crescimento que possa ser considerado “pró-pobre”. Ademais, assim como o Nordeste, não se pode afirmar que há uma predominância, no período como um todo, do estilo de crescimento que leva em conta com maior intensidade à severidade da pobreza, ou seja, $P(2)$. Esse comportamento fica restrito para os períodos iniciais e finais da série.

Tabela 13 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Centro-Oeste

<i>CENTRO-OESTE</i>			
<i>ANO</i>	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	-3,92	-6,21	-9,16
1996-97	-0,14	2,46	4,13
1997-98	-2,43	1,25	2,15
1998-99	4,15	2,07	3,05
1999-01	-1,03	-2,24	-5,36
2001-02	-3,3	0,61	2,98
2002-03	5,62	4,6	3,85
2003-04	1,89	7,62	11,88
2004-05	1,94	-2,05	-3,4

Fonte: Elaboração do autor

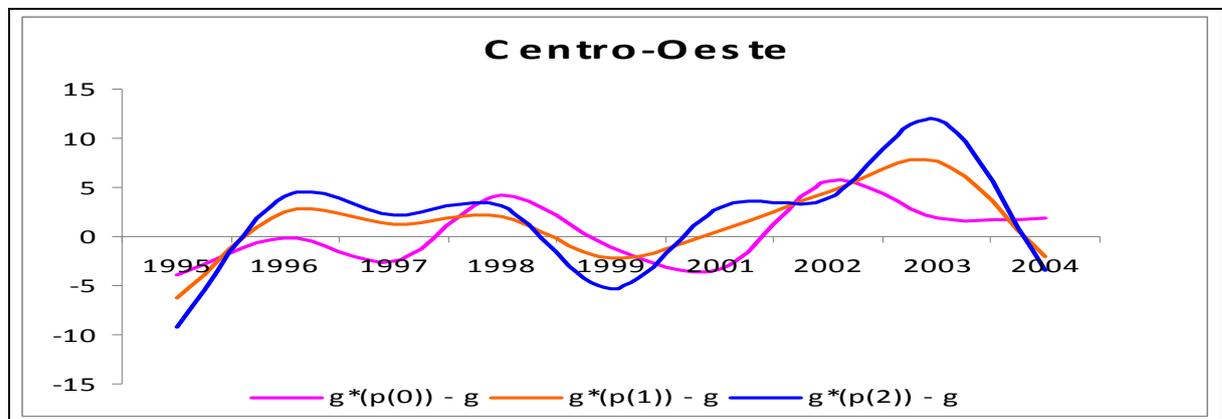


Figura 10 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Centro-Oeste

Fonte: Elaboração do autor

As informações para a Região Sudeste estão dispostas na Tabela 14 e Figura 11. Percebe-se que há uma predominância no crescimento “pró-pobre” e que de uma forma geral mais peso tem-se dado na renda dos mais pobres entre os pobres. Isso fica mais evidente quando de períodos quando ocorre crescimento da renda, onde as camadas de renda mais baixa tem sua renda acrescida proporcionalmente mais que os outros níveis de pobreza e em relação àqueles considerados não-pobres. No entanto, como discutido anteriormente, em

períodos de contração da renda, pode-se identificar que a renda dos mais pobres entre os pobres cai com mais intensidade que os outros níveis. Por fim, é interessante observar que, assim como as outras regiões, a partir de 2003, há um forte aumento na intensidade do crescimento “pró-pobre” em direção àqueles indivíduos de mais baixa renda.

Tabela 14 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sudeste

SUDESTE			
ANO	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	0,3	0,25	0,09
1996-97	0,15	-0,57	-1,91
1997-98	0,25	0,56	0,63
1998-99	2,32	3,31	4,18
1999-01	-5,61	-5,69	-8,68
2001-02	3,18	5,68	8,88
2002-03	0,62	1,13	0,65
2003-04	-0,1	8,9	12,04
2004-05	1,63	1,91	3,66

Fonte: Elaboração do autor

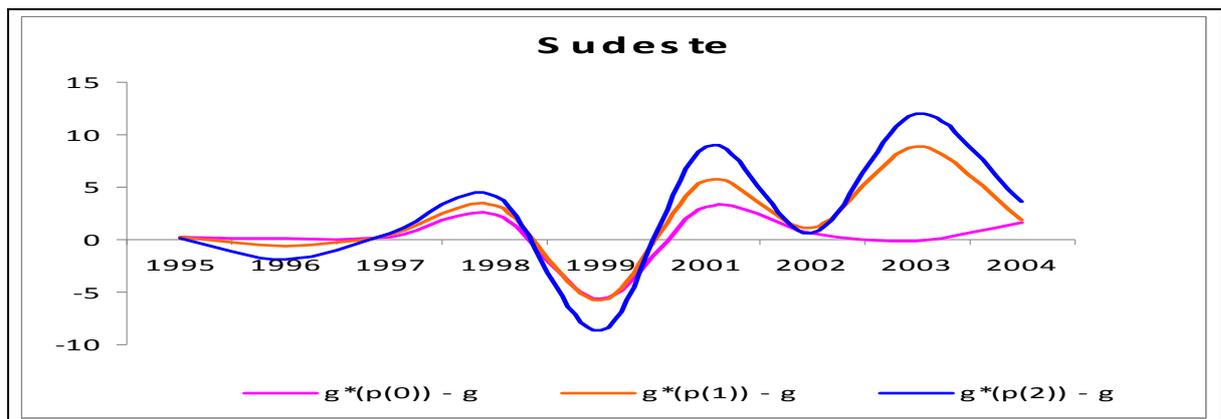


Figura 11 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sudeste

Fonte: Elaboração do autor

Por fim, os valores da intensidade do crescimento “pró-pobre” são expostos na Tabela 15 e Figura 12. Assim como as outras regiões constata-se uma predominância do crescimento “pró-pobre” e que, assim como a Região Sudeste esse crescimento é mais intenso a partir de 1998 quando se leva em conta na análise à severidade da pobreza. Ademais, verifica-se também que quando dos períodos de expansão da renda a renda daqueles indivíduos considerados mais pobres entre os pobres aumenta de forma mais que proporcional às outras classes de renda e que cai também de forma mais acentuada quando de períodos de recessão. Esse resultado vem a confirmar evidências anteriores que indica que em regiões relativamente mais ricas, a elasticidade pobreza-renda tende a ser maior.

Tabela 15 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sul

SUL			
ANO	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
1995-96	-0,08	-0,2	-1,73
1996-97	-1	1,47	3,29
1997-98	4,45	0,1	-1,52
1998-99	-2,16	-1,93	-2,38
1999-01	4,4	5,84	6,34
2001-02	8,61	9,47	13,35
2002-03	0,12	0,57	-0,7
2003-04	2,77	3,89	5,48
2004-05	0,01	2,08	2,93

Fonte: Elaboração do autor

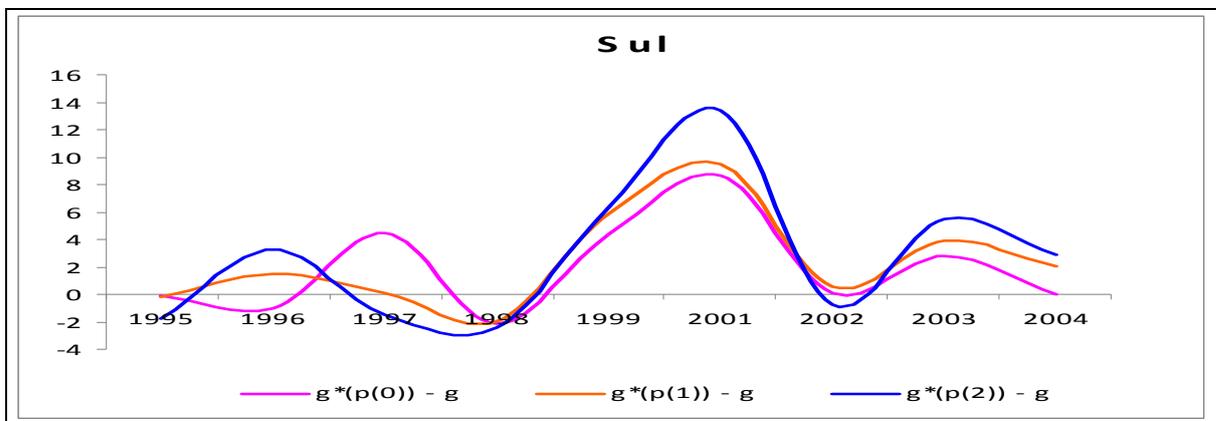


Figura 12 – Diferencial de Intensidade no Crescimento “Pró-Pobre” – Sul

Fonte: Elaboração do autor

Comparando a Intensidade do Crescimento “Pró-Pobre” entre as Regiões

A Tabela 16, a seguir, compara a intensidade (média) do crescimento pró-pobre em cada região. Seus resultados indicam nesse período, que apesar do estilo de crescimento “pró-pobre” ter sido observado em todas as regiões, a intensidade desse crescimento foi bastante diferente. Verifica-se, por exemplo, que essa intensidade no Nordeste é maior que no Sudeste quando a medida de pobreza utilizada é proporção de pobres P(0). No entanto quando se olha para as medidas que refletem os mais pobres dentre os pobres, ou seja, hiato de pobreza P(1) e severidade da taxa de pobreza P(2) essa magnitude é bem maior no Sudeste, com destaque principalmente para a última medida P(2). Com relação ao Sul, a intensidade de crescimento “pró-pobre” no Nordeste foi inferior em todas as medidas utilizadas, sendo que no caso do hiato de pobreza e severidade da taxa de pobreza essa diferença é muita significativa.

Tabela 16 – Comparando a Intensidade do Crescimento “Pró-Pobre” – Média das Regiões

<i>Média das Regiões</i>			
	$g^*(P(0)) - g$	$g^*(P(1)) - g$	$g^*(P(2)) - g$
Brasil	2,51	1,72	1,94
Norte	1,82	1,86	2,19
Nordeste	0,54	1,08	1,07
Centro-Oeste	0,31	0,90	1,12
Sudeste	0,30	1,72	2,17
Sul	1,90	2,37	2,78

Fonte: Elaboração do autor

Ademais, mesmo quando comparado com a região Centro-Oeste, uma região que não apresentou um padrão regular de crescimento comparativamente as outras regiões, o Nordeste ainda perde em intensidade de crescimento “pró-pobre” na medida de severidade da taxa de pobreza P(2). Por fim, quanto ao desempenho da região Norte, verifica-se que a intensidade de crescimento “pró-pobre” nessa região foi superior a da região Sudeste em todas as medidas de pobreza utilizadas, mas ela é inferior a da a região Sul em relação a essas mesmas medidas.

1.7 Considerações Finais

Após o Plano Real, assistiu-se com sucesso um longo período de relativa estabilidade nos níveis de preço no Brasil. Com efeito, entre os principais benefícios que o controle da inflação produziu, tem-se a redução persistente da desigualdade de renda em todas as regiões e no país. Essa tendência aliada a períodos de expansão da renda nas diversas regiões caracteriza o estilo de crescimento “pró-pobre” como o predominante no país. Essa predominância é acentuada, no entanto, a partir de 2003, onde praticamente todas as regiões do país passam a apresentar um crescimento “pró-pobre”. No entanto, como observado, a intensidade do crescimento “pró-pobre” entre as regiões mais importantes foram diferentes, uma vez que o Sul e o Sudeste tiveram muito mais sucesso em aumento da renda dos mais pobres entre aqueles considerados pobres que o Nordeste.

1.8 Referências

ADELMAN, Ima; MORRIS, Cynthia T. **Economic Growth and Social Equity in Developing Countries**. Stanford: Stanford University Press, 1973.

BHAGWATI, J. N. Poverty and Public Policy. **World Development Report**, v. 16, n. 5, p. 539-654, 1988.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: Explaining heterogeneity across countries and time periods. In: EICHER, T. S.; TURNOVSKY, S. J. (eds). **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: MIT Press, 2003, p. 3-26.

BRUNO, M; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. In: TANZI, V.; CHU, Ke-Young (eds). **Income Distribution and High-Quality Growth**. Cambridge: MIT Press, 1998.

CHENERY, Hollis; AHLUWALIA, Montek; BELL, Clive L. G.; DULOY, John; JOLLY, Richard. **Redistribution with Growth**. New York: Oxford University Press, 1974..

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **The World Bank Economic Review**, Oxford University Press, v. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.

_____. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.

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

KAKWANI, N. On a class of poverty measures. **Econometrica**, v. 48, p. 437-446, 1980.

_____. Poverty and Economic Growth with application to Côte D'ivore. **Review for Income and Wealth**, v. 39, p. 121-139, 1993.

_____. On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with application to Thailand. **Journal of Quantitative Economics**, v. 16, 2000.

KAKWANI, N; KHANDKER, S.; SON, H. **Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies**. Brasília: International Poverty Centre/PNUD, working paper 01, 2004.

KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, 2000.

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

_____. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution of Income by Size. **Economic Development and Cultural Change**, Part 2, p. 1-80, Jan/1963.

LOPEZ, J. H. **Pro-poor growth: a review of what we know (and of what we don't)**. Washington: The World Bank PREM Poverty Group, 2004.

LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship**. Mimeo. The World Bank, 2004.

RAVALLION, M. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economic Letters**, v. 48, p. 411-417, 1995.

_____. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, p. 51-57, 1997.

_____. **Pro-poor growth: A Primer**. World Bank: Policy Research Working Paper, n. 3242, 2004.

RAVALLION, M.; CHEN, S. **Measuring pro-poor growth**. Policy Research Working Paper, n. 2666, 2003.

SCHULTZ, T. Paul. Inequality in the Distribution of Personal Income in the World: How Is It Changing and Why? **Journal of Population Economics**, v. 11, n. 3 , p. 307-344, Jun/1998.

WHITE, H.; ANDERSON, A. **Growth vs. Redistribution: does the pattern of growth matter?** DFID white paper on eliminating World Poverty: making globalization Work for the poor, 2000.

CAPÍTULO 2 - ESTIMANDO AS ELASTICIDADES RENDA-POBREZA E DESIGUALDADE-POBREZA PARA CLUBES DE CONVERGÊNCIA NO BRASIL: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA DADOS EM PAINEL

2.1 Introdução

O Brasil é um país caracterizado por apresentar um dos mais elevados níveis de pobreza e desigualdade do mundo, sendo seus índices incompatíveis com seu atual estágio de desenvolvimento. Para termos uma idéia da magnitude do problema, os dados da PNAD/IBGE para 2005 mostram que caso considerássemos pobres aqueles indivíduos que vivem com menos que R\$ 150,00 mensais, em termos de renda familiar per capita, 36% da população do país estariam nessa situação o que corresponde a aproximadamente 65 milhões de pessoas. Ademais, verifica-se que a renda média dos pobres para esse ano, de R\$ 88,00 corresponde somente a 14% a dos não-pobres.

Tal situação, no entanto, foi muito mais preocupante, anos atrás e desde a implantação do Plano Real percebe-se uma melhora desses indicadores. Noutra dimensão, o problema se agrava quando se analisa a distribuição espacial da pobreza no país, tanto em termos das regiões como dos estados. Por exemplo, enquanto que no Nordeste por volta de 59% da população é considerado pobre em 2005, esse número é menos da metade nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. No Norte, a proporção de pobres também é muito elevada passando dos 50%. Em termos regionais, o caso do Nordeste é mais uma vez emblemático uma vez que possuindo em torno de 28% da população brasileira concentra mais de 46% de seus pobres. Quanto aos estados da federação, as maiores proporção de pobres encontram-se também no Nordeste destacando-se Alagoas (67%), Maranhão (66%) e Piauí (62%) enquanto que Santa Catarina (15%) apresenta o menor índice do país².

Diante desse quadro, a grande preocupação tem sido identificar ações que possam reduzir de forma acelerada os níveis de pobreza, não só em termos nacionais como ter também uma atenção especial nas regiões onde o problema é mais agudo. Nesse sentido, políticas que contribuem para o crescimento econômico (no sentido do aumento da renda

² Uma referência completa desses números e das linhas de pobreza utilizada pode ser visto no Relatório Sintético sobre a Evolução da Pobreza e Desigualdade no Brasil, produzido pelo Laboratório de Estudos da Pobreza, LEP/CAEN/UFC, 2007.

média da economia) e para a redução da desigualdade de renda são os instrumentos fundamentais que devem ser utilizados em aumentar a renda média daquelas pessoas consideradas mais necessitadas. No entanto, a questão chave, foco de importante investigação é se conhecer qual o peso que se deva dar as medidas de crescimento da renda vis-à-vis às de redistribuição em países em desenvolvimento e com grandes diferenças regionais como é o caso do Brasil.

Expressando essa discussão em termos mais técnicos, torna-se oportuno estimar os valores das elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza considerando-se as diferenças regionais. Esses valores seriam um indicativo de como os níveis de pobreza poderiam declinar, em termos percentuais, em resposta a um dado aumento percentual na renda da economia em questão e como eles podem também ser afetados por uma redução percentual nos seus níveis de desigualdade. Uma mensuração precisa dessas elasticidades seria de grande relevância na medida em que se possam estabelecer estratégias adequadas para cada região do país que se propõe reduzir seus níveis de pobreza.

A nível internacional diversos esforços já foram realizadas nessa direção. Em termos da elasticidade crescimento-pobreza alguns estudos apresentam certa convergência de valores como em Meng *et al.* (2005), Adams (2004), Bruno, Ravallion e Squire (1998) e Ravallion e Chen (1997) que apontam, para países em desenvolvimento, magnitudes no intervalo de -2,0 e -3,0. Nesse caso, um acréscimo de 10% no crescimento econômico levaria a um decréscimo na pobreza de 20 a 30%. Por outro lado, estimativa mais ambiciosa é vista em Bhalla (2002), que sugere um valor de -5,0 enquanto que para Wodon (1999) em um painel regional para Bangladesh sugere um valor bem mais modesto, entre 1,43 e 1,63 dependendo da linha de pobreza utilizada. Reforçando essa análise, diversos estudos mostram que o impacto do crescimento sobre a pobreza é tanto maior quanto menor for à desigualdade de renda dos países (RAVALLION, 1997; BOUGUIGNON, 2003; SON; KAKWANI, 2003; LOPEZ; SERVEN, 2004).

Quanto às evidências para as elasticidades desigualdade-pobreza, as estimativas são um pouco mais escassas, apresentando valores mais distintos que no caso anterior. Em Meng *et al.* (2005) a elasticidade desigualdade-pobreza é de 2,8 enquanto que para Wodon (1999) ela estaria entre 1,28 e 1,41, mas seu valor aumentaria na medida que mais peso for se dando aos mais pobres na distribuição de renda. Em Ravallion e Squire (1998), esses valores seriam bem mais elevado situando-se em 3,86.

As estimativas dessas elasticidades para o Brasil têm sido ainda pouco exploradas e apresentam resultados distintos dependendo do período e da amostra utilizada. Hoffmann

(1995), por exemplo, mostra que na década de 1970 a substancial redução da pobreza no país foi devida principalmente ao crescimento da renda per capita e que seu aumento na década de 1980 deveu-se a estagnação econômica e elevação da desigualdade devido ao processo inflacionário.

Por outro lado, Barros, Henriques e Mendonça (2001) simulam o efeito do crescimento e redução da desigualdade, considerando um conjunto de amostras de países da América Latina. Seus resultados apontam que para cada 1% na taxa de crescimento econômico no Brasil a pobreza cai em 2,6%, e que no caso da desigualdade essa relação seria de 1 para 1. Os autores consideram, no entanto, que dado o elevado nível de desigualdade no país, mais sucesso se poderia conseguir em reduzir a pobreza utilizando políticas que promovam a redução da desigualdade.

