

PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

**VARIAÇÃO DE RENDA FAMILIAR, DESIGUALDADE E POBREZA NO
BRASIL**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2007

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

G963v
2007

Guimarães, Patrick Wöhrle, 1975-
Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no
Brasil / Patrick Wöhrle Guimarães. – Viçosa, MG, 2007.
xv, 177f. : il. ; 29cm.

Orientador: João Eustáquio de Lima.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de
Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 164-177.

1. Brasil - Condições econômicas. 2. Pobreza.
3. Desenvolvimento econômico. 4. Renda - Distribuição.
5. Amostragem (Estatística). I. Universidade Federal de
Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 330.981

PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

**VARIAÇÃO DE RENDA FAMILIAR, DESIGUALDADE E POBREZA NO
BRASIL**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 10 de agosto de 2007.

Marcelo José Braga

Henrique Dantas Neder

Roberto Serpa Dias

José Maria Alves da Silva
(Co-orientador)

João Eustáquio de Lima
(Orientador)

*Dedico a minha mãe Selma
e a meus amigos que me
animaram a não desistir do doutorado.*

AGRADECIMENTOS

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ) pelo fornecimento da bolsa de doutorado durante 30 meses (de agosto de 2002 até fevereiro de 2005) e ao Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER) pelo fornecimento da bolsa de doutorado durante 6 meses (de março de 2005 até agosto de 2005). A bolsa permite ao estudante se concentrar somente no essencial: a pesquisa.

Ao professor Henrique Dantas Neder da Universidade Federal de Uberlândia (UFU) que, em seu escasso tempo livre, enviou-me todos os seus artigos sobre inferência e algoritmos para o programa Stata e, através de extensivos emails, esclareceu-me uma série de dúvidas (meus progressos no Stata e inferência se devem à sua generosidade). Aos professores João Eustáquio de Lima, José Maria Alves da Silva, Fátima Marília Andrade de Carvalho, Marcelo José Braga e Roberto Serpa Dias que participaram das etapas finais da tese.

Aos funcionários do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV). Em especial à Tedinha, à Cida e à Graça. O sorriso da Cida ao chegar à biblioteca e sua doçura, a boa vontade e a disponibilidade da Graça com os alunos e/ou programas de pós-graduação são as coisas mais inesquecíveis do DER/UFV. Aos meus colegas do DER na UFV e aos colegas de república da física em Ouro Preto que por alguns momentos me ensinaram algumas coisas boas: não só acadêmicas. Por fim, a Universidade Federal de Viçosa (UFV) que me acolheu como estudante de doutorado no período 2002-2007 e cujo horizonte permanecerá em minha vida para sempre.

BIOGRAFIA

PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES, filho de Tilso Guimarães e Selma Wöhrle Guimarães, nasceu na cidade do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, em 20 de janeiro de 1975.

Em 1998, graduou-se em Administração de Empresas pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO). No ano de 1999, iniciou seus estudos em nível de mestrado, em Economia Aplicada na ESALQ/USP, defendendo tese no dia 26 de julho de 2002. Durante o período do mestrado na ESALQ/USP, também foi aceito nos programas de Pós-Graduação em nível de mestrado de Estatística e Matemática Pura respectivamente da UFPE e UFRGS, onde esteve por um ano (durante todo o ano de 2001 – dois meses na UFPE e dez meses na UFRGS) cursando disciplinas pertinentes ao seu projeto de dissertação.

Em agosto de 2002, foi selecionado para o programa de Doutorado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV) e no mesmo período tornou-se aluno regular do curso de bacharelado em Física Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). Em 10 de agosto de 2007, numa manhã ensolarada defendeu sua tese de doutorado no Departamento de Economia Aplicada (DER/UFV) e encerrou uma longa caminhada solitária.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	x
LISTA DE QUADROS	xi
RESUMO	xii
ABSTRACT	xiv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e sua importância	5
1.3. Objetivos	10
1.3.1 Objetivo geral	10
1.3.2 Objetivos específicos	10
2. RENDA FAMILIAR, DESIGUALDADE E POBREZA	11
2.1 Conceituação das variáveis e revisão da literatura	11
2.2 Distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico no Brasil	30
3. METODOLOGIA	40
3.1 Desigualdade e pobreza: conceitos e medida	40
3.1.1 Índices de distribuição de renda	41
3.1.2 Índices de pobreza	51