Lima *et al.* (2003) calculam diretamente as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para os estados brasileiros considerando anos de 1985, 1992 a 1999. Seus resultados indicam que a elasticidade média renda-pobreza entre os estados é de 1,03, considerando os três anos da análise, enquanto que a elasticidade desigualdade-pobreza é um pouco mais elevada situando-se na faixa de 1,93.

Por fim, mais recentemente, Hoffmann (2005) utilizando uma distribuição da renda *log-normal* para o Brasil e Unidades da Federação em 1999, mostra que um aumento de 1% no rendimento médio no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor absoluto dessa elasticidade cresce com o aumento do rendimento médio e decresce com a elevação da desigualdade.

Diante da diversidade das estimativas apresentada, esse artigo calcula as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza utilizando dados em painel para o período 1995 a 2005 tendo como variáveis, a renda familiar per capita, a desigualdade de renda e medidas de pobreza para os estados brasileiros.

As estimativas são realizadas considerando uma amostra plena para o país e amostras seccionadas por regiões onde os estados do Norte e Nordeste comporiam um grupo e o Sul, Sudeste e Centro-Oeste outro. A idéia de organizar a amostra nesse formato estaria ligada à existência de clubes de convergências conforme visto em Mossi *et al.* (2003), Andrade *et al.* (2004) e Gondim *et al.* (2007). As estimativas são realizadas considerando além da medida de pobreza tradicional chamada de *proporção de pobres*, o *hiato de pobreza* e *hiato de pobreza ao quadrado*. A utilização dessas medidas adicionais é de suma importância na medida em que se possa investigar os efeitos do aumento da renda e a redução da desigualdade nos níveis mais agudos de pobreza.

Este artigo está organizado da seguinte forma: além dessa parte introdutória apresentada inicialmente, na seção II é feita uma análise de como o aumento da renda e a redução da desigualdade pode reduzir a pobreza. Na seção III é feito uma análise descritiva do conjunto de dados levantados da PNAD para os estados e que são utilizados nas estimativas econométricas realizadas na seção IV. A seção V é dedicada a análise dos resultados e na última parte desse artigo são feitas as considerações finais.

2.2 Os Efeitos do Crescimento da Renda e Redução da Desigualdade sobre os Níveis de Pobreza

Segundo Datt e Ravallion (1992), as Figuras 1 e 2, a seguir, servem para ilustrar como as alterações no nível de renda e na desigualdade podem afetar os níveis de pobreza, respectivamente, enquanto que a Figura 3 apresenta o efeito conjunto dessas variações. Normalmente utiliza-se de medidas monetárias, seja através da variável renda ou consumo, como indicativo de se auferir pobreza. Isso permite, por exemplo, considerar como pobres indivíduos cuja renda é inferior a determinado valor monetário conhecido como *linha de pobreza*. Essa linha pode ser especificada a partir de uma determinada distribuição, cujos parâmetros estariam relacionados à renda média, variância e medida de assimetria. Assim, pode-se denotar $f(y)$ como a função de distribuição da renda, onde y é o nível de renda do indivíduo e LP a linha de pobreza especificada.

Na Figura 1 ilustra-se o deslocamento de $f(y)$ provocado pela variação na renda média de Y_1 para Y_2 . Pode-se verificar que no primeiro período a medida de pobreza corresponde à soma das áreas (A+B), enquanto que (A) representa sua magnitude corresponde no segundo período. Considerando que o termo $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$ é a diferença entre as áreas dada por $-B < 0$, perceber que há uma correlação negativa entre crescimento da renda e nível de pobreza o que implicaria evidentemente numa elasticidade entre essas variáveis também negativa

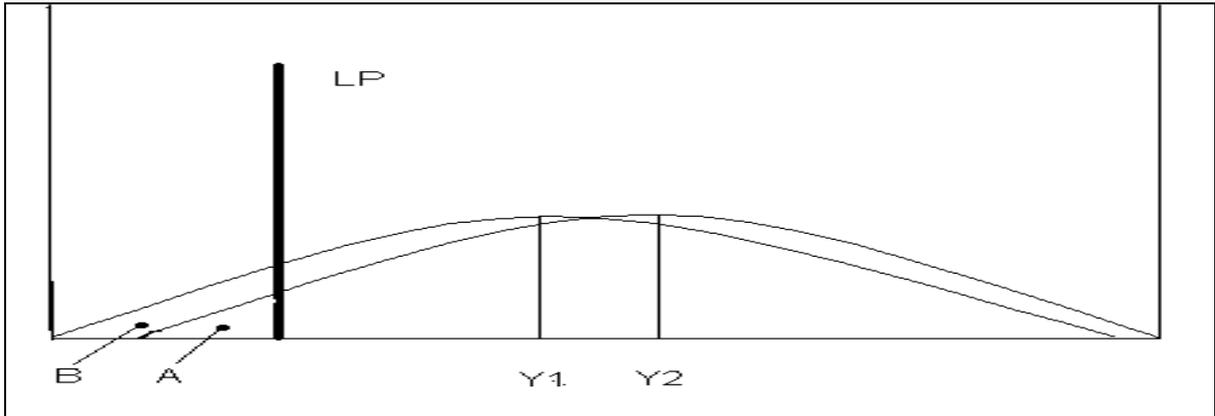


Figura 1 – Efeito de um aumento da Renda Média sobre a Medida de Pobreza
 Fonte: Elaboração do autor

O efeito da variação da desigualdade sobre a pobreza pode também ser graficamente ilustrado. Na Figura 2, as curvas f_1 e f_2 representam as distribuições de renda antes e depois do aumento da dispersão mantendo-se a mesma média Y . De acordo com a distribuição f_1 , a medida de pobreza corresponderia à soma das áreas $(C+B)$. Considerando, no entanto, f_2 , a incidência de pobreza seria a soma das áreas $(A+B)$, representando então num acréscimo no montante $(A-C)$. Assim, para um dado nível de renda, maior desigualdade implicaria em um maior nível de pobreza.

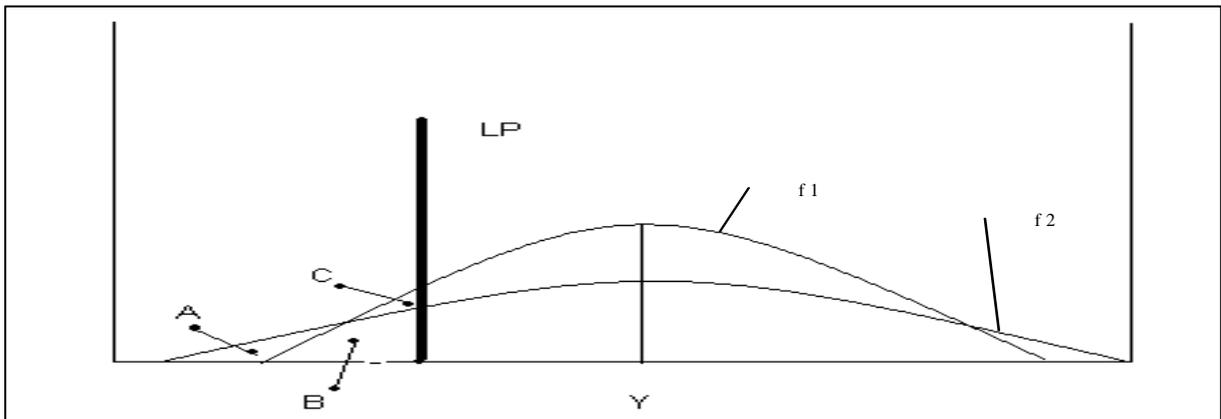


Figura 2 – Efeito do aumento da Concentração da Renda sobre a Pobreza
 Fonte: Elaboração do autor

Uma terceira situação seria verificar o efeito da concentração de renda sobre a elasticidade renda-pobreza. Esse efeito pode ser investigado no diagrama apresentado na Figura 3, onde f_1, f_2 e f_3 , são respectivamente, a distribuição original, a distribuição após a variação da renda média de Y_1 para Y_2 e a distribuição após a variação da renda média acompanhada de um aumento da concentração.

Constata-se que em f_1 , a medida de pobreza corresponde a soma das áreas (A+B+C+D). No caso de f_2 , essa medida é dada apenas por (B+D), de modo que a variação na pobreza corresponderia à área dada por (A+C).

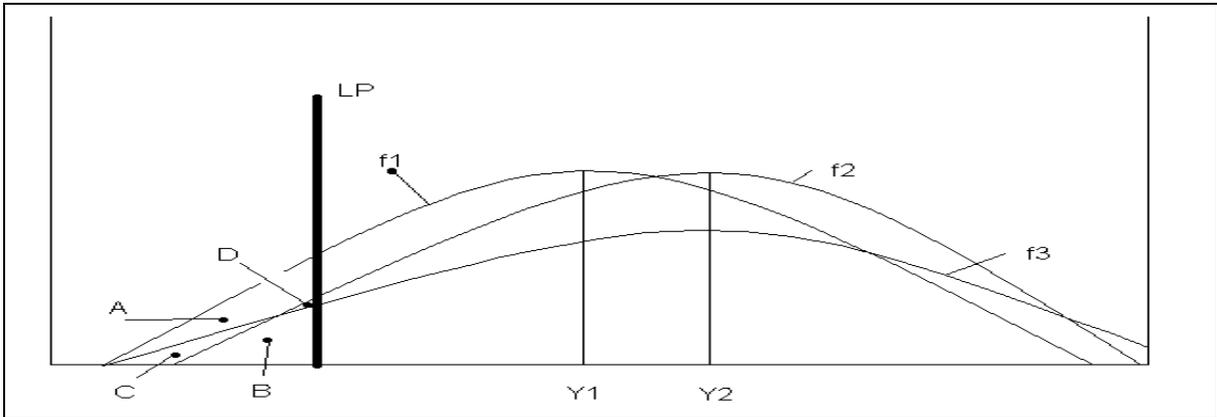


Figura 3 – Efeito de um aumento da Renda seguido de um aumento da Concentração da Renda sobre a Medida de Pobreza

Fonte: Elaboração do autor

Considerando, no entanto, a distribuição f_3 o nível de pobreza no segundo período seria dado por (C+B), de modo que sua variação seria representada pelas somas das áreas (A)+(D). Na medida em que a área C é maior que a área D, pode-se verificar que o efeito da renda sobre a pobreza é atenuado pelo aumento da desigualdade.

Utilizando-se de uma função de distribuição da renda, pode-se construir algumas medidas de pobreza muito comuns nessa literatura. Estas medidas pertencem à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984), podendo ser definida a partir da seguinte expressão:

$$P(\alpha) = \int_0^{LP} \left(\frac{LP-y}{LP} \right)^\alpha f(y) dy \quad (1)$$

onde, LP é a linha de pobreza.

Na verdade, uma linha de pobreza é um valor de referência e existem diversas formas para determiná-la, como simplesmente utilizar um valor correspondente a US\$1/dia ou US\$2/dia. Pode-se também definir a linha de pobreza como um valor de referência determinado pela renda mínima suficiente para adquirir os bens necessários à sobrevivência ou para a aquisição de uma cesta de bens de primeira necessidade.

O certo é que a partir de (1), pode-se derivar as medidas de pobreza conhecidas como $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$, quando α assume os valores 0, 1 e 2, respectivamente. Para o

primeiro caso, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente a razão entre o número de indivíduos vivendo em situação de pobreza e a população total, ou simplesmente a *proporção de pobres* $P(0)$. No caso de $\alpha = 1$ tem-se o hiato da pobreza $P(1)$, que mede a intensidade da pobreza e para $\alpha = 2$, o hiato da pobreza ao quadrado, $P(2)$, que representa o grau de severidade.

Evidentemente, cada medida de pobreza apresentada dispõe de um conjunto de propriedades de forma que elas têm implicações na magnitude das elasticidades que se venha a estimar. Por exemplo, quando se vai de $P(0)$ para $P(2)$, mais pesos vão sendo dados aos indivíduos mais pobres na distribuição. Assim pode-se esperar que o efeito do aumento da renda ou redução da desigualdade possa ter efeitos assimétricos entre os vários grupos de indivíduos considerados pobres, ou entre regiões e estados com níveis de pobreza e desigualdade distintos.

Examinando, no entanto, com mais precisão $P(0)$, vê-se que ela depende exclusivamente dos parâmetros de $f(y)$. Uma variação em $P(0)$ pode ser resultado de uma variação na média e/ou nos demais parâmetros da distribuição. Considerando que a concentração de renda é função da variância e da assimetria de $f(y)$, pode-se assegurar que $f(y)$ dependa da renda média e da medida de concentração. Desse modo, o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza, definida neste contexto como elasticidade renda-pobreza, pode ser medido por:

$$\varepsilon = \frac{\partial P}{\partial \bar{y}} \frac{\bar{y}}{P} = \frac{\bar{y}}{P} \int_0^{LP} \left(f_{\bar{y}}(y) + f_G(y) \frac{dG}{d\bar{y}} \right) dy \quad (2)$$

onde, \bar{y} é a renda média, G é a medida de concentração da renda, $f_{\bar{y}}(y)$ é a derivada da distribuição da renda em relação à \bar{y} , $f_G(y)$ é a derivada de $f(y)$ em relação a G . Os valores de $f_{\bar{y}}(y)$ dependem dos valores de y . Caso assumíssemos a validade da hipótese de Kuznets (1955), da curva do “U invertido” que considera que a distribuição de renda piora no estágio inicial de desenvolvimento quando a economia se movimenta da área rural em direção à industrialização, mas depois melhora devido à redução da participação do setor rural na economia, $(dG/d\bar{y})$ seria diferente de zero e deste modo não se consegue isolar o efeito exclusivo da renda sobre os níveis de pobreza, como imaginado na Figura 1. Entretanto, tal hipótese não tem sido confirmada pela literatura empírica recente como visto nos trabalhos de Deininger e Squire (1996), Chen e Ravallion (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002).

Como pode ser visto no Apêndice, nesse estudo não se verifica também correlação entre renda e desigualdade.

Assumindo assim a inexistência de uma relação a priori entre $P(0)$ e $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$, o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza tende a ser negativo. Como visto, no entanto, na Figura 3, a magnitude desta elasticidade depende inversamente do nível da desigualdade de renda existente, uma vez que o valor absoluto de $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$ é uma função decrescente da medida de concentração. Assim maior (menor) elasticidade renda-pobreza seria atingida com menor (maior) desigualdade de renda.

Para o caso da elasticidade concentração-pobreza ela pode ser obtida a partir de (1) pela seguinte expressão:

$$\eta = \frac{\partial P}{\partial G} \frac{G}{P} = \frac{G}{P} \int_0^{LP} \left(f_{\bar{y}}(y) \frac{d\bar{y}}{dG} + f_G(y) \right) dy \quad (3)$$

Supondo não haver influência da desigualdade na renda média, pode-se verificar a partir da expressão acima que a concentração de renda tem uma relação direta com os níveis de pobreza o que estabelece uma elasticidade concentração-pobreza positiva. Isto sugere, por exemplo, que um aumento da concentração de renda em uma economia de renda média baixa levaria a maiores níveis de pobreza.

Neste aspecto, a literatura também não tem apresentado uma relação conclusiva entre o efeito da desigualdade sobre o crescimento da renda. Por exemplo, enquanto Alesina e Rodrik (1994) e Perotti (1996) encontram que a desigualdade de renda é inversamente relacionada com o crescimento subsequente, Alesina e Perotti (1996), Li e Zou (1998) e Forbes (2000) mostram que a desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini, é positivamente relacionada com o crescimento econômico. Por outro lado, Barro (2000) e Lopez (2004b) não encontram relação entre desigualdade e crescimento da renda.

A seguir faremos uma breve discussão da evolução da evolução entre 1995 e 2005 das variáveis renda, Gini e dos indicadores de pobreza para os estados brasileiros. Podemos verificar que a redução da pobreza na maioria dos estados foi acompanhada pela queda da desigualdade e aumento da renda média.

2.3 Fontes de Dados e Evolução dos seus Valores para os Estados Brasileiros entre 1995 e 2005

Os dados utilizados nessa pesquisa foram extraídos a partir da PNAD para os anos compreendidos de 1995 a 2005, para 27 estados brasileiros. Na Tabela 1, a seguir, estão dispostos as informações apenas para o ano inicial da amostra e final como forma de termos uma percepção do nível de seus valores e da magnitude das variações. A variável renda utilizada é medida pela a renda familiar per capita, considerando todas as fontes de rendimentos enquanto que a desigualdade é medida pelo o índice de GINI. Quanto as medidas de pobreza elas são calculadas a partir de uma linha regionalizada, estimada pelo o IPEA onde se considera pobre aqueles indivíduos com renda inferior a meio salário mínimo. Todas as variáveis monetárias têm como referência o ano de 2005.

Como pode ser visto, o Distrito Federal e os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentam os maiores níveis de renda per capita nos anos considerados enquanto que Maranhão, Piauí e Ceará os menores em 1995, mas em 2005, Alagoas ocupa o lugar do Ceará. Em termos da taxa de crescimento da renda, dos 27 estados, 18 tiveram crescimento da renda com destaque para Piauí, Tocantins e Goiás. Por outro lado as maiores quedas foram verificadas em Roraima, Acre, Rondônia e Alagoas.

Alagoas, Tocantins e Paraíba apresentaram as maiores desigualdade em 1995 enquanto que Rio Grande de Norte, Distrito Federal, Pernambuco e Piauí ocuparam essa posição em 2005. A redução da desigualdade foi verificada em 21 estados, sendo que as quedas foram mais expressiva em Tocantins e Santa Catarina, enquanto que Roraima apresentou forte elevação e com exceção também do Distrito Federal, o aumento da desigualdade nos outros estados foi bem menos expressivas.

Quanto aos índices de pobreza, Maranhão, Piauí e Tocantins apresentaram a maior proporção de pobres em 1995, mas em 2005 Alagoas junta-se a esses dois primeiros estados. Em termos de redução na proporção de pobres, 18 estados apresentaram essa tendência com destaque para Santa Catarina, Goiás e Minas Gerais. Por outro lado, São Paulo, Distrito Federal e os Estados da Região Norte tiveram aumento nesse índice³.

Para os índices de pobreza que captam sua intensidade e severidade verifica-se que no Maranhão e Piauí a pobreza está concentrada nos seus níveis mais baixos, enquanto

³ Apesar de todos os estados da Região Norte terem apresentado elevação para em 2005, isso pode ser explicado pela inclusão de informações na área rural a partir de 2004.

que em Santa Catarina e São Paulo, a renda está mais bem distribuída entre os pobres. Assim como a proporção de pobres, percebe-se uma grande redução desses índices com destaque para Santa Catarina e Tocantins enquanto o Distrito Federal teve uma elevação substancial.

Tabela 1 - Renda, Gini, P(0), P(1) e P(2) – Unidades da Federação

UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Y			GINI			P(0)			P(1)			P(2)		
	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05
Rondônia	476.25	367.62	-22.81	0.59	0.58	-2.64	0.39	0.46	18.66	0.17	0.20	21.02	0.10	0.12	18.87
Acre	453.38	294.48	-35.05	0.59	0.60	0.58	0.38	0.56	47.92	0.18	0.29	59.93	0.12	0.19	60.07
Amazonas	363.60	294.11	-19.11	0.59	0.53	-9.66	0.45	0.49	9.45	0.22	0.22	-0.37	0.14	0.13	-8.22
Roraima	507.76	270.41	-46.74	0.44	0.56	27.76	0.19	0.54	185.54	0.06	0.28	349.66	0.03	0.18	430.35
Pará	308.06	268.48	-12.85	0.58	0.54	-7.75	0.53	0.53	1.27	0.24	0.25	2.92	0.15	0.15	4.80
Amapá	375.80	349.66	-6.96	0.54	0.54	-0.90	0.39	0.44	13.74	0.19	0.19	1.15	0.11	0.11	-7.93
Tocantins	227.81	295.71	29.81	0.63	0.54	-14.18	0.67	0.50	-25.69	0.37	0.22	-40.46	0.26	0.13	-47.24
Maranhão	164.69	184.16	11.82	0.59	0.54	-8.96	0.73	0.66	-9.94	0.43	0.35	-19.40	0.30	0.23	-22.63
Piauí	174.99	232.86	33.07	0.60	0.60	0.87	0.72	0.62	-12.93	0.41	0.33	-18.38	0.29	0.22	-23.14
Ceará	228.45	245.48	7.45	0.63	0.59	-5.85	0.64	0.58	-10.18	0.35	0.29	-16.70	0.24	0.19	-18.24
RGN	267.82	311.36	16.26	0.61	0.61	0.20	0.60	0.53	-11.15	0.30	0.25	-16.33	0.19	0.16	-15.80
Paraíba	258.30	278.59	7.86	0.62	0.59	-5.20	0.62	0.56	-10.05	0.32	0.27	-16.93	0.21	0.17	-20.79
Pernambuco	249.08	266.98	7.19	0.59	0.60	2.27	0.63	0.60	-4.92	0.32	0.31	-2.12	0.20	0.21	0.44
Alagoas	262.09	204.50	-21.97	0.65	0.58	-10.98	0.66	0.67	2.01	0.34	0.35	1.62	0.22	0.23	5.17
Sergipe	236.08	286.42	21.32	0.59	0.56	-5.31	0.64	0.53	-18.15	0.33	0.25	-24.78	0.22	0.16	-28.65
Bahia	229.94	252.07	9.62	0.61	0.57	-7.52	0.66	0.58	-12.46	0.35	0.28	-19.36	0.23	0.18	-22.03
Minas Gerais	387.50	407.54	5.17	0.59	0.53	-10.03	0.34	0.25	-27.55	0.15	0.10	-34.35	0.09	0.06	-36.75
Espírito Santo	397.86	440.20	10.64	0.61	0.56	-7.23	0.33	0.25	-25.56	0.15	0.10	-29.82	0.09	0.06	-29.48
Rio de Janeiro	582.73	579.55	-0.55	0.58	0.56	-2.78	0.29	0.26	-8.32	0.12	0.11	-11.01	0.07	0.06	-10.74
São Paulo	646.52	604.11	-6.56	0.54	0.53	-1.07	0.19	0.21	10.03	0.08	0.09	3.89	0.05	0.05	-2.20
Paraná	449.14	508.26	13.16	0.58	0.54	-6.93	0.36	0.26	-26.07	0.16	0.10	-35.11	0.10	0.06	-38.82
Santa Catarina	504.44	566.40	12.28	0.54	0.46	-14.11	0.26	0.15	-44.49	0.11	0.05	-53.02	0.06	0.03	-54.97
RGS	519.64	529.78	1.95	0.57	0.52	-7.73	0.30	0.26	-12.01	0.13	0.11	-19.49	0.08	0.06	-21.18
MGS	387.99	424.80	9.49	0.56	0.53	-3.81	0.31	0.24	-21.97	0.12	0.10	-19.90	0.07	0.06	-16.59
MG	359.97	405.56	12.66	0.56	0.53	-5.66	0.33	0.25	-23.42	0.14	0.10	-27.85	0.09	0.06	-29.05
Goiás	344.16	431.55	25.39	0.56	0.56	-0.19	0.36	0.24	-31.83	0.15	0.10	-36.25	0.09	0.06	-35.98
DF	803.36	849.16	5.70	0.59	0.61	4.08	0.22	0.23	8.66	0.09	0.10	11.71	0.06	0.07	17.53

Fonte: Elaboração do autor

De uma forma geral, esses indicadores apontam que na grande maioria dos estados brasileiros houve nesse período uma substancial redução nos níveis de pobreza e esse comportamento é acompanhado pelo o aumento da renda e redução da desigualdade. No entanto, um aspecto importante dessa análise é que assim como podemos distinguir clubes de convergência em níveis de renda per capita, como mencionado na introdução, podemos identificar tal tendência para os indicadores de pobreza discutidos acima. Os Gráficos a seguir construídos a partir das funções de Kermel para os indicadores P(0), P(1) e P(2), identificam a formação também de grupos entre as regiões brasileiras da mesma forma que a renda per

capita. Pode-se constatar, no Gráfico 1, a existência de um grupo formado pelas regiões Norte e Nordeste com maior proporção de pobres, e Sudeste, Sul e Centro-Oeste, com menores níveis. Mesma dispersão é verificada para P(1) e P(2), nos Gráficos 2 e 3 respectivamente.

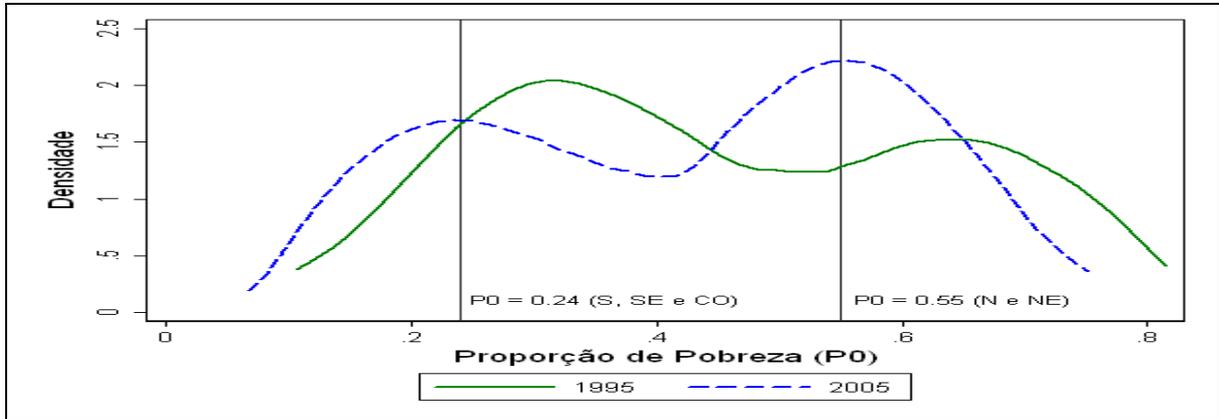


Gráfico 1 – Função Kernel para Proporção de Pobres
Fonte: Elaboração do autor

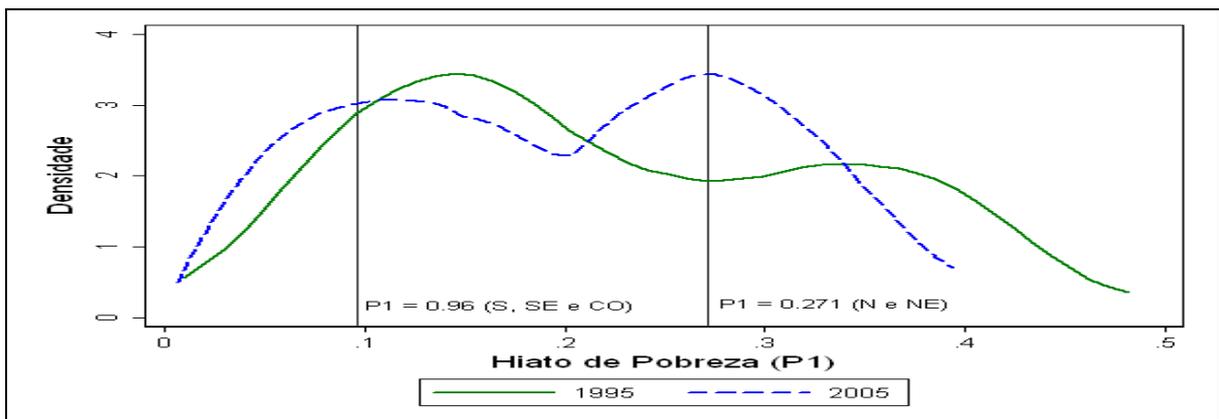


Gráfico 2 – Função Kernel para o Hiato Médio de Pobreza
Fonte: Elaboração do autor

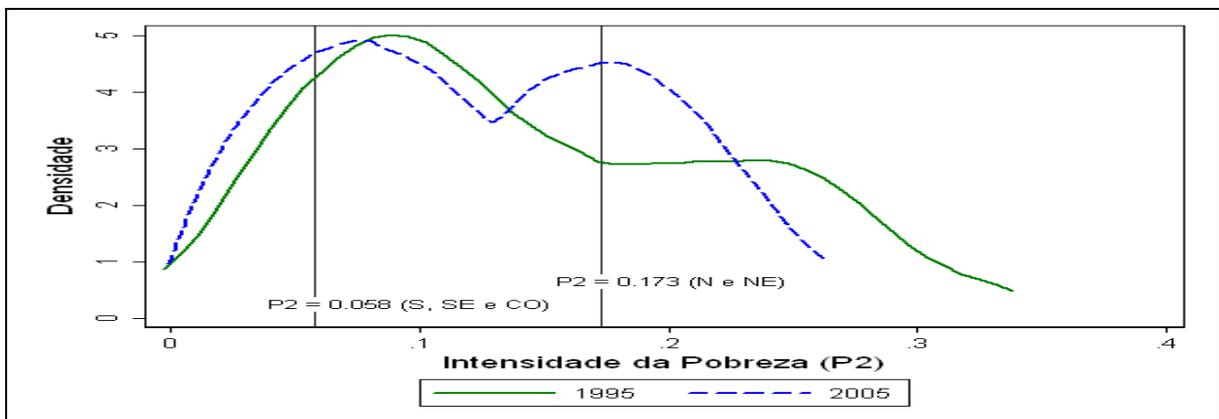


Gráfico 3 – Função Kernel para o Hiato da Pobreza ao Quadrado
Fonte: Elaboração do autor

Essa evidência sugere que o efeito da renda e da desigualdade na redução da pobreza possa ter impactos diferenciados entre as regiões de sorte que seria importante estimar as elasticidades considerando também os diferentes grupos de estados.

O segundo fato são as estimativas para o modelo de dados agrupados, o qual inclui uma variável binária especificando o valor 1 para unidades da federação que pertencem às regiões Norte/Nordeste, e valor 0 para unidades da federação que pertencem às regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste (TABELA 7, APÊNDICE). Esse resultado é obtido, apesar de se reconhecer que a heterocedasticidade e o viés de variáveis omitidas são problemas presentes nesse modelo, mas que e serão devidamente tratados no modelo de dados em painel.

Essas Evidências reforçam a idéia de que no primeiro grupo de regiões, os níveis de pobreza são mais elevados do que os observados para as demais regiões do país.

2.4 Metodologia Econométrica

Como visto, o objetivo central desse estudo é estimar os valores das elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza para o Brasil e regiões geográficas, que formam os clubes especificados acima. As informações anuais compreendem o período⁴ de 1995-2005, para cada unidade da federação, permitindo a organização dos dados no formato longitudinal. Nesse sentido, a estratégia econométrica adotada para estimar as elasticidades é a utilização de modelos com dados em painel. Essa forma de estimação possui algumas vantagens interessantes como a maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência dos estimadores.

Wooldridge (2002) descreve o modelo econométrico com dados em painel da seguinte maneira:

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

onde i indica a dimensão no seccional, e t indica a dimensão no temporal. O interesse reside em estimar os efeitos parciais de cada variável x_i do vetor explicativo $X = (x_1, x_2, \dots, x_K)$ em

⁴ Vale lembrar que os dados foram coletados a partir da PNAD, a qual não é realizada em anos de Censo Demográfico. Portanto, a amostra não conta com informações relativas ao ano 2000, ano de Censo Demográfico.

relação à variável dependente Y . Todavia, a variável c_i é uma variável latente que representa a heterogeneidade não observada no modelo, ou seja, esse termo tenta captar as características não observáveis entre as observações no *cross-section*. Além disso, uma suposição crucial nessa análise é que o efeito parcial de c_i é constante no tempo, todavia, podendo ser distinto entre as observações do *cross-section*. O termo u_{it} é o erro estocástico, onde se supõem que $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$. Essa última suposição é conhecida como a hipótese de exogeneidade estrita, ou seja, o erro aleatório é não correlacionado com o vetor explicativo X e não possui qualquer relação de dependência com a heterogeneidade não observada c_i .

O modelo empírico a ser estimado no presente estudo segue a especificação feita em Ravallion e Chen (1997), os quais se propõem a estimar as elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza utilizando dados longitudinais. Desta forma, o modelo empírico está estruturado da seguinte maneira:

$$\log P_{it}^{\alpha} = c_i + \phi \cdot \log W_{it} + \gamma \cdot \log G_{it} + \delta \cdot t + u_{it} \quad (5)$$

onde ϕ e γ são as elasticidades de interesse, e δ é uma taxa mudança da proporção de pobres no tempo. Para facilitar a notação fez-se necessário especificar o vetor de variáveis explicativas de acordo com a equação (4), composto pelo logaritmo da renda média (W) e pelo logaritmo do Índice de Gini (G), $X = (\log W, \log G)$. O vetor de parâmetros a ser estimado é $\beta = (\phi, \gamma, \delta)$. A variável dependente no modelo é o logaritmo do índice FGT, $Y = (\log P^{\alpha})$, considerando as três medidas usuais de pobreza discriminadas por $\alpha = (0,1,2)$.

A partir da equação (5), o termo c_i pode ser visto como uma variável aleatória, ou como um parâmetro a ser estimado para cada observação i . Em relação ao presente estudo, a variável latente c_i é responsável por captar as características não observáveis entre as regiões geográficas ou entre unidades da federação tanto em termos da natureza de cada região (por exemplo, o fator clima e/ou temperatura), econômica (a dinâmica da economia) como pelas características populacionais referentes a níveis saúde, educação e cultura.

A estimação com dados em painel abre diversas possibilidades de tratar os efeitos da heterogeneidade não observada. Wooldridge (2002) apresenta de maneira detalhada os modelos de efeitos fixos (EF) ou aleatórios (EA), e primeira diferença (PD), como formas de tratar tal problema econométrico. Vale ressaltar que o não controle desse problema tem como consequência a estimação de parâmetros inconsistentes.

2.4.1 Métodos de Estimação para Dados em Painel

2.4.1.1 Efeitos aleatórios (EA)

O modelo com efeitos aleatórios (EA) trata c_i como uma variável aleatória que faz parte do erro, isto é, $v_{it} = c_i + u_{it}$. As suposições desse modelo são: (i) $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$, $t = 1995, \dots, 2005$ e, (ii) $E(c_i | X_i) = E(c_i) = 0$. O item (i) é a exogeneidade estrita, apresentada anteriormente. Já o item (ii) assume que c_i é independente com respeito ao vetor explicativo X_i . Dada a estrutura do erro v_{it} , a matriz de variância-covariância é dada por $\Omega = \sigma_u^2 I_T + \sigma_c^2 j_T j_T'$, onde I_T é a matriz identidade ($T \times T$) e $j_T j_T'$ é uma matriz unitária ($T \times T$). Desta forma, o método mais adequado para estimar a equação (2) é através dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), o qual assegura a consistência das estimativas sob a suposição de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, $E(v_{it} | X_i) = 0$, juntamente com a condição de $\text{rank}[E(X_i' \Omega^{-1} X_i)] = K$. A eficiência do estimador de efeitos aleatórios, β_{EA} , também é garantida assumindo que a matriz de variância de v_i , condicionada a X_i , é constante, ou seja, (iii) $E(u_i u_i' | X_i, c_i) = \sigma_u^2 I_T$ e $E(c_i | X_i) = \sigma_c^2$. Entretanto, a suposição (iii) é muito forte, pois ela assume que a variância é constante e as covariâncias nulas.

2.4.1.2 Efeitos Fixos (EF)

O modelo com efeitos fixos (EF) trata c_i como um parâmetro a ser estimado para cada observação i do *cross-section*. Para tanto, assume-se a mesma condição de exogeneidade estrita, (i) $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$, considerada no modelo de efeitos aleatórios. No entanto, o modelo de efeitos fixos (EF) relaxa a suposição (ii) assumida no modelo de efeitos aleatórios. Neste caso, os parâmetros são estimados de maneira consistente na presença de uma relação arbitrária entre c_i e X_i , $E(c_i | X_i) \neq 0$. Por conta desse relaxamento de suposição, o modelo

de efeitos fixos (EF) possui uma robustez maior em relação ao modelo de efeitos aleatórios (EA).

A análise de efeitos fixos (EF) sugere a transformação da equação (5) de tal forma que seja possível controlar os efeitos da heterogeneidade não observada. A transformação de efeitos fixos é obtida por meio do desvio em torno da média em relação à dimensão temporal da amostra, $t = 1, 2, \dots, T$. Desta forma, o primeiro passo do modelo é obter a seguinte *cross-section*,

$$\bar{Y}_i = \bar{X}_i \beta + c_i + \bar{u}_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

onde $\bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}$, $\bar{X}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_{it}$, e $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}$. O segundo passo é subtrair a equação (3) da equação (1), obtendo a seguinte equação transformada:

$$\ddot{Y}_{it} = \ddot{X}_{it} \beta + \ddot{u}_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

sendo que $\ddot{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i$, $\ddot{X}_{it} = X_{it} - \bar{X}_i$ e $\ddot{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$. Como é possível observar, o termo da heterogeneidade não observada não está presente na equação (7), em função da transformação de efeitos fixos. Uma maneira de solucionar esse problema seria estimar a equação (7) por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados agrupados.

Em termos de variáveis transformadas, a hipótese de exogeneidade estrita pode ser escrita como $E(\ddot{u}_{it} | X_i) = E(u_{it} | X_i) - E(\bar{u}_i | X_i) = 0$. Além dessa suposição, para se obter a consistência do estimador de efeitos fixos⁵, β_{EF} , é necessário assumir: (ii) $rank[E(\ddot{X}_i' \ddot{X}_i)] = K$. De maneira semelhante ao modelo de efeitos aleatórios, a eficiência do estimador de efeitos fixos é garantida com a suposição homocedasticidade e não correlação serial dos erros, $E(u_i u_i' | X_i, c_i) = \sigma_u^2 I_T$.

⁵ O estimador de efeitos fixos também é conhecido como estimador *within*, por considerar a variação do tempo dentro de cada unidade observacional. Já o estimador da equação (3) ao aplicar o método de MQO com dados agrupados é conhecido como estimador *between*, leva em consideração somente a variação entre as unidades observacionais.

2.4.1.3 Primeira Diferença (PD)

Adams Jr. (2004), por sua vez, sugere que a equação (2), originalmente especificada por Ravallion e Chen (1997), seja estimada via primeira diferença (PD) não somente para controlar os efeitos da heterogeneidade não observada, mas também os efeitos da possível existência de autocorrelação entre os erros. Nesse sentido, o modelo em primeira diferença pode ser escrito como:

$$\Delta Y_{it} = \Delta X'_{it} \beta + \Delta u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 2, \dots, T \quad (8)$$

onde $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$, $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$ e $e_{it} \equiv \Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$. De maneira análoga a transformação de efeitos fixos, a transformação de primeira diferença é eficaz ao eliminar a variável latente do modelo. A estimação consistente do vetor de parâmetros β depende das seguintes suposições: (i) $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$ e, (ii) $\text{rank} \left[\sum E(\Delta X'_{it} \Delta X_{it}) \right] = K$. Semelhante aos modelos de efeitos fixos (EF) e aleatórios (EA), o modelo de primeira diferença (PD) também necessita das suposições de exogeneidade estrita e condição de *rank* para garantir a consistência do estimador β_{PD} . O vetor de estimativas do modelo de primeira diferença pode ser obtido utilizando o MQO com dados agrupados.