	Página
3.2 Elasticidade da pobreza	60
3.3 Decomposição das variações do nível de pobreza	64
3.4 A distribuição de renda do estrato mais rico e o crescimento econômico	69
4. PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS.....	81
4.1 Conceitos básicos sobre amostragem e planos amostrais complexos	81
4.2 Métodos de estimativa de intervalos de confiança para os indicadores	91
4.3 Método de estimação de parâmetros incorporando o plano amostral	96
4.4 Estimando Leis de Potência.....	100
4.5 Fontes de dados e definição das variáveis.....	103
4.5.1 Características básicas da PNAD.....	103
4.5.2 Características do plano amostral complexo da PNAD.....	108
4.5.3 Definição das variáveis e deflatores utilizados.....	115
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	118
5.1 Medidas de pobreza e distribuição de renda.....	118
5.2 Decomposição das variações das medidas de pobreza	136
5.3 Elasticidades para os componentes de crescimento e distribuição de renda.....	146
5.4 Índice de Pareto e a evolução da renda familiar per capita	150
6. RESUMO E CONCLUSÕES	159
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	164

LISTA DE TABELAS

	Página
1 Participação da variância de mudanças da pobreza devido ao crescimento.....	20
2 Principais características da distribuição de renda domiciliar per capita do Brasil no período de 1992 a 2005: índices de Gini (G), índices de Theil (T), razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 40% mais pobres (40-10+), razão entre a renda apropriada pelos 20% mais ricos e os 20% mais pobres (20-20+), razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 10% mais pobres (10-10+) e porcentagem da renda apropriada pelos 1% mais ricos da distribuição de renda (1%).....	33
3 Principais medidas de pobreza do Brasil no período de 1992 a 2005: renda real domiciliar <i>per capita</i> , porcentagem de pobres, hiato médio de pobreza e porcentagem de indigentes.....	35
4 Distribuição dos rendimentos positivos de todas as origens das pessoas de 10 anos ou mais no Brasil.....	38
5 Índices de distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005.....	119

6	Seleção de medidas de distribuição de renda em outros estudos no período de 1995 a 2005.	122
7	Índices de Gini (G) com intervalo de confiança para o Brasil de 1995 a 2005.....	123
8	Variação do índice de Gini (G) no Brasil, de 1995 a 2005.....	124
9	Estimativas da renda acumulada e respectivo erro padrão para o Brasil, dos anos selecionados de 1995, 1999, 2001 e 2005.....	125
10	Indicadores para mensurar a pobreza no Brasil no período de 1995 a 2005.....	128
11	Comparação da proporção de pobres estimada com o resultado de outros estudos no Brasil, no período de 1995 a 2005.....	130
12	Proporção de pobres no Brasil [FGT(0)], de 1995 a 2005.....	131
13	Hiato de pobreza no Brasil [FGT(1)], de 1995 a 2005.....	133
14	Hiato de pobreza ao quadrado no Brasil [FGT(2)], de 1995 a 2005.....	134
15	Decomposição da variação do índice de pobreza, proporção de pobres (P_0 ou $FGT(0)$), para o Brasil no período de 1995 a 2005*.....	137
16	Decomposição da variação do índice de pobreza, Proporção de pobres (P_0), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005.....	139
17	Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_1 ou $FGT(1)$), para o Brasil no período de 1995 a 2005*.....	141

18	Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_1 ou $FGT(1)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005.....	142
19	Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou $FGT(2)$), para o Brasil no período de 1995 a 2005*	143
20	Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou $FGT(2)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005..	145
21	Elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda familiar <i>per capita</i> média e ao índice de Gini no Brasil, de 1995 a 2005.....	146
22	Efeitos da variação de 1% na renda familiar <i>per capita</i> média em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 2005.....	149
23	Efeitos da variação de 1% no Índice de Gini em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 2005.....	150
24	Tabela 24. Renda nominal familiar <i>per capita</i> média para o Brasil no período de 1995 a 2005.....	151
25	Renda real familiar <i>per capita</i> média para o Brasil no período de 1995 a 2005.....	152
26	Diferenças na renda real familiar <i>per capita</i> média para o Brasil no período 1995-2005*	153
27	Índice de Gini, renda real familiar <i>per capita</i> média, limite mínimo do estrato mais rico e índice de Pareto para o 1% mais rico em valores reais para o Brasil no período de 1995 a 2005.....	156