Uma vantagem do método de estimação em primeira diferença (PD) é a sua facilidade computacional, em detrimento ao método de efeitos fixos (EF). Além disso, quando a amostra considera apenas dois períodos no tempo, $T = 2$, ambos os métodos produzem estimadores idênticos, assim como suas estimativas. Já quando $T \geq 3$, a escolha entre os estimadores de efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD) dependerá das suposições em relação ao erro u_{it} . Em particular, sob a hipótese de exogeneidade estrita, condição de *rank* e não correlação serial, o estimador de efeitos fixos é o mais eficiente dentro da classe de estimadores que assumem $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$.

A eficiência do estimado de primeira diferença, β_{PD} , é garantida quando se tem $E(e_i e_i' | X_{it}, c_i) = \sigma_e^2 I_{T-1}$, $t = 2, \dots, T$, isto é, e_{it} é não serialmente correlacionado. O que implica em dizer que u_{it} é um ruído branco, $u_{it} = u_{it-1} + e_{it}$. Assumir que u_{it} não possui autocorrelação é, muitas vezes, considerada como uma forte suposição. Desta forma, caso u_{it} seja um ruído branco a suposição que garante a eficiência do estimador de efeitos fixos não

será mais válida. Nesse sentido, caso e_{it} seja não autocorrelacionado, o estimador de primeira diferença passa a ser o mais eficiente na classe de estimadores que utilizam a suposição de exogeneidade estrita.

Ravallion e Chen (1997) optam por estimar a equação (1) através do método de efeitos fixos (EF), justamente pelo fato do método de primeira diferença (PD) introduzir um possível ruído branco⁶ na equação (5). Por outro lado, Adams Jr. (2004) estima a equação (5) levando em consideração uma matriz de variância-covariância robusta de tal maneira a considerar o processo Δu_{it} . Portanto, o estudo também se propõe a estimar o seguinte modelo empírico:

$$\Delta \log P_{it}^{\alpha} = \delta + \phi \cdot \Delta \log W_{it} + \gamma \cdot \Delta \log G_{it} + \Delta u_{it} \quad (9)$$

A possibilidade de existência de erros de medida em alguma das variáveis do presente estudo é a mínima possível, pois ao utilizar informações da PNAD tem-se a certeza de que o processo de geração dos dados é o mais confiável possível. Embora o erro de medida não seja um problema a ser enfrentado nesse estudo, é provável a ocorrência de heterocedasticidade e/ou correlação serial dos erros. Para tanto, serão os testes estatísticos apresentados na próxima subseção que indicarão qual o procedimento mais adequado para estimar as elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza para o Brasil. Desta forma, o presente estudo se propõe a estimar as equações (5) e (9), levando-se em consideração os diferentes métodos propostos.

2.4.2 Testes Usuais para Dados em Paineis

Apesar de toda a descrição econométrica dos possíveis modelos a serem utilizados para estimar as elasticidades de interesse nessa pesquisa, são os testes estatísticos que apresentam um diagnóstico a respeito da especificação do modelo, e até mesmo indicam qual o método mais adequado a ser utilizado.

⁶ No estudo de Ravallion e Chen (1997), parte do ruído branco é constituído por um erro de medida na variável de renda média, em virtude da utilização do consumo médio como variável *proxy*. Conseqüentemente, o erro de medida também está presente na variável de pobreza. Além disso, esse erro de medida estaria contemporaneamente correlacionado com o erro da regressão, o que abriria possibilidade para a existência de correlação serial no modelo de primeira diferença.

Inicialmente, a hipótese levantada em nossas estimativas está relacionada à presença de heterogeneidade não observada, c_i , no modelo descrito pelas equações (4) e (5). Nesse sentido, a hipótese a ser testada é $H_0 : \sigma_c^2 = 0$, implica na ausência de heterogeneidade não observada no modelo. Para tanto, Breusch e Pagan (1980) descrevem um teste baseado no princípio do Multiplicador de Lagrange (LM), capaz de comprovar a validade ou não da hipótese acima. Em essência, o teste de Breusch-Pagan testa a hipótese de existência ou não de efeitos aleatórios para a equação (5), seguindo uma distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual a 1, χ_1^2 .

No entanto, após comprovar a existência de heterogeneidade não observada, torna-se necessário realizar o teste de Hausman, o qual indicará o modelo mais adequado para tratar a heterogeneidade não observada, seja através de efeitos fixos (EF) ou aleatórios (AE). Esse teste de especificação de modelo tem como hipótese nula a ortogonalidade dos regressores em relação ao termo da heterogeneidade não observada, ou seja, a hipótese nula é de efeitos aleatórios (EA). Em termos práticos, o teste de Hausman realiza uma comparação entre as variâncias dos estimadores β_{EA} e β_{EF} , onde a distribuição assintótica segue uma Qui-quadrado com graus de liberdade igual a $K - 1$ (K é o número *rank* da matriz X), χ_{K-1}^2 .

Outra hipótese de extrema importância a ser testada é a de exogeneidade estrita, visto que a possível existência de correlação entre u_{it} e X_{is} para $s \neq t$, causa inconsistência dos estimadores de efeitos fixos (β_{EF}) e de primeira diferença (β_{PD}). De acordo com Wooldridge (2002), o procedimento para testar a exogeneidade estrita usando efeitos fixos, quando $T > 2$, pode ser realizado através da seguinte especificação:

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + \delta \cdot Z'_{it+1} + c_i + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T - 1 \quad (10)$$

onde Z_{it+1} é um subconjunto do vetor de variáveis explicativas X_{it+1} . No caso do presente estudo, Z_{it+1} será composto por apenas uma das variáveis explicativas do vetor X . Vale salientar que Z_{it+1} perde a primeira observação temporal do painel. A hipótese nula é de ortogonalidade entre u_{it} e X_{is} para $s \neq t$, ou seja, $H_0 : \delta = 0$. Caso a hipótese nula seja aceita, a presença de exogeneidade estrita é válida e ambos os coeficientes β_{PD} e β_{EF} são consistentes. Caso contrário, recomenda-se utilizar o método de Mínimos Quadrados

Generalizados (MQG) para efeitos fixos e primeira diferença de tal forma a obter estimativas⁷ consistentes.

A hipótese de não autocorrelação dos erros pode ser testada a partir da relação existente entre erros do modelo de efeitos fixos (u_{it}) e primeira diferença (e_{it}), $e_{it} = u_{it} - u_{it-1}$. Sob presença de não autocorrelação de e_{it} , o modelo de primeira diferença é o mais eficiente na classe dos estimadores que levam em consideração a hipótese de exogeneidade estrita. Segundo, Wooldridge (2002), dado a validade da hipótese de exogeneidade estrita, a hipótese de não autocorrelação de e_{it} é testada da seguinte maneira:

$$\hat{e}_{it} = \rho \cdot \hat{e}_{it-1} + erro_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 3, 4, \dots, T \quad (11)$$

sendo que a hipótese nula é de ausência de autocorrelação para e_{it} . Automaticamente, a aceitação da hipótese nula implica em existência de autocorrelação⁸ em u_{it} . Neste caso, recomenda-se utilizar novamente o método de Mínimos Quadrados Generalizados para obter os estimadores de efeitos fixos consistentes.

Finalmente, o último teste de diagnóstico a ser realizado é o teste usual de White para verificar a presença de heterocedasticidade nos modelo de efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD), os quais foram estimados por meio de MQO com dados agrupados. Nesse sentido, a hipótese nula é de homocedasticidade dos erros, e a estatística a ser observada é o NTR^2 que segue uma distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de regressores da regressão auxiliar⁹, χ_M^2 .

2.5 Resultados

Nesta seção estão os resultados das estimativas dos modelos de efeitos aleatórios (EA), efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD) em virtude da presença de heterogeneidade não observada, a qual foi estatisticamente comprovada pelo teste de Breusch-Pagan. Além

⁷ Para maiores detalhes, ver Im, Ahn, Achmidt e Wooldridge (1999).

⁸ Para maiores detalhes ver Wooldridge (2002, p. 283).

⁹ Os resultados da regressão auxiliar são obtidos estimando-se um modelo onde a variável dependente é \hat{u}^2 , e as variáveis explicativas são X , X^2 e o produto cruzado entre cada elemento de X .

disso, outros testes foram realizados no sentido de indicar qual a melhor especificação a ser utilizada e estão dispostos no APÊNDICE B.

Vale salientar que todas as estimações aqui apresentadas são estatisticamente significantes ao nível de 1%. Para facilitar a visualização da significância dos parâmetros, optou-se por apresentar o *p-valor* entre parêntese abaixo de cada parâmetro estimado. Os modelos de EF, EA, e PD foram estimados para cada índice de pobreza: proporção de pobres, P(0), hiato de pobreza P(1) e hiato de pobreza ao quadrado, P(2). Essas estimações foram realizadas utilizando toda a amostra para o Brasil, e de forma desagregada, em regiões geográficas. Além disso, as interpretações dos coeficientes diferem entre os modelos de efeitos fixos ou aleatórios (variáveis em nível) em relação ao modelo de primeira diferença (variáveis em diferença).

Como discutido anteriormente, partiu-se da hipótese da existência de clubes de convergência considerando a existência de dois grupos de estados no Brasil: um formado pelo Norte e Nordeste e outro pelos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Ao considerar toda a amostra para o Brasil, o teste de Hausman indicou o modelo de efeitos aleatórios como a especificação mais adequada em detrimento a de efeitos fixos. Por outro lado, quando se desagrega a amostra em grupos de unidades da federação, o teste de Hausman passa a indicar o modelo de efeitos fixos como a especificação mais adequada.

A Tabela 2, a seguir, apresenta as estimativas das elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza para o Brasil. Em termos gerais, constata-se que a redução da desigualdade, medida nesse trabalho pelo índice de GINI tem um maior efeito na redução dos níveis de pobreza que o aumento da renda média. Nos três modelos estimados e para cada medida de pobreza a elasticidade desigualdade-pobreza é maior do que a elasticidade crescimento-pobreza (em termos absolutos).

Tabela 2 – Estimações das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para o Brasil

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF*	PD**	EA***	EF**	PD*	EA***	EF**	PD*
Intercepto	5.1969 (0.000)	-	-	5.9230 (0.000)	-	-	5.9458 (0.000)	-	-
Renda Média	-0.8800 (0.000)	-0.8361 (0.000)	-0.8922 (0.000)	-1.0570 (0.000)	-1.0862 (0.000)	-1.0940 (0.000)	-1.0983 (0.000)	-1.1728 (0.000)	-1.1424 (0.000)
Gini	1.6978 (0.000)	1.5753 (0.000)	1.3793 (0.000)	2.4956 (0.000)	2.2438 (0.000)	2.4417 (0.000)	2.9198 (0.000)	2.6622 (0.000)	2.9198 (0.000)
Teste de Wald	1858.72 (0.000)	1255.47 (0.000)		2257.28 (0.000)	2444.62 (0.000)		1766.43 (0.000)	2133.75 (0.000)	
Estatística F			91.83 (0.000)			202.53 (0.000)			106.61 (0.000)

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF*	PD**	EA***	EF**	PD*	EA***	EF**	PD*
N	270	270	216	270	270	243	270	270	243

Nota: *Estimação via MQG para controlar somente a Heterocedasticidade; **Estimação via MQG para controlar a heterocedasticidade e autocorrelação entre os erros; *** Estimação via MQG para controlar somente a autocorrelação entre os erros.

Fonte: Elaboração do autor

Por exemplo, para P(0) no modelo de efeitos aleatórios (EA), um aumento de 10% na renda média do brasileiro reduz em 8,8% a proporção de pobres, enquanto que uma redução de 10% no nível de desigualdade (GINI) causa uma queda de 16,9% nesse indicador. Interessante observar que esse impacto diferenciado se acentua quando damos mais peso aos indivíduos mais necessitados entre os mais pobres, que é o caso de P(1) e P(2) que medem a intensidade e a severidade da pobreza. Verifica-se que 10% na redução no índice de GINI reduzem P(1) de 22 a 24% e P(2) entre 26 e 29% enquanto que a renda tem um impacto de 10% no primeiro caso e por volta de 11% no segundo. Assim, políticas que promovam a redução da desigualdade têm mais efetividade no combate a pobreza que aquelas que visam o crescimento econômico e esse efeito é mais expressiva quando se considera a intensidade da pobreza.

A Tabela 3, a seguir, mostra os resultados dos parâmetros estimados para as regiões Norte e Nordeste. Vale ressaltar que as elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza estimada para essas regiões tomadas em conjunto seguem o mesmo padrão dos resultados observados para o Brasil. Isto é, o impacto sobre a redução da pobreza através da queda na desigualdade de renda é mais acentuado do que a expansão da renda média.

Tabela 3 – Estimações das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para as Regiões Norte e Nordeste

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF*	PD**	EA***	EF**	PD	EA	EF*	PD**
Intercepto	4.2041 (0.000)	-	-	4.6041 (0.000)	-	-	5.0419 (0.000)	-	-
Renda Média	-0.7236 (0.000)	-0.7109 (0.000)	-0.8153 (0.000)	-0.8857 (0.000)	-0.9546 (0.000)	-0.9791 (0.000)	-0.9589 (0.000)	-1.0899 (0.000)	-1.0208 (0.000)
Gini	1.3922 (0.000)	1.1245 (0.000)	1.2476 (0.001)	2.1928 (0.000)	1.9141 (0.001)	2.3301 (0.000)	2.5554 (0.000)	2.3929 (0.000)	2.7940 (0.000)
Teste de Wald	1479.10 (0.000)	814.79 (0.000)		2108.65 (0.000)	2501.51 (0.000)		4220.98 (0.000)	2413.77 (0.000)	
Estatística F			42.29 (0.000)			130.53 (0.000)			264.02 (0.000)

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF*	PD**	EA***	EF**	PD	EA	EF*	PD**
N	160	160	128	160	160	144	160	160	128

Nota: *Estimação via MQG para controlar somente a Heterocedasticidade; **Estimação via MQG para controlar a heterocedasticidade e autocorrelação entre os erros; *** Estimação via MQG para controlar somente a autocorrelação entre os erros.

Fonte: Elaboração do autor

No entanto, comparando a magnitude desses efeitos com o caso brasileiro, verificamos que tanto em termos da queda da desigualdade como do aumento da renda média, os impactos na redução dos níveis de pobreza são menores. Por exemplo, um aumento de 10% na renda média no grupo de estados do Norte-Nordeste reduz em 7,1% a proporção de pobres e uma redução na mesma magnitude no índice de GINI diminui esse indicador em 11,2%, elasticidades essas inferiores ao caso nacional que era de 8,8% e 16,9% respectivamente. Esses diferenciais se mantêm também para os outros índices de pobreza e para todos os modelos estimados como pode ser observado.

Finalmente, a Tabela 4 apresenta o terceiro conjunto de estimativas das elasticidades crescimento-pobreza e desigualdade-pobreza, considerando nesse caso o conjunto de estados pertencentes às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Inicialmente percebemos que o padrão de comportamento das elasticidades segue a mesma tendência verificada para o Brasil e regiões Norte e Nordeste. No entanto, comparando o país e com essas regiões, observamos que a magnitude do impacto da redução da desigualdade de renda sobre a pobreza e do o crescimento da renda média é bem mais expressiva nesse caso.

Por ser visto, por exemplo, em termos da proporção de pobres, uma queda de 10% na desigualdade implica em uma redução de por volta 25% nesse índice bem superior aos 13,9% nas regiões Norte e Nordeste. No caso do aumento da renda média, um aumento de 10% nessa variável provoca uma redução na proporção de pobres em 11, 2%, magnitude superior aos 7,2% das outras regiões. Essas diferenças são expressivas também para os outros índices de pobreza.

Tabela 4 – Estimções das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza para as Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***
Intercepto	7.0676 (0.000)	-	-	8.3934 (0.000)	-	-	6.3045 (0.000)	-	-
Renda Média	-1.1207 (0.000)	-1.3672 (0.000)	-1.2343 (0.000)	-1.3903 (0.000)	-1.6953 (0.000)	-1.6656 (0.000)	-1.0894 (0.000)	-1.7322 (0.000)	-1.7537 (0.000)

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes									
	P0			P1			P2			
	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***	
Gini	2.4752 (0.000)	2.4404 (0.000)	2.0472 (0.000)	3.3609 (0.000)	3.3224 (0.000)	3.1159 (0.000)	3.8016 (0.000)	3.7600 (0.000)	3.6909 (0.000)	
Teste de Wald	869.12 (0.000)			1114.82 (0.000)			537.19 (0.000)			
Estatística F	758.23 (0.000)			139.82 (0.000)	1187.13 (0.000)			533.75 (0.000)	548.43 (0.000)	189.47 (0.000)
N	110	110	88	110	110	88	110	110	88	

Nota: *Estimação via MQG para controlar somente a Heterocedasticidade; **Estimação via MQG para controlar a heterocedasticidade e autocorrelação entre os erros; *** Estimação via MQG para controlar somente a autocorrelação entre os erros.

Fonte: Elaboração do autor

A Tabela 5 apresenta um resumo das elasticidades calculadas tomadas em conjunto. Os sinais das elasticidades confirmam os resultados esperados conforme discutido na segunda seção desse artigo, já que o aumento da renda média tem um impacto negativo nos índices de pobreza, a redução da desigualdade tem efeito direto. Os valores mais baixos das elasticidades no Norte/Nordeste em relação as outras regiões do país é um indicativo de que os níveis de pobreza nessas localidades tendem a ser mais resistentes as intervenções de políticas de combate a pobreza. Apesar de não ser objeto dessa pesquisa identificar os motivos que expliquem o diferencial nas elasticidades, as suas causas podem estar associadas a diversos fatores como níveis muito baixos de qualificação de mão-de-obra, a informalidade no mercado de trabalho, a grande participação na economia dessas regiões da economia agrícola de subsistência e a estrutura fundiária muito concentrada.

Tabela 5 – Resumo das Estimações das Elasticidades Crescimento-Pobreza e Desigualdade-Pobreza para Brasil e Grupo de Regiões

REGIÕES	Variáveis Dependentes								
	P0			P1			P2		
	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***	EA	EF	PD***
ELASTICIDADE CRESCIMENTO-POBREZA									
BRASIL	-0.88	-0.84	-0.89	-1.06	-1.09	-1.09	-1.09	-1.17	-1.14
NORTE/NORDESTE	-0.72	-0.71	-0.81	-0.89	-0.95	-0.98	-0.96	-1.09	-1.02
SUL/SUDESTE/CO	-1.12	-1.37	-1.23	-1.39	-1.69	-1.67	-1.09	-1.73	-1.75
ELASTICIDADE DESIGUALDADE-POBREZA									
BRASIL	1.69	1.58	1.38	2.49	2.24	2.44	2.92	2.66	2.92
NORTE/NORDESTE	1.39	1.12	1.25	2.19	1.91	2.33	2.56	2.39	2.79
SUL/SUDESTE/CO	2.48	2.44	2.05	3.36	3.32	3.12	3.80	3.76	3.69

Fonte: Elaboração do autor

Comparando os valores das elasticidades crescimento-pobreza encontradas para o Brasil e suas regiões, percebe-se que eles são inferiores as evidências internacionais obtidas

especialmente em Meng *et al.* (2005), Adams (2004), Bouguignon (2003), Bruno, Ravallion e Squire (1998) e Ravallion e Chen (1997) que estabeleciam limites no intervalo 2,0 e 3,0 em termos absolutos. No entanto, os resultados nessa pesquisa para o grupo Sul/Sudeste/ Centro-Oeste assemelham-se aos achados em Wodon (1999) em um painel regional para Bangladesh, onde ele considera valores situados entre 1,43 e 1,63.

Quanto às evidências para as elasticidades desigualdade-pobreza, as estimativas encontradas estão mais de acordo com a literatura tanto para o primeiro grupo de estados quanto para o segundo. Por exemplo, em Meng *et al.* (2005) a elasticidade desigualdade-pobreza é de 2,8 enquanto que para Wodon (1999) ela estaria entre 1,28 e 1,41 enquanto que em Ravallion e Squire (1998), esses valores seriam bem mais elevado situando-se em 3,86. Por fim, a comparação com a literatura nacional se torna mais difícil, dada a escassez de pesquisa trabalhando com dados em painel, mas as elasticidades encontradas nesse estudo apontam valores, em média, mais elevados que as estimativas já existentes utilizando metodologias diferentes, quando se considera a intensidade da pobreza, apesar de confirmar a maior efetividade de políticas de redução da desigualdade no combate a pobreza.

Por exemplo, Barros, Henriques e Mendonça apontam que para cada 1% na taxa de crescimento econômico no Brasil a pobreza cai em 2,6%, e que no caso da desigualdade essa relação seria de 1 para 1. Já Lima *et al.* (2003) encontrou os seguintes valores médios de 1,03 e 1,93 para a elasticidade renda-pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza, respectivamente, entre os estados. Por fim Hoffmann (2005) mostra que um aumento de 1% no rendimento médio no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres.

2.6 Considerações Finais

A grande questão que motivou esse artigo foi identificar, através de uma amostra mais expressiva e utilizando metodologias mais consistentes, quais as estratégias mais eficientes na redução da pobreza no Brasil e suas regiões, se através de políticas que possam estimular o crescimento da renda média ou se através de ações públicas que visem à redução da concentração da renda. As evidências apontaram que a redução da desigualdade tem mais impacto na queda dos níveis de pobreza que simplesmente o crescimento da renda média.

Ademais, essa constatação se intensifica quando comparamos os clubes de convergência no Brasil, ou seja, o grupo de estados pertencentes ao Norte/Nordeste vis-à-vis

ao Sul/Sudeste/Centro-Oeste e quando adicionamos nas estimativas os índices de pobreza que captam o grau de sua intensidade e severidade.

Diante dessa constatação pode-se sugerir inicialmente que a redução da pobreza possa ser perseguida principalmente através da queda da desigualdade especialmente nos estados das regiões Norte/Nordeste. No entanto, é importante nessa decisão avaliar o custo financeiro de um programa de crescimento da renda média vis-à-vis uma política de redução da desigualdade.

2.7 Referências

ADAMS JR., Richard H. Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, 1994.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, 1996.

ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R.; PEREIRA, P. L. Vals. Convergence Clubs Among Brazilian Municipalities. **Economic Letters**, n. 83, p. 179-184, 2004.

BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA R. **A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. Texto para discussão n. 800.

BHALLA, S. **Imagine There's no Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization**. Washington, DC: Institute for International Economics, 2002.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: Explaining heterogeneity across countries and time periods. In: EICHER, T. S.; TURNOVSKY, S. J. (eds). **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: MIT Press, 2003, p. 3-26.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1980.

BRUNO, M; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. In: TANZI, V.; CHU, Ke-Young (eds). **Income Distribution and High-Quality Growth**. Cambridge: MIT Press, 1998.

CHEN, S.; RAVALLION M. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, 1997.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New Ways of Looking at Old Issues: Asset Inequality and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, 1998.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is Good for the Poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.

EASTERLY, W. Life During Growth: International Evidence on Quality of Life and Per Capita Income. **Journal of Economic Growth**, v. 4, 1999.

FORBES, K. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, 2000.

FOSTER, J. E.; GREER, J.; THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Indices. **Econometrica**, v. 52, p.761-766, 1984.

GONDIN, J. L.; BARRETO, Flávio A. F. D.; CARVALHO JR., José R. A. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, 2007.

HOFFMANN, Rodolfo. Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1970-1990. **RBE**. v. 49, n. 2, p. 277-94. Abr./Jun. 1995.

_____. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. **Revista Economia**, v. 6, n. 2, p. 255-289, Jul./Dez. 2005 .

IM, K. S.; AHAN, S. C.; SCHMIDT P.; WOOLDRIGE, J. M. Efficient Estimation of Panel Data Models with Strictly Exogenous Explanatory Variables. **Journal of Econometrics**, v. 93, p. 177-201, 1999.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, March 1955.

LI, H.; ZOU, H. Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, 1998.

LIMA, F. Soares de; BARRETO, Flávio A. F. D.; MARINHO, Emerson L. L. Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros. In: VII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 2003, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2003.

LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship**. Mimeo. The World Bank, 2004.

LOPEZ, H. **Pro-Poor-Pro-Growth: Is There a Trade-Off?** The World Bank: Policy Research Working Paper n. 3378, 2004b.

MENG, X.; GREGORY, Robert; WANG, Youjuan . Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986-2000. **Journal of Comparative Economics**, v. 33, p. 710-729, 2005.

MOSSI, M. B; AROCA, P., FERNANDEZ, I. J. Growth Dynamics and Space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, jul. 2003.

PEROTTI, R. Growth, Income Distribution and Democracy. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.

RAVALLION, M.; DATT, G. Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of Development Economics**, n. 38, p. 275-295, 1992.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, p. 51-57, 1997.

SON, H.; KAKWANY, H. **Poverty Reduction: Do Initials Conditions Matter?** Mimeo, The World Bank, 2003.

WODON, Quentin T. **Growth, Poverty, and Inequality: A Regional Panel for Bangladesh**. Policy Research Working Paper 2072, The World Bank South Asia Region Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, March, 1999.

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

APÊNDICES

APÊNDICE A – FIGURA 4

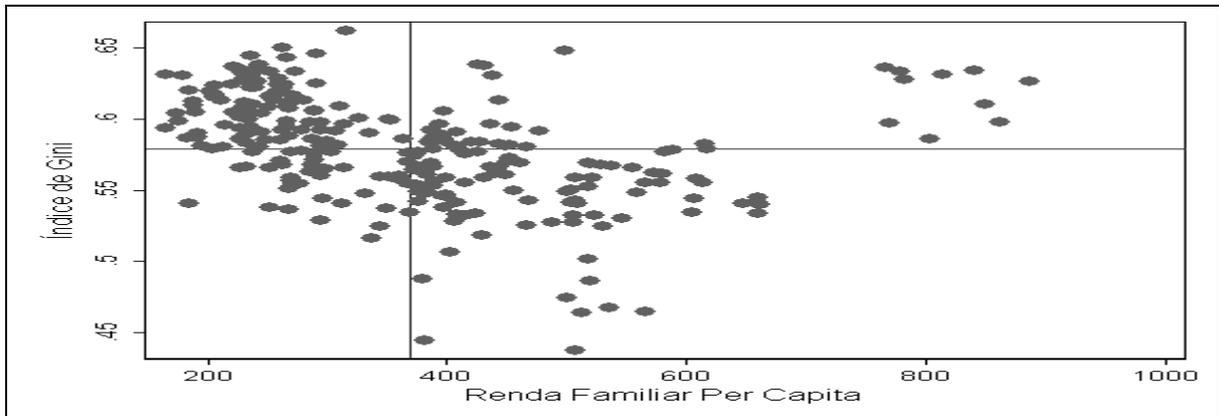


Figura 4 – Valores Médios – RPC e Gini

Nota: As linhas representam os valores médios para RFPC (369.9015) e GINI (0.5789593) para toda a amostra.

Fonte: Elaboração do autor

APÊNDICE B – TABELA 6

Tabela 6 – Testes de Especificação para Modelos com Dados em Painel

Testes Estatísticos	BRASIL			NORTE E NORDESTE			SUL, SUDESTE E CENTRO-OESTE		
	P0	P1	P2	P0	P1	P2	P0	P1	P2
Teste de Breusch-Pagan									
<i>Heter. Não Observada</i>	832.85*	919.91*	809.17*	34.13*	54.49*	43.87*	163.38*	126.09*	66.73*
Teste de Hausman									
<i>Efeitos Fixos ou Aleatórios</i>	0.72	0.38	0.29	38.6*	18.43*	10.16*	186.09*	62.23*	248.24*
Teste de Exogeneidade Estricta									
<i>Renda</i>	0.01	-0.01	-0.04	0.01	-0.05	-0.09	-0.02	0.02	0.03
<i>Gini</i>	0.15***	-0.04	-0.16	0.05	-0.25**	-0.39**	0.21***	0.21***	0.14
Teste de Wooldridge									
<i>Não Autocorrelação em PD</i>	27.08*	0.11	0.74	20.80*	0.01	6.67**	17.40**	7.13**	4.56***
Teste de White									
<i>Efeitos Fixos</i>	111.27*	163.24*	148.67*	96.12*	99.60*	105.72*	7.56	3.02	2.79
<i>Primeira Diferença</i>	117.42*	13.07**	28.73*	75.72*	7.60	16.39**	6.93	3.85	5.94

Nota: *Significância ao nível de 1%; **Significância ao nível de 5%, e; ***Significância ao nível de 10%

Fonte: Elaboração do autor

CAPÍTULO 3 - COMPARANDO AS FONTES DE CRESCIMENTO “PRÓ-POBRES” ENTRE O NORDESTE E SUDESTE DO BRASIL PÓS-PLANO REAL

3.1 Introdução

O termo crescimento “pró-pobre” tem sido utilizado com grande frequência no debate sobre políticas de desenvolvimento, embora não exista, ainda, um consenso sobre o seu significado. Alguns analistas julgam que um determinado desempenho econômico apenas deva ser considerado “pró-pobre” se ele vier acompanhado de uma mudança na distribuição de renda de sua população de modo que consiga provocar uma redução na pobreza. Para Kakwani (2000), por exemplo, o crescimento só é “pró-pobre” se o aumento da renda dos indivíduos pobres for maior relativamente ao aumento da renda dos considerados não-pobres. Por outro lado, de forma menos restritiva, Ravallion e Chen (2003), entendem que para ocorrer crescimento “pró-pobre” é necessário apenas que haja uma redução na medida de pobreza especificada.

Se não há ainda unanimidade na literatura sobre o verdadeiro significado do que seja crescimento “pró-pobre”, também não há consenso sobre a relação existente entre variações na medida de pobreza gerada seja por variações no nível de renda média (crescimento econômico) ou por mudanças na desigualdade da renda (redistribuição da renda). Porém, saber o que provoca mais impacto na variação da medida de pobreza utilizada torna-se imprescindível na orientação de políticas que possam estimular o bem-estar social.

Kraay (2004) evidencia o impacto relativo de cada componente na variação dos índices de pobreza. Considerando que crescimento “pró-pobre” ocorre quando se verifica redução na medida de pobreza, ele decompõe objetivamente a variação da medida de pobreza em três fontes potenciais de crescimento em favor dos pobres: uma primeira relacionada ao crescimento da renda média; a segunda dependeria da sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média, enquanto que uma última estaria relacionada ao aumento das rendas relativas dos indivíduos considerados pobres.

Aplicando essa decomposição para um painel composto por 80 países em desenvolvimento ele sugere que por volta de 70% da variação na medida de pobreza no curto prazo são explicados pelo crescimento da renda média, enquanto que no médio e no longo prazo esse impacto seria ainda mais forte, em torno de 97%. Virtualmente, o restante da

variância seria provocado pelo aumento em rendas relativas, pois, a sensibilidade da medida de pobreza com relação ao crescimento da renda média apresentou insignificante participação nas mudanças dos índices de pobreza.

Seguindo esta metodologia, é oportuno verificar a importância dessas fontes de crescimento para o padrão de variação da pobreza no Brasil considerando os estados do Nordeste e Sudeste numa análise de curto prazo. Para tanto, utiliza-se dados sobre renda familiar *per capita* da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar) publicada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), considerando os anos de 1995 a 2005, exceto do ano censitário 2000, em que não houve a realização da pesquisa.

Para a escolha dos anos de 1995 à 2005 neste trabalho, levou-se em conta que o Brasil tem procurado, principalmente a partir dos anos 90, políticas efetivas de redução dos índices de pobreza e de desigualdade. Esta busca intensificou-se principalmente depois da estabilização econômica a partir da introdução do Plano Real em 1993. De fato, com a inflação sob controle, a redução dos índices de pobreza passou a ser uma das principais metas a ser perseguida pelo governo, especialmente quando se verificava que os índices brasileiros estavam entre os mais elevados do mundo. Dessa forma, o estabelecimento do período de 1995 a 2005, como base temporal para a análise nesta pesquisa, justifica-se pela oportunidade de se isolar o efeito inflacionário.

Ainda que a decomposição das variações nas medidas de pobreza não seja uma técnica severa de avaliação de políticas, a identificação das importâncias relativas de cada fonte de crescimento “pró-pobre” permite, quando comparadas às performances dos índices de pobreza, levantar questionamentos sobre o desempenho das políticas de bem-estar aplicadas no país.

Para ilustrar este fato, suponhamos, por exemplo, que o crescimento em rendas médias seja a fonte de crescimento “pró-pobre” mais importante, numa situação em que os índices de pobreza apresentassem pouca redução. Neste caso, que prováveis impressões poderiam ser extraídas? Inicialmente pode-se imaginar que as políticas que buscam estimular o crescimento da renda global tenham sido as mais perseguidas, uma vez que, do contrário, elas dificilmente teriam amplamente o maior impacto. Ademais, elas não devem ter se mostrado eficientes no combate à pobreza, posto que os índices tiveram pouca queda. Uma terceira observação, digna também de nota, é que políticas de redistribuição de renda deveriam ser também estimuladas, uma vez que o incentivo ao crescimento econômico não se mostrou suficiente para a redução da pobreza.

É evidente que tais considerações, mesmo que suportadas por fatos concretos, precisariam ser verificadas por investigações apropriadas nas avaliações de políticas. Entretanto, o conhecimento do impacto relativo de cada fonte de crescimento “pró-pobre” torna-se matéria-prima indispensável para se entender com melhor precisão à influência das políticas, sejam as que promovam o crescimento da renda média ou aquelas que contribuam para melhorar sua distribuição.

É importante também ressaltar que na ausência de uma determinação exata do caminho a ser seguido para a redução da pobreza no Brasil, alguns analistas entendem que estratégias que procuram conciliar o crescimento econômico com redução das desigualdades devam ser as melhores alternativas. Barros, Henriques e Mendonça (2001), por exemplo, argumentam que a tradição brasileira de eleger o componente crescimento como via única para combate à pobreza, não tem produzido resultados satisfatórios, sendo necessário também incorporar ao leque de medidas, políticas que priorizem a redução da desigualdade.

Neste trabalho, realizam-se exercícios de decomposição da variação da medida de pobreza para os estados do nordeste e sudeste no Brasil e, montando um painel a partir dos dados das unidades federativas, são realizadas decomposições para o Brasil e as regiões anteriormente citadas. Todas as decomposições realizadas foram de curto prazo, contemplando 9 (nove) períodos de 1995 a 2005, e três medidas de pobreza comumente usadas na literatura: proporção de pobres $P(0)$, hiato de pobreza $P(1)$ e hiato ao quadrado $P(2)$.

Além desta seção, este trabalho reúne a seção II, que destaca o arcabouço teórico necessário para a utilização da técnica de decomposição da medida de pobreza; a seção III apresenta a metodologia utilizada, enquanto que a seção IV reúne os principais resultados da pesquisa para os Estados do nordeste e sudeste. A seção V se ocupa da discussão dos resultados para o Brasil e as regiões citadas. Por fim, a última seção é dedicada às principais conclusões das análises realizadas.

3.2 Decomposição da Medida de Pobreza

O conceito de pobreza de que se ocupa esta pesquisa é a chamada pobreza monetária, caracterizada pela escassez de renda ou por um baixo nível de consumo. Para a correta mensuração desta pobreza monetária é necessário inicialmente medir o grau de satisfação do indivíduo em suas necessidades básicas. Neste contexto, definiu-se o indicador de

bem-estar como sendo a renda disponível para o indivíduo num tempo t qualquer. Esta renda é obtida dividindo-se o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos desta família, ou seja, trata-se da renda familiar *per capita*. Desta forma, escolha-se a renda pela qual se apropria o indivíduo e a utiliza como variável *proxy* da função de bem-estar, o que atende bem aos objetivos deste trabalho.

Outro ponto fundamental é estabelecer um valor monetário para o qual se entenda como pobres os indivíduos que possuam renda abaixo deste valor. Nesta investigação, considera-se uma linha de pobreza igual ao dobro da linha de indigência ou de extrema pobreza, sendo essa definida como os custos de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo. Esse cálculo varia entre regiões e estados e há uma linha para o Brasil como um todo. A divulgação desta linha de indigência é feita pelo IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Por fim, o chamado índice de pobreza é uma estatística sumária com objetivo de agregar a informação sobre a distribuição do indicador de bem-estar, definidos nos procedimentos anteriores.

3.2.1 O Modelo Teórico

Segundo Kraay (2004), a hipótese básica deste modelo é a de que o bem-estar do indivíduo depende somente de sua renda. Considere Ω representando o conjunto de indivíduos pesquisados na PNAD num tempo t ; seja A uma sigma-álgebra dos subconjuntos de Ω ; e seja, ainda, \wp uma medida de probabilidade. O espaço de probabilidade (Ω, A, \wp) é tal que:

- i) X é uma variável aleatória não-negativa definida em (Ω, A, \wp) , com $\mu(X) = \mu > 0$ e tal que $X(w)$ seja a renda do indivíduo w , $w \in \Omega$.
- ii) $F(X) = \wp(X \leq x)$ é a função distribuição acumulada (FDA) de X .

Dessa forma, para uma pesquisa com n pessoas, têm-se: $\Omega = (w_1, w_2, w_3, \dots, w_n)$, com $\wp = \frac{1}{n}$ para cada w_i e $x_i = X(w_i)$ e, ainda, $X = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$, sendo X a distribuição de renda.

Para a exata definição da medida de pobreza aplicada a este conjunto de rendas, são necessários dois referenciais, sendo um deles a renda média dos indivíduos, representada aqui por $\mu(X)$, e o outro a chamada função de Lorenz, que destaca a concentração da renda no conjunto analisado. Desta forma, define-se a renda média e a função de Lorenz a partir da noção de funcional quantílico.

DEFINIÇÃO 1. Seja F qualquer FDA em $[0; \infty)$. Então, define-se $Q(y)$, um funcional quantílico, como:

$$Q(y) = F^{-1}(y) = \inf\{x : F(x) \geq y\}. \text{ Daí tem-se:}$$

$$\mu(X) = \int_0^1 Q(t) dt \quad (1)$$

DEFINIÇÃO 2. Função de Lorenz: dada a distribuição de renda X e sendo p um percentil desta distribuição, a função de Lorenz L_X é definida em $[0,1]$ com imagens em $[0,1]$, tal que:

$$L_X(p) = \frac{1}{\mu(X)} \int_0^p Q(y) dy \quad (2)$$

A medida de pobreza monetária tratada neste trabalho, da mesma forma que em Ravallion e Datt (1992), pode ser caracterizada em termos de uma linha de pobreza, da renda média e da função de Lorenz. A função de Lorenz, neste contexto, representa a estrutura necessária para as desigualdades relativas de renda. Assim, a medida de pobreza P_t , avaliada em t , pode ser escrita como:

$$P_t = P(\mu_t, L_t | z_t) \quad (3)$$

onde z_t é a linha de pobreza, μ_t é a renda média conforme (1) e L_t a função de Lorenz como em (2), todas avaliadas no tempo t .