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Relação triangular entre crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza.....	5
2 A hipótese do U-Invertido de Kuznets.....	23
3 Determinação das medidas que caracterizam o crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza.....	41
4 A Curva de Lorenz para uma distribuição contínua.....	44
5 Amostragem aleatória ou probabilística.....	82
6 Síntese do método de Replicação por Bootstrapping (MRB).....	93
7 Ilustração do plano amostral da PNAD durante a década de 1990.....	112
8 Evolução da desigualdade de renda no Brasil no período de 1995 a 2005.....	119
9 Função Kernel (ou núcleo) do 1% mais rico (em valores nominais) do Brasil no período de 1995 a 2005.....	155

LISTA DE QUADROS

	Página
1 Síntese dos estudos relacionando distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico.....	29
2 Índices de pobreza gerados a partir do cálculo da imagem de f	33
3 Fórmulas da elasticidade da pobreza em relação à renda média e ao índice de Gini.....	63
4 Informações básicas da PNAD no período 1995 a 2005.....	105
5 Estratos geográficos da PNAD.....	110
6 Frações amostrais da PNAD 2005 por estrato geográfico.....	113
7 Síntese da variação dos indicadores para medir a desigualdade no Brasil no período 1995 a 2005.....	135

RESUMO

GUIMARÃES, Patrick Wöhrle, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2007. **Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil.** Orientador: João Eustáquio de Lima. Co-orientadores: José Maria Alves da Silva e Fátima Marília Andrade de Carvalho.

Nesse trabalho busca-se investigar as relações entre crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza no período de 1995 a 2005, mostrando a relevância do esclarecimento dessas relações para implementação de políticas públicas que visem à melhoria das condições sociais. Inicialmente o estudo mostra a evolução da pobreza, da distribuição de renda e da flutuação da renda média familiar *per capita* ao longo do período analisado. Com essa descrição inicial, as relações entre tais grandezas são feitas a partir da seleção de três modelos: um que relaciona as variações nos indicadores de pobreza e os principais componentes que respondem por essa variação – modelo de decomposição das fontes; outro que simula os efeitos da variação da renda familiar *per capita* e dos indicadores da concentração sobre o nível de pobreza – modelo de elasticidade; e, por fim, um modelo que associa as relações entre concentração de renda e crescimento econômico no estrato mais alto de renda. Os resultados obtidos mostram que a desigualdade da distribuição de renda tem se

reduzido de maneira lenta e gradual. Levando em conta o índice de Gini, a queda da desigualdade de renda foi de 5,19%, sendo a maior parte dessa redução alcançada em período mais recente (2001-2005). Um fato importante nessa redução diz respeito à parcela mais pobre da população que está se apropriando de uma parcela maior da renda. Por outro lado, as medidas de pobreza sofreram um aumento generalizado e o número de pessoas pobres, em média, no período mais recente (2001-2005) tendeu a se estabilizar em 32%. No período de 2001-2005, as medidas de pobreza que dão maior peso aos mais pobres têm se reduzido. Por fim, a renda real familiar *per capita* média *proxy* para o crescimento econômico permaneceu estagnada. O modelo de decomposição das variações nas medidas de pobreza mostra que nos períodos em que houve redução da pobreza no Brasil, o fator responsável por essa redução ainda foi o crescimento econômico. Adicionalmente, o modelo de elasticidade mostra que o efeito potencial da redistribuição é maior do que o efeito potencial do crescimento econômico. Dessa dicotomia entre o real e o previsto, podem ser estabelecidas as seguintes considerações: a) sob níveis de concentração de renda mais baixos, mesmo taxas de crescimento muito baixas produzem efeitos muito maiores; b) existe uma dependência entre o nível de concentração de renda inicial e o efeito do crescimento; e c) taxas de crescimento pequenas num país muito desigual condenam o país a um quadro social desigual.

ABSTRACT

GUIMARÃES, Patrick Wöhrle, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, August, 2007. **Variation of family income, inequality and poverty in Brazil.** Adviser: João Eustáquio de Lima. Co-advisers: José Maria Alves da Silva and Fátima Marília Andrade de Carvalho.

The purpose of this work was to investigate the relationships among economic growth, income distribution and poverty in the period 1995 to 2005, showing the relevance of the explanation of those relationships for implementation of public policies that seek to the improvement of the social conditions. Initially this work shows the evolution of poverty, income distribution and flotation of the medium *per capita* family income along the analyzed period. Those relationships are analyzed starting from the selection of three models: a first one that relates the variations in the poverty indicators and the main components that answer for this variation - decomposition model; a second that simulates the effects of the variation of the income and the concentration indicators on the poverty level - model of elasticity; and finally a model that associates the relationships between concentration of income and economic growth in the higher level income. The results show that inequality of the income distribution has reduced in a slow and gradual way. According the index of Gini, the fall in the inequality of income was 5,19% and most of that

reduction reached in the most recent period (2001-2005). An important fact in that reduction is that the poorests of the population are appropriating of a larger portion of the income. On the other hand, the poverty measures suffered a widespread increase and the number of poor people on average in the most recent period (2001-2005) tends to stay in 32%. In the most recent period (2001-2005), the poverty measures that give bigger weight to the poorests have reduced. Finally, the medium *per capita* family income proxy for the economic growth stayed stagnated. The model of decomposition of the variations in the poverty measures shows that in the periods in which there was reduction of the poverty in Brazil, the main factor for that reduction is still the economic growth. Additionally, the model of elasticity shows that the potential effect of the redistribution is bigger than the potential effect of the economic growth. From that dichotomy between the real and foreseen it is possible to establish the following considerations: a) in lower levels of concentration of income taxes of very low growth produce very larger effects even; b) a dependence exists between the level of concentration of initial income and the effect of the growth; c) small growth taxes in a very unequal country condemn the country to an unequal social scene.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

Ao comentar os números do crescimento econômico e da distribuição de renda a partir do Censo de 2000 do IBGE, o então presidente Fernando Henrique Cardoso afirmou que: “os países podem estar num processo em que, ao mesmo tempo, estejam ocorrendo concentração da renda e diminuição da pobreza”.

Informações da PNUD (2005) mostram que, na China, a equação crescimento econômico e redução da pobreza não teve como resultado o alívio da desigualdade. Um estudo recente do Banco Mundial (BIRD) mostra que, entre 2001 e 2003, os 10% mais ricos na China viram sua renda crescer 16%, enquanto os pobres tiveram queda de rendimento de 4%.

Cline (2004), partindo da relação entre crescimento econômico e redução da pobreza, ressalta que na década de 90 muitos países tiveram um declínio da pobreza abaixo do previsto, dado o crescimento econômico obtido. Ademais, há países que, mesmo sem passar por expressivo crescimento econômico, conseguiram reduzir a pobreza. Assim, uma vez que apenas o crescimento econômico não é capaz de explicar a alteração dos níveis da pobreza, a desigualdade de renda passa a ocupar um lugar de destaque como fator complementar no estudo da pobreza.

Rocha (2006) aponta que, mesmo nos casos bem sucedidos de crescimento econômico, fica evidente que taxas adequadas de expansão do produto não necessariamente se difundem pela sociedade. São patentes tanto as dificuldades de os países ricos eliminarem redutos remanescentes de pobreza, como de os países em desenvolvimento eliminarem as crescentes desigualdades sociais resultantes do processo de expansão econômica.

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

As controvérsias e o debate em torno de questões sociais como a pobreza e a distribuição de renda são também resultado de um abismo existente no meio científico. Há uma grande distância entre o aspecto teórico e o aspecto metodológico em estudos de distribuição de renda e pobreza. Ou de forma mais simples: um pesquisador voltado para a análise da pobreza ou da distribuição de renda é capaz de apontar quem são os pobres, onde estão e os problemas associados à concentração de renda, mas geralmente não explicam o porquê desse quadro nem como superá-lo.

Grande parte dos trabalhos nessa área ou são meramente descritivos/estatísticos ou meramente teóricos. Entre esses modelos descritivos¹ mais recentes, estão os relatórios produzidos pela ONU (Organização das Nações Unidas) que para o ano de 2005 e 2006 são, respectivamente: Programa das Nações Unidas para o desenvolvimento (PNUD, 2005), “*The Millenium Development goals report 2006*” (“Relatório sobre os objetivos de Desenvolvimento do Milênio 2006”), “*The world distribution of household wealth*” (“A distribuição mundial da riqueza das famílias”) e um relatório com o título de “*The inequality predicament*” (“A encruzilhada da desigualdade”).

¹ Azevedo (2007) argumenta que muitas vezes a falta de informação sobre os erros padrões de tais medidas acaba por relegá-las a um papel descritivo, sem nenhuma informação relativa ao grau de significância estatística sobre eventuais diferenças.

O Banco Mundial (BIRD) também produziu, respectivamente, para os anos de 2003, 2005 e 2006, os seguintes relatórios: “*Inequality in Latin America & the Caribbean: breaking with history?*” (“Desigualdade na América Latina e no Caribe: rompendo com a história”), “*World Bank world development report 2006: equity and development*” (“Relatório sobre o desenvolvimento mundial 2006: eqüidade e desenvolvimento”) e “*Poverty reduction and growth: virtuos and vicious circles*” (“Redução da pobreza e crescimento: círculos virtuoso e vicioso”).

Com a divulgação desses relatórios, algumas questões foram levantadas envolvendo crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza. Barreto (2005) lista alguns desses questionamentos: A desigualdade é afetada pelo crescimento ou é o crescimento que altera os níveis de desigualdade em uma economia? Qual a importância do crescimento para reduzir a pobreza comparativamente à desigualdade?² Como o nível de desigualdade inicial afeta os efeitos do crescimento econômico em reduzir a pobreza? Há um *trade-off* entre redução da desigualdade e aumento de crescimento, ou de maneira análoga, um ciclo virtuoso em que um maior crescimento leva a uma menor desigualdade e, a partir dessa menor desigualdade, a um maior crescimento?

Desses questionamentos e da maneira como as grandezas se relacionam, surge também o debate entre os que advogam pela focalização ou pela universalização dos gastos sociais. Na contramão das recomendações do Banco Mundial (BIRD), o governo brasileiro, nos últimos anos, tem destinado para investimentos em infra-estrutura dotações orçamentárias extremamente reduzidas como porcentagens do PIB³. Investimentos em transportes, energia e, principalmente, em saneamento, são fundamentais não só para promover o

² Almeida (2006) relata um debate mais regional de quais políticas sociais seriam mais indicadas para combater as desigualdades: o aumento do salário mínimo ou a expansão do Bolsa Família. O Bolsa Família é um programa brasileiro que agrupa uma série de benefícios sociais (Bolsa-Escola, Bolsa-Alimentação, Cartão Alimentação e Vale-Gás) e distribui a 11,1 milhões de famílias com renda de até R\$95,00. Os gastos com programas de garantia de renda mínima, cujo público alvo são as famílias pobres, representaram 1,5% das transferências realizadas pelo governo federal em 2002 (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2003).

³ Segundo o jornal “O Globo” de 26/08/2005, tanto para o ano de 2005 quanto para o ano de 2006, o orçamento do governo pretende investir em infra-estrutura o equivalente a apenas 0,55% do Produto Interno Bruto (PIB). O Banco Mundial (BIRD) aponta que o país só conseguirá crescer e reduzir a pobreza se investir, no mínimo, o equivalente a 2,9% do PIB em infra-estrutura até 2025.

crescimento da economia, mas também para melhorar as condições de vida da população mais pobre. Nessa linha de argumentação, parte-se do pressuposto que crescimento econômico implica redução da pobreza e melhoria nos indicadores de distribuição da renda.

Por outro lado, ao contrário do que clamam vários setores da sociedade brasileira, há os que argumentam que o centro da discussão sobre gastos sociais deve se deslocar do volume da despesa para se concentrar em ações eficientes e confiáveis que atendam preferencialmente aos mais necessitados⁴. O debate nesse contexto está centrado entre a universalização versus a focalização das políticas sociais e no conceito de Estado de Bem-Estar (*Welfare State*)⁵. Neder e Silva (2004) ressaltam que essa pode ser uma falsa contraposição, na medida em que mesmo se advogando em favor da manutenção da universalização, existe a necessidade da avaliação dos efeitos das intervenções⁶.

No Brasil, o gasto público é financiado por um sistema tributário regressivo e a intervenção social do Estado não é capaz de desempenhar um papel importante no que se refere à distribuição de renda⁷. A eficiência dos gastos públicos pode ser medida, não havendo ainda estatísticas mundiais completas para fazer um levantamento preciso. A sociedade pode cobrar transparência do governo e à área acadêmica cabe propor alternativas e indicar os impactos dessas escolhas. Muitas das questões listadas ao longo desse item permanecem em aberto mas há um consenso de que crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza guardam alguma relação entre si. Tais relações podem ser sintetizadas pela Figura 1.

⁴ O documento elaborado pelo Ministério da Fazenda – *Gasto Social do Governo Central: 2001 e 2002* – apresenta uma avaliação do gasto social no Brasil enfatizando o fato de que o gasto social não é pequeno, mas mal distribuído.

⁵ Faria (2006) apresenta uma revisão mais profunda acerca da questão da universalização ou focalização de políticas públicas de caráter social considerando os custos e benefícios envolvidos.

⁶ Para essa corrente, o investimento já é muito alto e os programas sociais não atendem os mais pobres. Isso cria o “Paradoxo de Robin Hood”, ou seja, os mais pobres contribuem para ajudar os mais ricos, e não o contrário.

⁷ Um imposto é regressivo se a alíquota diminui na proporção em que os valores sobre os quais incide são maiores, em contraposição ao progressivo, no qual a alíquota aumenta na proporção em que os valores sobre os quais incide são maiores.

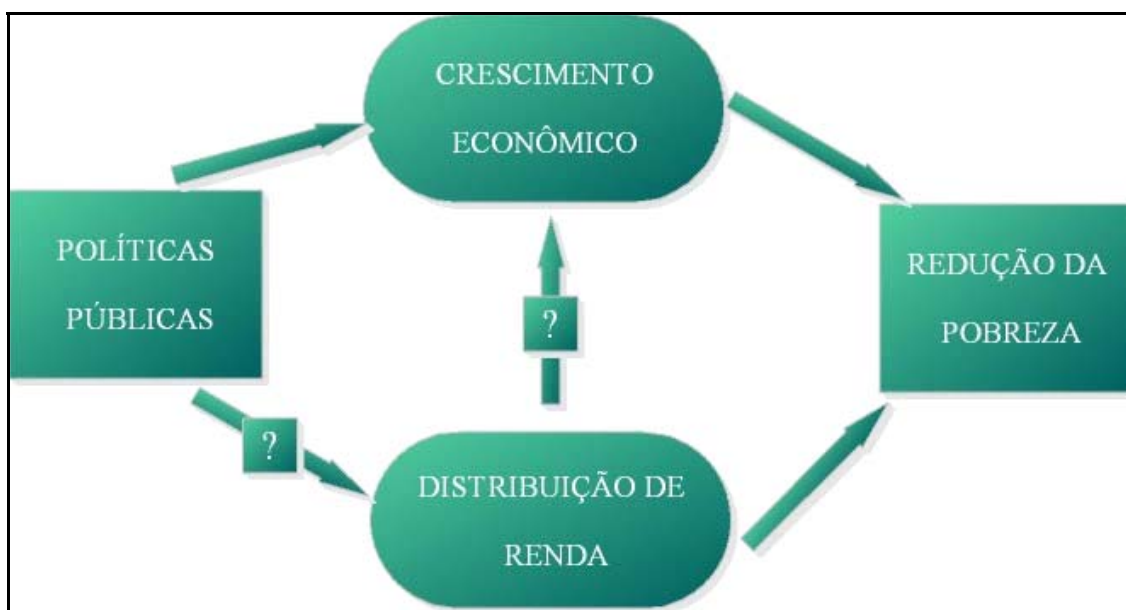


Figura 01 – Relação triangular entre crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza.

Fonte: Elaborado pelo autor

1.2. O problema e sua importância

A gravidade da desigualdade social e da concentração da renda no Brasil, assim como as conseqüências do baixo crescimento econômico têm sido extensamente analisadas de maneira isolada (QUADROS; ANTUNES, 2001; QUADROS, 2004). Em geral, investigações sobre a distribuição de renda e a pobreza sempre estiveram entre as mais relevantes ocupações e preocupações dos cientistas sociais. Nos países subdesenvolvidos, elas adquirem uma importância ainda maior, uma vez que nestes países, além das implicações socioeconômicas e da equidade, a questão distributiva está intimamente relacionada às características estruturais e institucionais.

Dollar e Kraay (2002) consideram que o desenvolvimento econômico é mais importante do que as provisões sociais para a superação da pobreza. A literatura sobre desenvolvimento econômico tem dado ênfase ao fato de que qualquer conjunto de ações que objetivem o progresso econômico de uma

sociedade deve ter, como uma de suas metas essenciais, a melhoria das condições de vida de seus indivíduos, especialmente os considerados mais pobres (MANSO; BARRETO; TEBALDI, 2006).

Segundo Barreto (2005), uma das mais importantes metas de desenvolvimento econômico é o esforço de reduzir a pobreza que pode ser acompanhada por crescimento econômico e/ou distribuição de renda. Ramos e Santana (2003) apontam que, em geral, duas variáveis estão associadas à extensão da pobreza: o nível de desenvolvimento econômico e a distribuição de renda.

Estudos da década de 90 mostram que não existe desenvolvimento econômico sustentável numa sociedade marcada pela desigualdade, e, por isso, o Brasil junto com outros 189 países e uma coalizão de agências multilaterais se comprometeram com os chamados Objetivos do Milênio⁸, ou seja, com o compromisso de reduzir a extrema pobreza em 50% até o ano 2015.

Enquanto a redução da pobreza tem se tornado o principal foco do desenvolvimento econômico, a área acadêmica e os organismos internacionais promovem um debate sobre quais elementos deveriam ser o centro de estratégias de redução do nível de pobreza. A pobreza tem aspectos de dimensão micro e macro no que diz respeito ao diagnóstico e ao plano estratégico para sua superação.

O diagnóstico da pobreza ao nível micro está associado às seguintes questões: quem são as famílias pobres, onde vivem, quais suas características e demandas e a que serviços já têm acessos⁹. Com esses microfundamentos bem definidos é possível estabelecer “uma engenharia de inclusão social”, um sistema de acompanhamento e avaliação contínua das estratégias definidas.

⁸ A ONU (Organização das Nações Unidas) estabeleceu em 2000 oito pontos que refletiam os maiores problemas mundiais e que ficaram definidos como sendo os Objetivos do Milênio: acabar com a fome e a miséria; educação básica de qualidade para todos; igualdade entre sexos e valorização da mulher; reduzir a mortalidade infantil; melhorar a saúde de gestantes; combater a AIDS, a malária e outras doenças; qualidade de vida e respeito ao meio ambiente; e todo o mundo trabalhando pelo desenvolvimento.

⁹ O governo federal, durante a gestão do ex-presidente Fernando Henrique Cardoso, fez um cadastro das famílias pobres que vem sendo atualizado continuamente e complementa as informações oriundas do censo e das PNADs.

Em linhas gerais, as estratégias para superação da pobreza têm como eixos norteadores: a centralidade na família, a descentralização das ações, a focalização em regiões, grupos e famílias mais pobres, a participação de todos os setores sociais, inclusive o voluntariado, a convergência de programas que garantam a oferta conjugada de proteção social e o desenvolvimento humano, social e econômico. É importante também que tal estratégia assegure que os mais pobres sejam os protagonistas, não só na formulação e avaliação de políticas, programas e serviços, mas, sobretudo, na execução das ações, como acontece no caso dos agentes comunitários de saúde.

Uma questão adicional no contexto microeconômico diz respeito às regiões que têm um grande contingente de pessoas pobres. Em tais regiões, justifica-se o nível dos indicadores da pobreza por esta possuir um grande contingente de indivíduos com características que os tornam pobres, ou de outra maneira, como se a pobreza gerasse pobreza e uma espécie de atrator ou agente responsável por sua manutenção agisse para perpetuar a situação. Sob essa ótica, políticas de expansão da renda a nível agregado teriam pouca eficácia para a redução do número de pessoas pobres na região¹⁰.

O diagnóstico da pobreza ao nível macro e as estratégias para sua superação ainda apresentam algumas limitações. Por definição, a redução da pobreza em um dado país é função das mudanças na renda média (*proxy* do crescimento econômico) e do nível de desigualdade. Alguns estudos ressaltam a importância de examinar o impacto do crescimento econômico sobre os indivíduos mais pobres, especialmente num ambiente de alta desigualdade de renda. Existe uma vasta gama de estudos que analisam a relação entre tais variáveis consideradas duas a duas.

Malcai, Biham e Solomon (1999) propuseram um modelo no qual um índice que caracteriza a distribuição da renda para o estrato mais alto pode ser modificado e controlado introduzindo-se no sistema um limiar (renda mínima) que seja proporcional à renda média total. Este é um fato que pode ter relevância

¹⁰ Entre os fatores que não têm efeito potencializador em períodos de crescimento econômico