Podemos também escrever a renda $y_t(p)$ do percentil p da distribuição de renda X em função dos dois referenciais, renda média e função de Lorenz:

$$y_t(p) = \mu_t \cdot \frac{dL_t(p)}{dp} \quad (4)$$

Genericamente, a medida de pobreza P_t , avaliada em t , pode ser definida como:

$$P_t = \int_0^{H_t} f(y_t(p)) dp \quad (5)$$

onde $H_t = y_t^{-1}(z_t)$ representa a fração da população abaixo da linha de pobreza z_t , estabelecida para o tempo t , e f uma função da renda do percentil p , que assume diversas formas. Algumas maneiras de se calcular $f(y_t(p))$ dão à medida de pobreza um caráter específico. Para nossa investigação, utiliza-se as seguintes formas de se calcular as imagens de f , com os respectivos índices de pobreza que estas formas determinam:

<u>CÁLCULO DAS IMAGENS DE f</u>	<u>ÍNDICE DE POBREZA</u>
$f(y_t(p)) = 1$	Proporção de Pobres
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z} \right)$	Hiato de Pobreza
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z} \right)^2$	Hiato Quadrático

A escolha destes índices, deve-se às características destas medidas, sobre as quais cabem os seguintes comentários¹⁰: A classe de índices de Foster, Greer e Thorbecke, denominada de FGT, possui função da renda do percentil p com a forma

$$f(y_t(p, \theta)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z} \right)^\theta, \text{ e determina os índices proporção de pobres } (\theta = 0), \text{ hiato de}$$

pobreza ($\theta = 1$) e hiato quadrático ($\theta = 2$). Conforme θ varia, o índice FGT assume algumas características interessantes: quando $\theta = 0$, o índice FGT é chamado de proporção de pobres por ser igual à razão entre o número de pobres e a população total. Por outro lado, para $\theta = 1$, o índice chama-se hiato de pobreza e quando $\theta = 2$, o FGT é o índice conhecido como hiato quadrático e leva em conta a desigualdade de renda entre os pobres, pois potencializa o hiato de renda. Na verdade, a potencialização dos hiatos de renda acontece para todo θ , $\theta \geq 2$. Para esses casos, quanto maior o valor de θ , maior o peso atribuído ao componente de desigualdade de renda no índice FGT.

¹⁰ Maiores detalhes em Rocha (2003)

3.2.2 A Decomposição da Medida de Pobreza

A decomposição da medida de pobreza apresentada nesta seção é determinada através da diferenciação da medida de pobreza dada em (5), com relação ao tempo, de onde é obtida a seguinte expressão para a mudança proporcional na pobreza¹¹:

$$\frac{dP_t}{dt} \frac{1}{P_t} = \int_0^{H_t} \frac{df(y_t(p))}{dy_t(p)} \frac{1}{P_t} \frac{dy_t(p)}{dt} \frac{1}{y_t(p)} dp \quad (6)$$

O termo $\frac{df(y_t(p))}{dy_t(p)} \frac{y_t(p)}{P_t}$ é a elasticidade da medida de pobreza com relação à renda do percentil p , e, portanto, captura o efeito sobre a medida de pobreza decorrente de pequenas variações na renda do percentil p da distribuição de renda. O termo $\frac{dy_t(p)}{dt} \frac{1}{y_t(p)}$ é a taxa de crescimento da renda de cada percentil p , e, a partir de Ravallion e Chen (2003), este termo é conhecido como curva de incidência de crescimento.

Então, as mudanças proporcionais na medida de pobreza consistem na média entre todos os percentis do produto entre esses dois termos. Com o objetivo de separar os efeitos do crescimento da renda média na variação da pobreza, Kraay (2004) reescreve a equação (6) da seguinte forma:

$$\frac{dP_t}{dt} \frac{1}{P_t} = \left(\frac{d\mu_t}{dt} \frac{1}{\mu_t} \right) \int_0^{H_t} \eta_t(p) dp + \int_0^{H_t} \eta_t(p) \left(g_t(p) - \left(\frac{d\mu_t}{dt} \frac{1}{\mu_t} \right) \right) dp, \quad (7)$$

onde $\eta_t(p) = \frac{df(y_t(p))}{dy_t(p)} \frac{y_t(p)}{P_t}$ é a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao

crescimento da renda do percentil p ; $\left(\frac{d\mu_t}{dt} \frac{1}{\mu_t} \right)$ é o crescimento da renda média e

$g_t(p) = \frac{dy_t(p)}{dt} \frac{1}{y_t(p)}$ a taxa de crescimento da renda do percentil p . O primeiro termo de (7)

¹¹ A diferenciação é realizada utilizando-se a Regra de Leibniz e observando que o termo que contém a derivada de H_t é zero, pois a medida de pobreza é zero se avaliada na linha de pobreza.

é obtido a partir do produto entre o crescimento da renda média $\left(\frac{d\mu_t}{dt} \frac{1}{\mu_t}\right)$ e a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média $\int_0^{H_t} \eta_t(p) dp$.

Considerando, da mesma forma que Ravallion e Chen (2003), que crescimento “pró-pobre” ocorre quando há redução na medida de pobreza, a equação (7) apresenta as três fontes potenciais deste crescimento: o primeiro termo reúne as duas primeiras fontes de crescimento pró-pobre, ou seja: (a) o crescimento na renda média e (b) a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média; o segundo termo em (7) captura a terceira fonte de crescimento “pró-pobre” (c) a redução da pobreza via crescimento da renda relativa.

A decomposição discreta das variações nas medidas de pobreza, uma analogia da equação infinitesimal (7), é utilizada neste trabalho para obter as importâncias relativas das três fontes de crescimento “pró-pobre”. Detalhes desta decomposição discreta são fornecidos na próxima seção, que trata da metodologia aplicada nesta pesquisa.

3.3 Metodologia

Nesta seção, apresentam-se os principais eventos da metodologia adotada, na ordem em que eles foram executados, mostrando, além da descrição detalhada do evento - que inclui as ações desenvolvidas. O primeiro procedimento adotado é o estabelecimento da linha de pobreza. Conforme dito anteriormente, nesse estudo, considera-se como linha de pobreza o dobro da linha de indigência ou de extrema pobreza divulgada pelo IPEA, sendo esta definida como os custos de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo. Nesse caso, esses valores foram calculados a partir das informações disponibilizados pelo IETS (Instituto de Estudos de Trabalho e Sociedade), para 2004, onde os índices já estão regionalizados. Por fim, todas as variáveis monetárias foram deflacionadas pelo INPC (Índice Nacional de Preço ao Consumidor), tendo 2005, o ano de referência. A tabela 1, abaixo apresenta os valores das linhas de pobreza para os Estados expressos em reais de 2005.

Tabela 1 – Estados/Linha de Pobreza (R\$ 2005)

Estados	Linha de Pobreza (R\$ 2005)
Alagoas	160,66
Bahia	164,86
Ceará	154,36
Espírito Santo	127,06
Maranhão	160,66
Minas Gerais	131,26
Paraíba	161,71
Pernambuco	174,31
Piauí	159,61
RGN	161,71
Rio de Janeiro	177,46
São Paulo	174,31
Sergipe	163,81

Fonte: IETS (2004)

O segundo procedimento é o cálculo da renda dos indivíduos que será o indicador de bem-estar desta pesquisa. A variável utilizada é a renda familiar per capita que é extraída da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar). Ela é obtida dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Assim, o produto desse evento é a obtenção da variável renda, designada por μ_t .

De posse do conjunto de rendas, realizou-se uma ordenação crescente dessa variável para se obter a curva de Lorenz referente a cada tempo t . Esta curva relaciona, em cada percentil, a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda e através dela calcula-se o Índice de Gini¹² para cada unidade da federação.

Na determinação das Curvas de Lorenz reside a substancial diferença metodológica entre este trabalho e o de Kraay (2004). Neste último, utiliza-se o algoritmo presente em Sarabia, Castillo e Slotje (1999), pois é necessário estimar a função de Lorenz, já que ele só dispõe de apenas 10 (dez) pontos¹³ desta curva. Na presente pesquisa, por se trabalhar com microdados, com um número muito grande de informações, as curvas de Lorenz são consideradas “cheias”, o que elimina a necessidade desse procedimento. O produto desse procedimento é, assim, a estimação das Curvas de Lorenz no tempo t , definida como L_t .

No quarto procedimento realizado, são calculadas as medidas de pobreza proporção de pobres $P(0)$, hiato de pobreza $P(1)$ e hiato quadrático $P(2)$. Isto é feito para cada

¹² Medida de desigualdade. Varia de 0 a 1, sendo que quanto mais próximo de 1, pior a distribuição de renda.

¹³ Este pontos foram compilados por Martin Ravallion e Shaohua Chen, do Banco Mundial, a partir de dados de pesquisas domiciliares.

unidade em cada tempo t . O produto desse procedimento é o estabelecimento de $P(\mu_t, L_t)$, para cada uma das três medidas de pobreza.

No quinto procedimento adotado, decompõe-se a medida de pobreza de cada período em dois componentes: *componente de crescimento* e *componente de distribuição*. Para tanto, como já indicado utiliza-se o método de decomposição de Kraay (2004), sugerida por Datt e Ravallion (1992), que é uma analogia para o tempo discreto da equação (7). Assim, as mudanças proporcionais nas medidas de pobreza para os tempos discretos t e $t-1$ são dadas por:

$$\frac{P(\mu_t, L_t) - P(\mu_{t-1}, L_{t-1})}{P(\mu_{t-1}, L_{t-1})} = \frac{P(\mu_t, L_{t-1}) - P(\mu_{t-1}, L_{t-1})}{P(\mu_{t-1}, L_{t-1})} + \frac{P(\mu_{t-1}, L_t) - P(\mu_{t-1}, L_{t-1})}{P(\mu_{t-1}, L_{t-1})} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Os índices de pobreza $P(\mu_t, L_{t-1})$ e $P(\mu_{t-1}, L_t)$ são obtidos através de conjuntos de renda não reais, completamente hipotéticos; ou seja, para obter-se a decomposição mostrada em (8), deve-se realizar antes dois exercícios contra-factuais¹⁴, que consistem em calcular um conjunto de rendas com renda média do segundo período e com curva de Lorenz do primeiro período, e outro conjunto de rendas com renda média do primeiro período e com curva de Lorenz do segundo período.

O primeiro termo do lado direito desta equação é o chamado *componente de crescimento* e é obtido através da diferença proporcional entre uma medida de pobreza inicial e um índice de pobreza calculado sobre o conjunto de rendas hipotético que utiliza a renda média do segundo período e a curva de Lorenz do primeiro período. O segundo termo do lado direito da equação é o *componente de distribuição* e é calculado pela diferença proporcional entre uma medida de pobreza inicial e um índice baseado no conjunto fictício de rendas obtido com a renda média do primeiro período e a curva de Lorenz do segundo período.

Note que esses dois componentes são os equivalentes discretos dos componentes apresentados na equação (7), para o caso contínuo. Uma vez obtido seus valores, pelo o exercício contra-factual, e sabendo-se da magnitude da taxa de crescimento da renda média, pode-se obter facilmente o componente de sensibilidade $\eta_t(p)$. Diferentemente, porém, dessa equação, a equação (8) apresenta um termo residual, cuja existência é justificada pelo fato dela ser uma aproximação discreta de uma decomposição infinitesimal.

¹⁴ Em Barros, Henriques e Mendonça (2001), existe um interessante exemplo de exercício contra-factual: eles observam que a proporção de pobres no Brasil cairia 20 pontos percentuais, caso o país apresentasse índices de desigualdades idênticos aos do Uruguai. A partir disso, eles concluem que 2/3 da pobreza no Brasil podem estar associados ao diferencial no grau de desigualdade da distribuição de renda existente entre Brasil e Uruguai.

A obtenção das fontes de crescimento “pró-pobre” através da equação (8), dá-se da seguinte maneira: o componente de distribuição é a fonte de crescimento em rendas relativas; o componente de crescimento é o produto entre o crescimento em rendas médias e a sensibilidade da medida de pobreza em relação a este crescimento. Assim, para obter a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média, dividi-se o primeiro termo da equação (8) pela variação da renda. Como resultado desse procedimento encontra-se os componentes: crescimento, distribuição e a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média.

Por fim, o procedimento para cálculo da importância relativa de cada fonte de crescimento “Pró-Pobre” é feita a partir da decomposição da variância. Para isso, considerando X e Y duas variáveis aleatórias correlacionadas, a participação de X sobre a variância de $X + Y$ é dada por:

$$\frac{VAR(X) + COV(X, Y)}{VAR(X) + VAR(Y) + 2COV(X, Y)} \quad (9)$$

Assim, a decomposição é iniciada determinando a importância do termo residual de (8). Para isso, toma-se uma das variáveis como sendo a soma entre os componentes de crescimento e de distribuição e a outra como sendo o próprio resíduo ε_t . As Tabelas 1 a 3 mostram todos os valores presentes em (9). A maior ou menor participação do resíduo na variação da medida de pobreza está relacionada com a maior ou menor instabilidade dos componentes de distribuição e de crescimento.

É inevitável a presença do resíduo nesse tipo de abordagem e como já alertado em Ravallion e Datt (1992), não se pode atribuir a um ou a outro componente o seu valor, posto que ele possa aparecer pela instabilidade de qualquer componente. Mas, é claro que a significância do termo residual não descaracteriza a análise da importância relativa das fontes de crescimento “pró-pobre”, visto que a variação nos índices de pobreza, como será observado, é quase que completamente explicada pelos componentes de crescimento e de distribuição.

Após a decomposição envolvendo o termo residual, realizou-se a decomposição de variância, agora, reunindo os componentes de crescimento e de distribuição. As Tabelas 1 a 3 também apresentam o resultado desse procedimento. Por fim, é realizada a decomposição da variância para se conhecer a importância da sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média. Como o componente crescimento é o produto entre a

sensibilidade e a variação da renda, escolheu-se como variáveis para a decomposição da variância os logaritmos naturais da sensibilidade e da variação da renda. Assim, os produtos dessa etapa constituem-se nas importâncias relativas das fontes de crescimento “pró-pobre” em cada um dos três índices de pobreza adotados nesta pesquisa.

3.4 Resultados para o Brasil, Nordeste e Sudeste

Iniciaremos nossa análise fazendo uma avaliação, a partir da Tabela 1, dos resultados das decomposições comparando as fontes de crescimento “pró-pobre” encontradas para o Brasil e as regiões Nordeste e Sudeste. São feitas avaliações para as medidas de pobreza $P(0)$, $P(1)$ e $P(2)$ presentes respectivamente nas primeiras colunas das três subdivisões da tabela. Nas colunas (a), (b) e (c) estão apresentadas as decomposições na seguinte seqüência: na coluna (a) tem-se a contribuição do crescimento da renda média para a redução do indicador de pobreza em questão, enquanto que na (b), mede-se a sensibilidade da pobreza ao crescimento da renda média e na coluna (c), evidencia-se a alteração do índice de pobreza devido ao crescimento da renda relativa, que é, por sua vez, o *componente de distribuição* na explicação da variância do índice.

Pode-se constatar que os valores expressos na coluna (d) representam a soma dos valores das colunas (a) e (b), e correspondem ao efeito geral do *componente de crescimento da renda* sobre as variações dos índices de pobreza. Por fim, a última coluna em cada subdivisão indica a importância do resíduo na decomposição das fontes de crescimento.

Examinando inicialmente o caso brasileiro, verifica-se que por volta de 74% da redução da pobreza nesse período foi devido ao componente desigualdade enquanto que a renda explica apenas 21,27% dessa queda, sendo o restante explicado pelo erro de medição. Outra evidência interessante é que o componente desigualdade passa a ter mais importância quando saímos de $P(0)$ em direção a $P(2)$, ou seja, quando mais peso é dado aos indivíduos de mais baixa renda entre os mais pobres mais significativa tem sido as políticas que promovam a redução da desigualdade nesse grupo da população.

No caso da região Nordeste esse perfil é significativamente invertido tendo o componente crescimento da renda grande importância como fonte de redução da pobreza (por volta de 85%). Por outro lado, seguindo a mesma tendência nacional, esse componente diminui de importância quando levamos em conta na análise a intensidade e severidade da

pobreza. No caso de P(1), há uma queda de 10 pontos percentuais enquanto que para P(2) essa redução é mais expressiva ainda chegando a 30 pontos.

Tabela 2 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005. Índices FGT - BRASIL E REGIÕES NORDESTE E SUDESTE

	Proporção de Pobres P(0)						Hiato de Pobreza P(1)						Hiato de Pobreza ao Quadrado P(2)					
	% P(0)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(1)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(2)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Brasil	-6.46	7.44	13.83	74.13	21.27	4.60	-10.67	2.97	3.60	86.09	6.57	7.34	-12.03	1.80	2.01	90.22	3.81	5.97
Nordeste	-8.00	41.86	42.91	10.37	84.77	4.86	-12.25	44.02	31.15	23.18	75.17	1.65	-13.31	32.35	22.35	43.43	54.70	1.87
Sudeste	-12.87	41.98	18.76	34.81	60.74	4.45	19,4	46.85	2.02	49.62	48.88	1.50	-21.35	33.24	1.00	64.35	34.25	1.41

Notas: Os estados da região Norte, exceto Tocantins, referem-se apenas à área urbana entre 1995 e 2003.

(a): Crescimento da renda média

(b): Sensibilidade ao Crescimento da Renda Média

(c): Crescimento da Renda Relativa

(d)=(a)+(b): Componente Crescimento da Renda

(e)=100-[(a)+(b)+(c)]: Componente do Resíduo

Fonte: Elaborada pelos autores.

Quanto ao Sudeste, que é a região onde as reduções da pobreza foram mais expressivas nesse período, comparativamente ao desempenho nacional e do Nordeste, verifica-se que apesar do componente renda ter sido mais relevante que o componente desigualdade quando analisamos a proporção de pobres, há uma inversão de importância quando consideramos a intensidade e a severidade da pobreza, especialmente nessa última, chegando a mais de 64% como fonte de crescimento “pró-pobre”. Por fim pode-se observar ainda que o termo residual da decomposição da medida de pobreza é, de modo geral, irrelevante empiricamente especialmente no Nordeste e Sudeste.

3.5 Resultados para os Estados do Nordeste e Sudeste

3.5.1 Resultados para os estados da Região Nordeste

A análise da decomposição das medidas de pobreza para os estados da região Nordeste estão dispostas na Tabela 2 e no conjunto de gráficos no Apêndice, onde estão dispostos as curvas de incidência-crescimento que nos fornece a taxa de crescimento da renda para cada percentil de renda. De uma forma geral e considerando as três medidas de pobreza utilizadas, percebe-se que maioria dos estados dessa região o componente crescimento da renda tem sido o elemento mais importante para queda da pobreza, como já constatado na seção anterior. Entretanto verifica-se que o componente desigualdade vai ganhando importância quando busca-se avaliar a intensidade da pobreza.

Examinando mais de perto os números apresentados podemos destacar no caso da proporção de pobres os estados do Ceará e Sergipe onde o componente crescimento da renda tem explicado por volta de 90% da variação dessa medida. Ademais, em termos de P(1) e P(2) novo destaque também é dado para o Ceará com participação de 96,6% e 80,79% respectivamente para esse componente e a Paraíba com 94,19% para P(1) e o Rio Grande do Norte com quase 89% considerando P(2). No caso ainda do Ceará, sua curva de incidência-crescimento, apresentada no Apêndice, indica que o aumento da renda tem ocorrido principalmente nos percentis iniciais o que é capturado principalmente em P(1) e P(2), justificando de certa forma os números expressivos para esse componente nessa faixa de renda. Padrão semelhante ao Ceará, em termos dessas curvas é visto também para os estados

de Sergipe e Paraíba. Esses resultados ajudam a compreender também a queda média em torno de 5% no índice de Gini da renda familiar per capita nesse três estados, como pode ser visto no Apêndice.

Comportamentos destoantes ao da maioria dos estados da região nordeste são identificados em Alagoas e Maranhão, onde o componente desigualdade tem apresentado grande peso. No caso de Alagoas, ele é o único estado da região a não apresentar crescimento “pró-pobre” em nenhuma medida de pobreza utilizada, conforme a definição utilizada como discutido em Ravallion e Chen (2003), ou seja, quando há redução na medida de pobreza especificada a partir do crescimento da renda média. Embora este estado tenha reduzido em 10% a desigualdade nesse período (APÊNDICE), houve uma queda na renda familiar per capita média de mais que 20% (APÊNDICE) e um aumento na proporção de pobres em 2%. Como pode ser visto no Apêndice, através da sua curva de incidência-crescimento, a renda dos mais pobres ganhou participação em relação aos dos outros percentis quando da queda da renda média, o que pode explicar a queda da desigualdade nesse Estado. Quanto ao Maranhão, apesar das medidas de pobreza terem sido reduzidas, seguindo a mesma tendência dos outros estados da região, isso se deveu principalmente ao componente desigualdade, que explica mais de 70% dessa redução. Ademais, verifica-se uma queda na concentração de renda de quase 9% (APÊNDICE) apesar de ter tido uma expansão na renda média de 11,8%. A curva de incidência-crescimento para o Maranhão disposta no Apêndice, ilustra que a expansão da renda média ocorreu proporcionalmente mais nos percentis iniciais.

Tabela 3 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005 Índices FGT - ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE

	Proporção de Pobres P(0)						Hiato de Pobreza P(1)					Hiato de Pobreza ao Quadrado P(2)						
	% P(0)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(1)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(2)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Alagoas	2.01	9.1	12.91	72.24	22.01	5.75	1.62	11.45	12.74	74.43	24.18	1.38	5.17	6.28	6.78	84.30	13.06	2.64
Bahia	-9.98	11.23	67.36	19.77	78.60	1.64	-15.17	8.71	35.83	54.08	44.54	1.38	-16.82	6.24	25.06	66.94	31.30	1.76
Ceará	-7.76	23.03	67.97	4.38	91.00	4.62	-13.14	36.14	60.65	2.52	96.80	0.68	-13.87	30.54	50.25	18.41	80.79	0.80
Maranhão	-9.94	18.77	5.61	70.05	24.37	5.57	-19.40	25.92	2.92	70.65	28.85	0.50	-22.63	14.50	1.60	82.96	16.10	0.94
Paraíba	-10.05	40.16	44.79	12.73	84.95	2.32	-16.93	46.84	47.35	4.29	94.19	1.52	-20.79	41.55	42.22	14.28	83.77	1.95
Pernambuco	-3.61	41.17	46.65	10.07	87.81	2.11	0.68	38.54	52.09	9.03	90.63	0.34	4.23	32.28	42.66	24.22	74.94	0.84
Piauí	-12.93	43.92	12.47	40.88	56.38	2.73	-18.38	68.17	1.11	30.63	69.28	0.09	-23.14	58.35	0.02	41.28	58.38	0.34
RGN	-11.15	46.26	32.07	3.32	78.32	18.35	-16.33	50.37	13.53	24.92	63.90	11.18	-15.80	73.31	15.46	0.05	88.76	11.19
Sergipe	-18.15	25.44	64.30	4.38	89.75	5.88	-24.78	21.25	38.52	38.44	59.77	1.79	-28.65	14.95	27.74	54.26	42.69	3.04

Notas:

(a): Crescimento da renda média

(b): Sensibilidade ao Crescimento da Renda Média

(c) Crescimento da Renda Relativa

(d)=(a)+(b): Componente Cres

cimento da Renda

Fonte: Elaborada pelos autores

3.5.2 Resultados para os Estados da Região Sudeste

As informações para os estados da Região Sudeste estão dispostas na Tabela 4, a seguir, e no conjunto de gráficos do Apêndice B e nas tabelas dos Apêndices C e D. Com exceção de São Paulo, houve nessa região uma significativa redução nas medidas de pobreza nos demais estados com destaque para o Espírito Santo. Essas reduções foram também bem mais significativas quando comparadas aos estados do Nordeste tanto em termos da proporção de pobres como da intensidade e severidade da pobreza.

Em termos das fontes de crescimento “pró-pobre”, enquanto que no Espírito Santo e Minas Gerais o componente crescimento da renda teve peso mais significativo, no Rio de Janeiro foi a desigualdade o mais preponderante. Verifica-se também que houve um crescimento significativo na renda média do Espírito Santo (10,6%), diferentemente de Minas Gerais (0,2%) e Rio de Janeiro (1,4%), onde a renda teve um ligeiro acréscimo além de São Paulo que houve uma retração de 6,5%. Isso pode ajudar a entender, por exemplo, a importância do componente-renda para o Espírito Santo na redução da pobreza e no caso de São Paulo o aumento na proporção de pobres. Por outro lado, verifica-se também que em todos eles a desigualdade caiu nesse período, mas referência pode ser dada ao despenho ocorrido no Espírito Santo e Minas Gerais, com quedas acima de 7%. Esses movimentos podem ser também evidenciados nas curvas de incidência-crescimento onde se percebe uma maior participação na renda média da renda nos percentis iniciais.

Por fim, fazendo uma comparação com o desempenho da maioria dos estados do Nordeste, percebe-se que no Sudeste o componente desigualdade apresenta um peso relativo maior em explicar a redução da pobreza. Isso fica mais evidente quando se examina P(1) e P(2), onde componente-desigualdade é superior ao componente –renda. Exceção é feita, no entanto, para Minas Gerais onde o comportamento das fontes “pró-pobre” assemelha-se ao desempenho do Nordeste. Uma das explicações possíveis para esse resultado pode advir do fato de que grande parte dos indivíduos mais necessitados em Minas Gerais está sob a influência das mesmas políticas públicas de desenvolvimento direcionadas aos estados do Nordeste.

Tabela 4 – Decomposições das fontes de crescimento pró-pobres: 1995 a 2005 Índices FGT - ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE

	Proporção de Pobres P(0)						Hiato de Pobreza P(1)						Hiato de Pobreza ao Quadrado P(2)					
	% P(0)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(1)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	% P(2)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Espírito Santo	-25.57	76.91	9.21	2.23	86.12	11.65	-29.83	31.61	10.14	53.19	41.75	5.06	-29.48	26.28	8.62	60.33	34.90	4.77
Minas Gerais	-23.33	2.02	50.41	27.92	52.43	19.65	-29.64	15.24	75.44	5.62	90.68	3.70	-32.09	10.46	60.62	24.35	71.08	4.57
Rio de Janeiro	-10.70	0.51	29.50	55.84	30.01	14.15	-14.32	2.45	35.11	61.59	37.56	0.85	-14.28	1.78	21.45	75.54	23.23	1.23
São Paulo	9.69	43.56	0.09	36.91	43.65	19.45	3.55	40.00	2.04	57.05	42.04	0.91	-2.51	17.42	1.30	79.72	18.72	1.56

Notas:

(a): Crescimento da renda média

(b): Sensibilidade ao Crescimento da Renda Média

(c) Crescimento da Renda Relativa

(d)=(a)+(b): Componente Crescimento da Renda

(e)=100-[(a)+(b)+(c)]: Componente do Resíduo

Fonte: Elaborada pelos autores.

3.6 Conclusões

Este estudo teve como preocupação principal avaliar a importância das fontes de crescimento “pró-pobre” em cada estado da região Nordeste e Sudeste e no Brasil e nas regiões citadas anteriormente, tomando por base o período pós-Real. É bem documentado que a estabilidade econômica conseguida nesse período teve um importante impacto na redução da pobreza. No entanto, a partir desse período, o sucesso em reduzir mais ainda o número de pobres estaria diretamente ligado às estratégias adotadas em cada região. As taxas de pobreza poderiam ser afetadas tanto por políticas que procurassem estimular o crescimento da renda como sua distribuição.

A partir das evidências levantadas, verificou-se que a maioria dos estados do Nordeste teve o crescimento da renda como a principal fonte de redução da pobreza, mas esse efeito é diminuído quando se considera as medidas P(1) e P(2). No caso dos estados do Sudeste, a despeito do componente renda também ser relevante, o componente-desigualdade passa a ter um peso relativo maior quanto a proporção de pobres, e mais importante que o componente-renda para a intensidade e severidade da pobreza.

3.7 Referências

BARROS, Ricardo Paes; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. **A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. Texto para Discussão n. 800.

KAKWANI, Nanak. What is Pro-Poor Growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

KRAAY, Aart. **When is Growth Pro-Poor?** Evidence from a Panel of Countries. The World Bank Policy Research Working Paper n. 3225, 2004.

RAVALLION, M.; DATT, G. **When Is Growth Pro-Poor? Evidence from the Diverse Experiences of India's States**. The World Bank: Policy Research Working Paper n. 2263, Development Research Group, Washington, D.C, 1999.

RAVALLION, Martin; SHAOHUA, Chen. Measuring Pro-Poor Growth. **Economics Letters**, v. 78, p. 93-99, 2003.

ROCHA, Sônia. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata?. Rio de Janeiro: Editora Fundação Getúlio Vargas, 2003.

SARABIA, J. M.; CASTILLO, Enrique; SLOTTJE, Daniel. An ordered Family of Lorenz Curves. **Journal of Econometrics**, v. 91, p. 43-60, 1999.

APÊNDICES

APÊNDICE A – GRÁFICOS DAS CURVAS DE INCIDÊNCIA-CRESCIMENTO PARA A REGIÃO NORDESTE

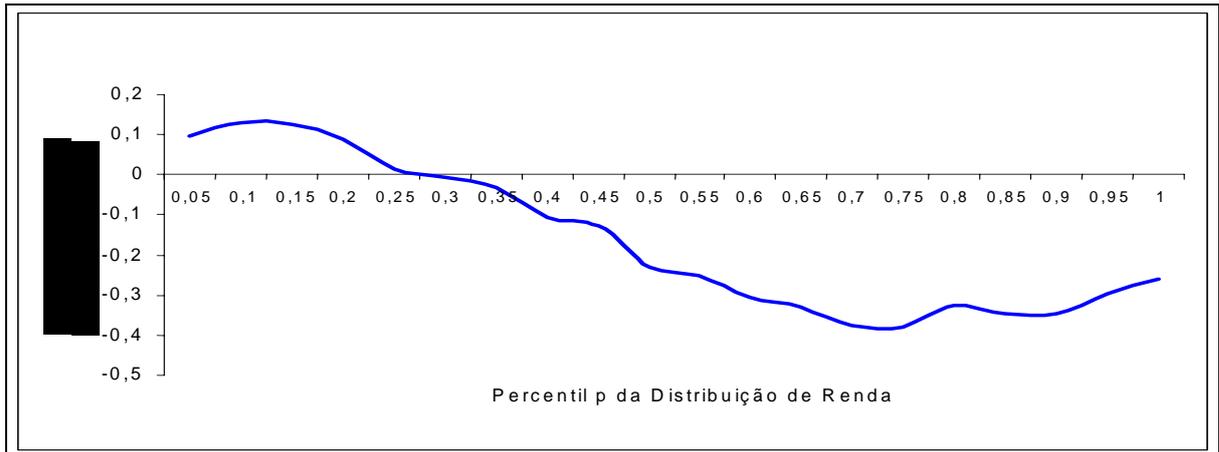


Gráfico 1 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Alagoas – 1995 a 2005
Fonte: Elaboração do autor

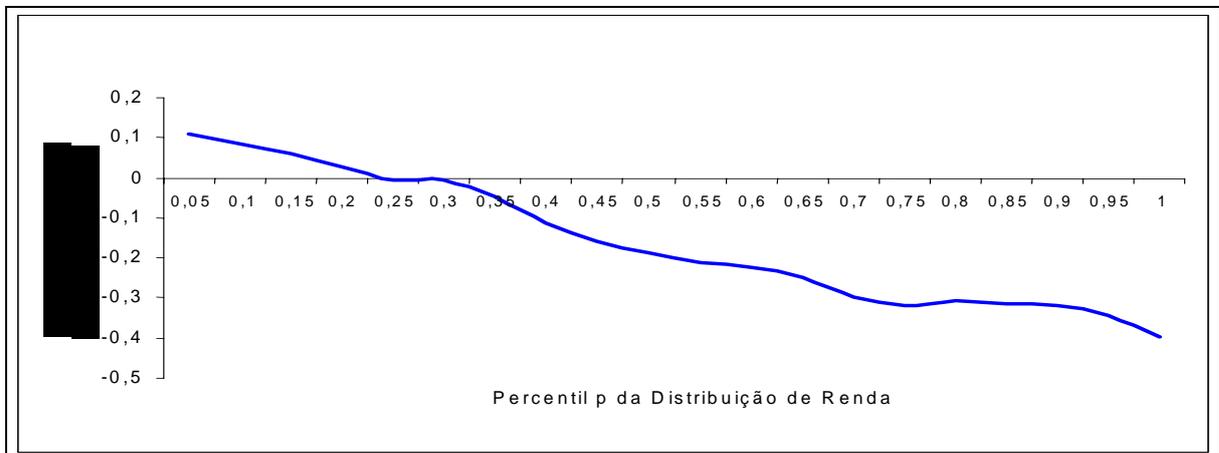


Gráfico 2 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Bahia – 1995 a 2005
Fonte: Elaboração do autor

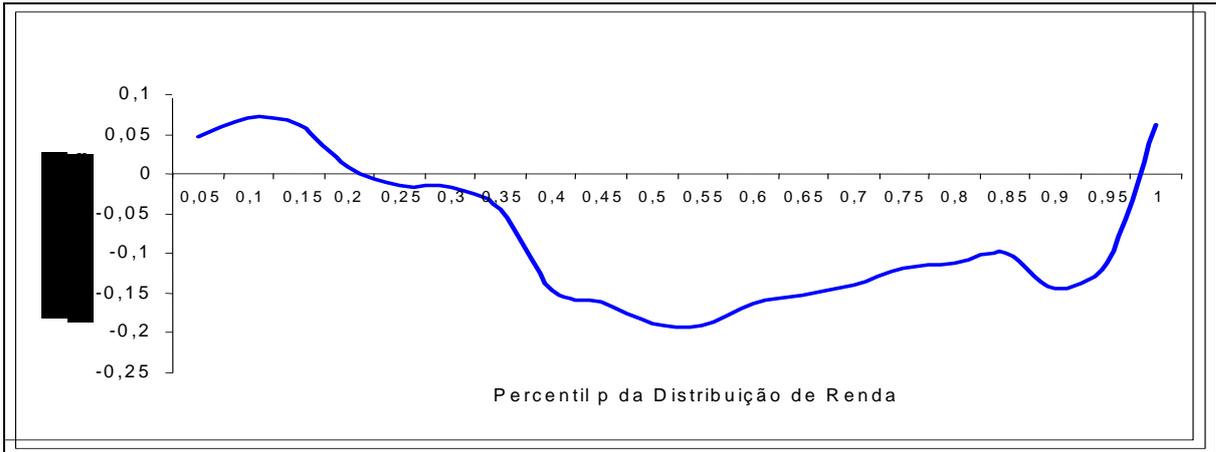


Gráfico 3 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Ceará – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor

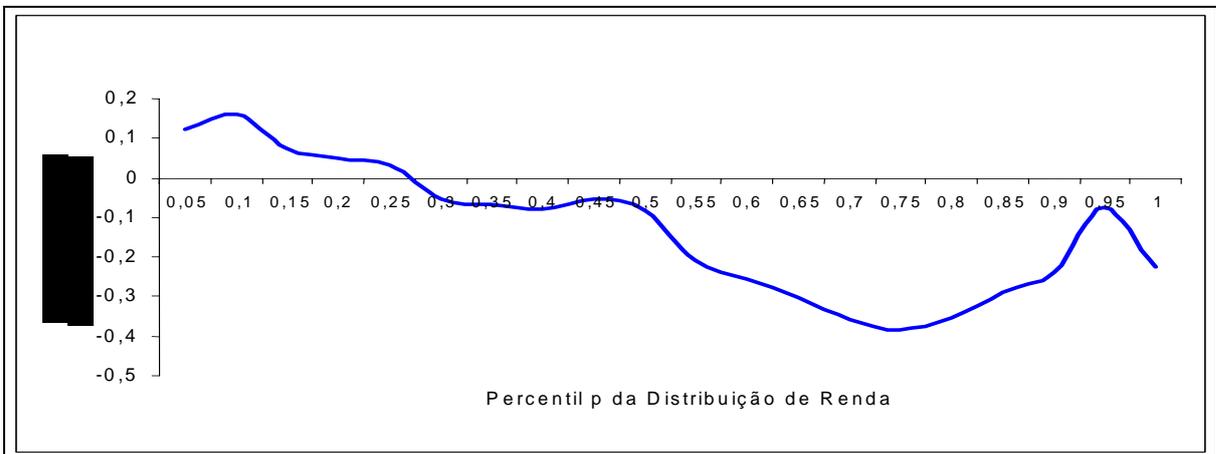


Gráfico 4 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Maranhão – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor

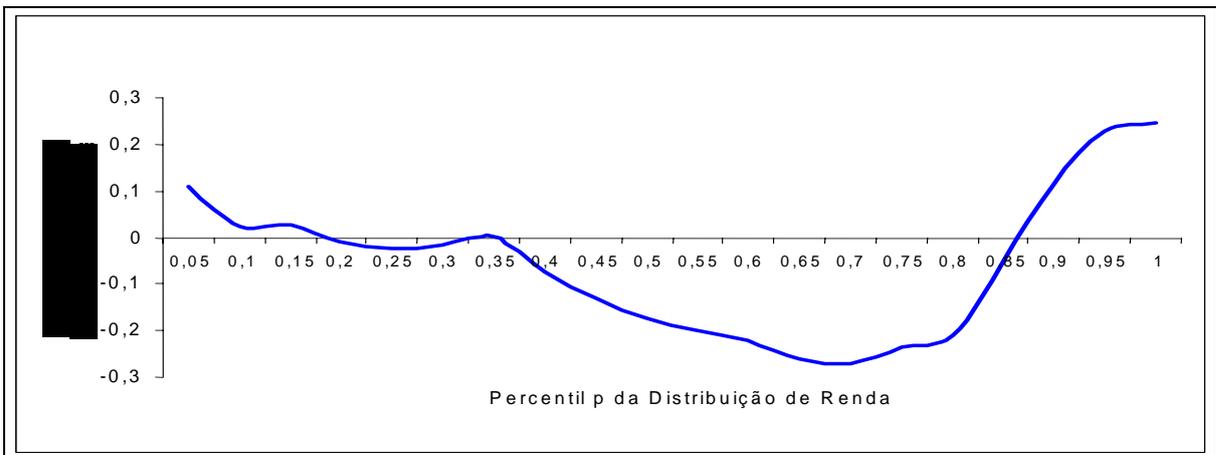


Gráfico 5 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Paraíba – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor

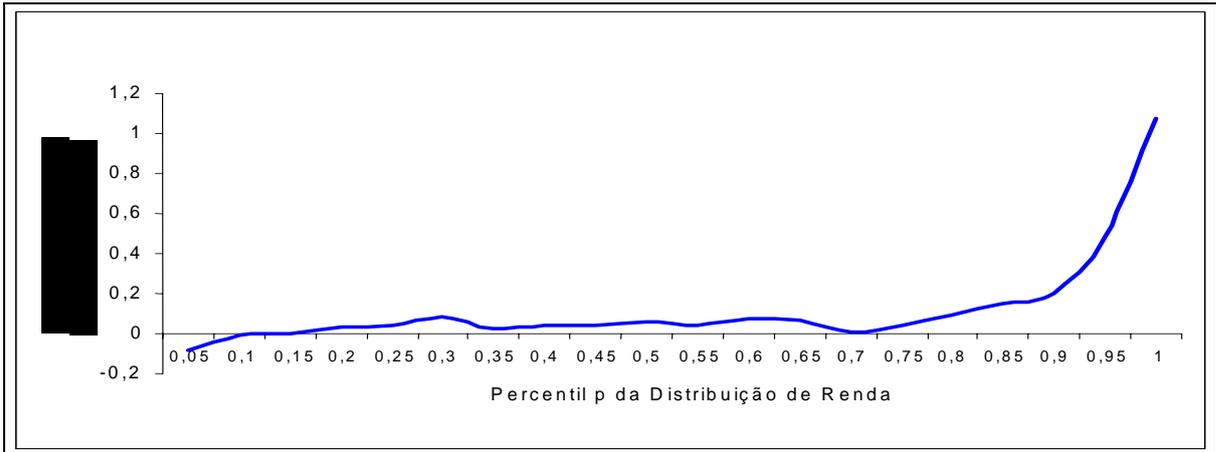


Gráfico 6 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Pernambuco – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor

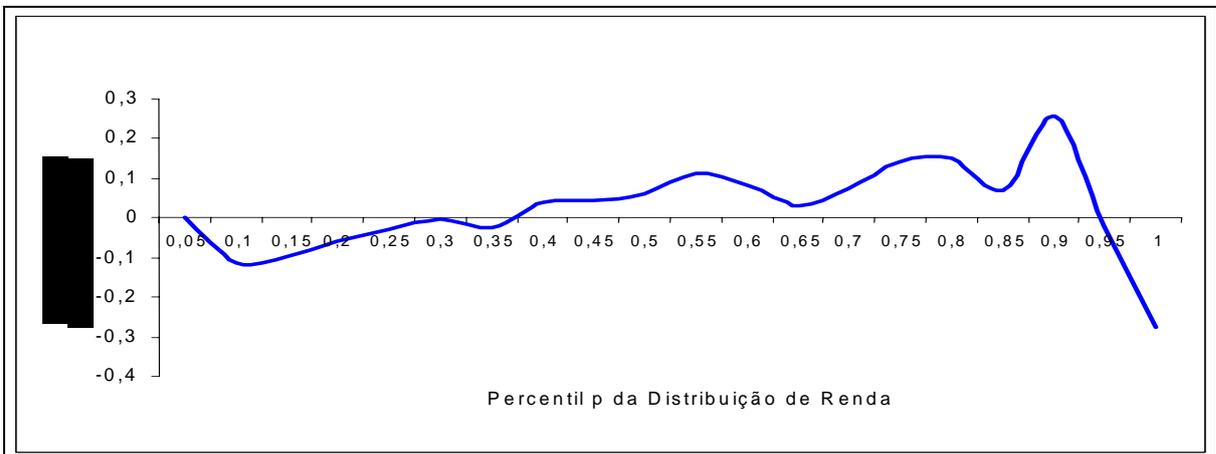


Gráfico 7 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Piauí – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor

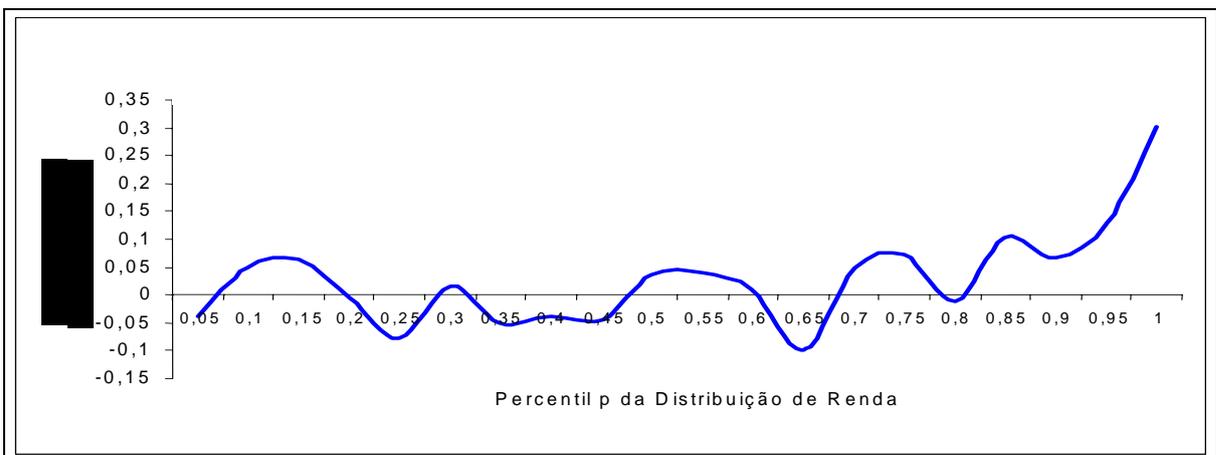
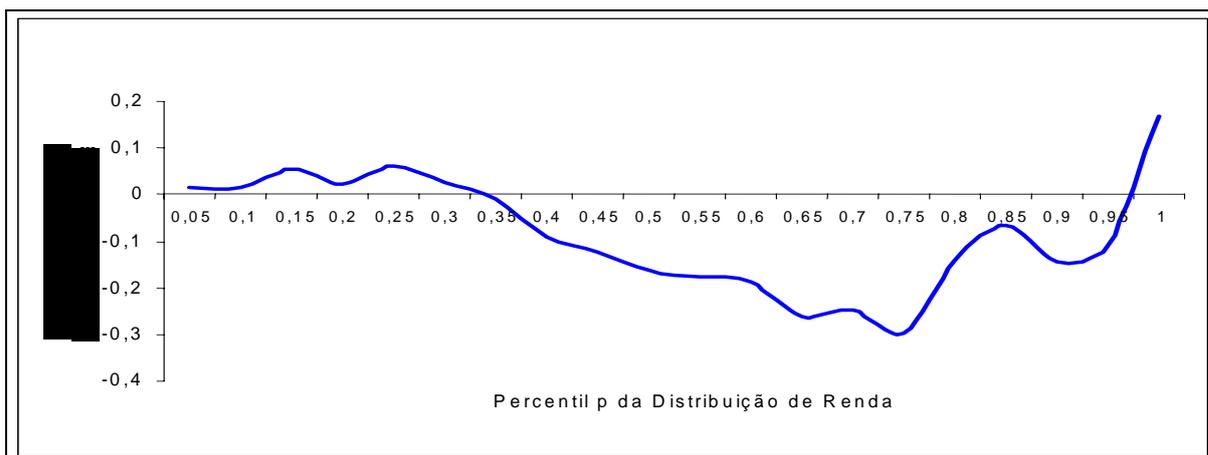


Gráfico 8 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Rio Grande do Norte – 1995 a 2005
 Fonte: Elaboração do autor



APÊNDICE B – GRÁFICOS DAS CURVAS DE INCIDÊNCIA-CRESCIMENTO PARA A REGIÃO SUDESTE

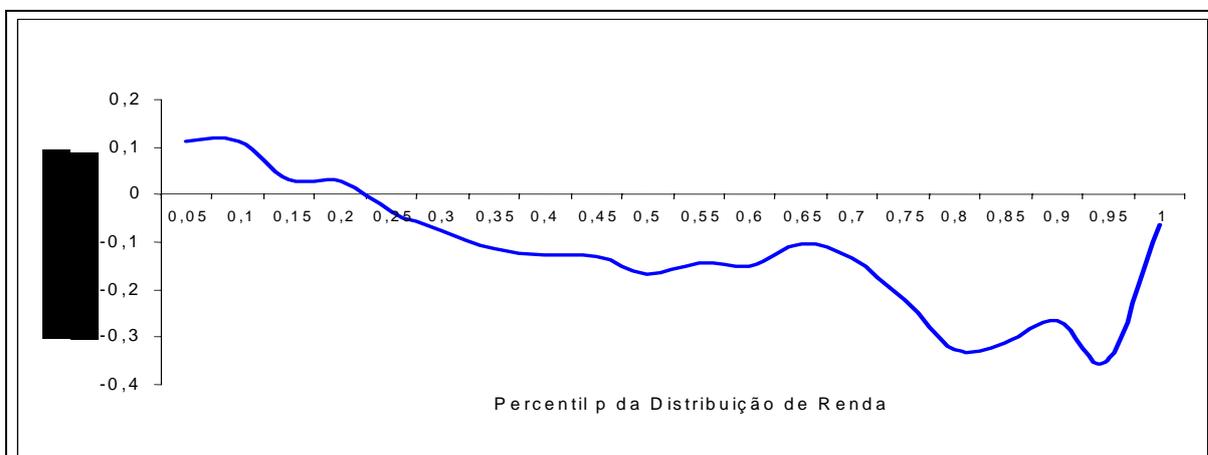


Gráfico 10 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Espírito Santo – 1995 a 2005

Fonte: Elaboração do autor

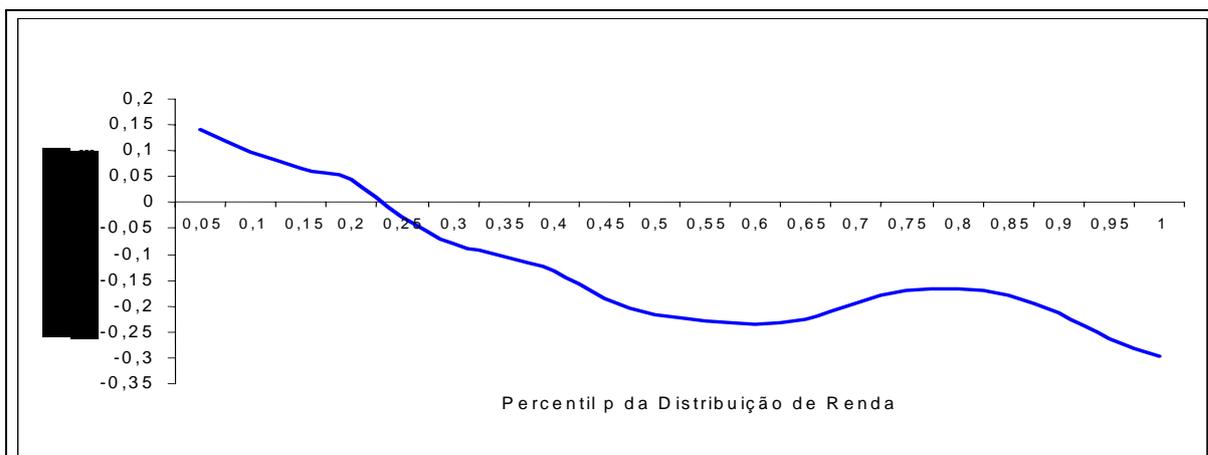


Gráfico 11 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Minas Gerais – 1995 a 2005

Fonte: Elaboração do autor

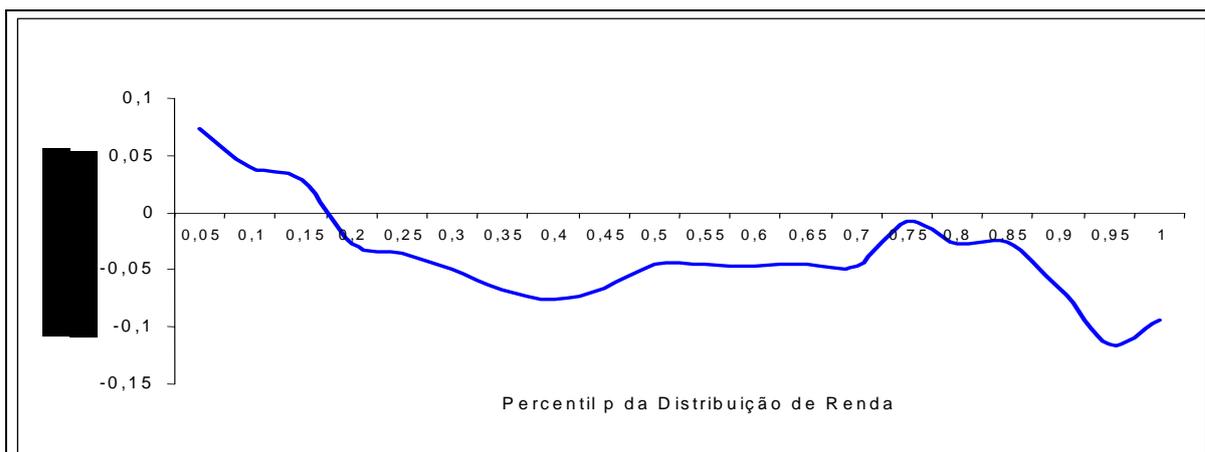


Gráfico 12 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – Rio de Janeiro – 1995 a 2005

Fonte: Elaboração do autor

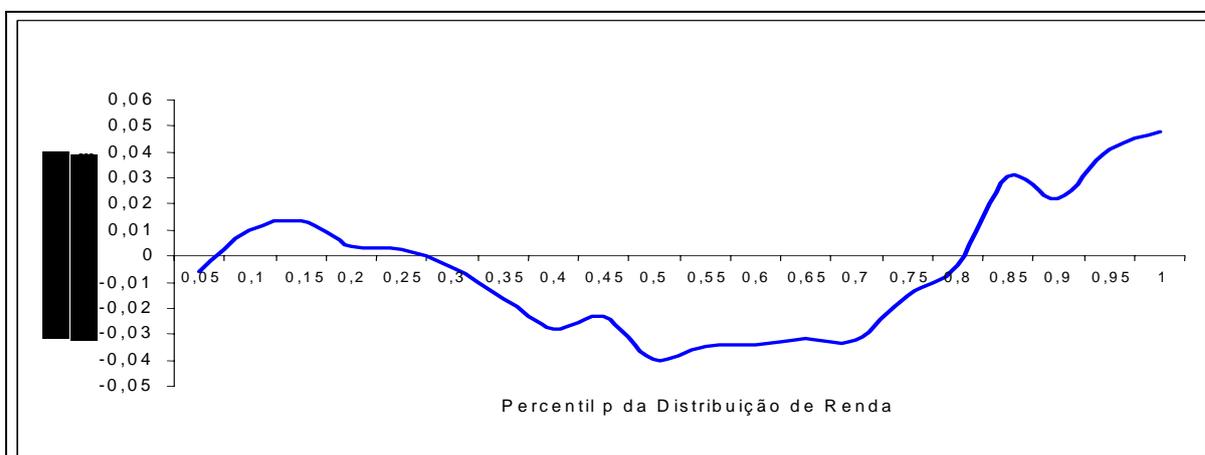


Gráfico 13 – Crescimento da Renda Média do Percentil p em Relação ao Crescimento da Renda Média Familiar per Capita – São Paulo – 1995 a 2005

Fonte: Elaboração do autor

APÊNDICE C - TABELA 5

Tabela 5 – Índice de Gini da Renda Familiar *per Capita*: Estados do Nordeste e Sudeste: 1995-2005

Unidade	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	05 – 95
Nordeste											
Alagoas	0,6501	0,6383	0,6335	0,6262	0,5955	0,6162	0,6149	0,6195	0,5899	0,5787	-10,9%
Bahia	0,6368	0,6611	0,6486	0,6284	0,6235	0,6231	0,6280	0,6160	0,5838	0,5848	-8,17%
Ceará	0,6287	0,6393	0,6358	0,6284	0,6330	0,6384	0,6104	0,5916	0,6023	0,5961	-5,18%
Maranhão	0,5938	0,6096	0,6314	0,6204	0,5864	0,5876	0,5809	0,5876	0,6235	0,5406	-8,96%
Paraíba	0,6244	0,6101	0,6428	0,6462	0,6621	0,6075	0,6135	0,5831	0,6085	0,5919	-5,20%
Pernambuco	0,5947	0,6220	0,6116	0,6260	0,6297	0,6363	0,6313	0,6121	0,6311	0,6156	3,52%
Piauí	0,5982	0,6044	0,6305	0,6048	0,6123	0,6132	0,6326	0,6173	0,6050	0,6035	0,87%
RGN	0,6077	0,6165	0,6121	0,6130	0,6091	0,5921	0,5944	0,5767	0,5849	0,6089	0,20%
Sergipe	0,5944	0,6156	0,6240	0,6251	0,6331	0,5804	0,5680	0,5881	0,5642	0,5628	-5,31%
Sudeste											
Espírito Santo	0,6056	0,5836	0,5793	0,5860	0,5844	0,5964	0,5838	0,5610	0,5552	0,5619	-7,23%
Minas Gerais	0,5958	0,5800	0,5927	0,5829	0,5761	0,5679	0,5693	0,5602	0,5505	0,5378	-9,74%
Rio de Janeiro	0,5774	0,5804	0,5759	0,5781	0,5616	0,5755	0,5529	0,5638	0,5528	0,5605	-2,93%
São Paulo	0,5402	0,5336	0,5398	0,5446	0,5443	0,5549	0,5581	0,5483	0,5300	0,5341	-1,13%

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

APÊNDICE D - TABELA 6

Tabela 6 – Renda Média Familiar per Capita: Estados das Regiões Nordeste e Sudeste: 1995-2005

Unidade	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	05 – 95
Nordeste											
Alagoas	262,10	242,76	252,56	241,17	215,61	206,63	206,42	202,55	192,08	204,50	-21,98%
Bahia	290,74	299,85	306,97	298,64	282,02	276,07	283,88	258,22	264,85	289,48	-0,44%
Ceará	278,41	271,23	276,44	280,94	264,89	283,06	273,56	244,11	265,36	281,88	1,25%
Maranhão	164,69	187,41	165,87	184,13	183,48	191,91	194,53	188,24	205,98	184,16	11,82%
Paraíba	258,30	237,08	265,49	291,30	315,44	228,69	255,24	231,79	250,62	278,59	7,86%
Pernambuco	289,41	304,79	283,60	311,08	299,77	308,85	309,87	257,17	299,28	311,13	7,51%
Piauí	174,99	174,63	180,01	189,79	188,29	212,04	228,67	206,37	222,45	232,85	33,07%
RGN	267,83	272,24	269,55	280,62	266,12	262,57	267,07	238,33	261,14	311,37	16,25%
Sergipe	236,09	271,69	265,10	290,73	273,44	243,81	261,87	268,22	290,57	286,42	21,32%
Sudeste											
Espírito Santo	397,86	385,72	388,20	396,96	396,95	394,00	428,04	383,31	414,60	440,20	10,64%
Minas Gerais	421,16	405,40	432,61	405,82	394,74	392,06	404,36	376,02	393,96	422,00	0,20%
Rio de Janeiro	560,70	589,61	567,60	596,39	556,94	570,22	567,12	543,67	553,34	568,78	1,44%
São Paulo	644,75	657,85	661,15	657,88	606,12	613,99	609,31	559,14	544,98	603,13	-6,45%

Notas: 1) Os estados da região Norte, exceto Tocantins, referem-se apenas à área urbana até 2003. 2) Em reais de setembro de 2005

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE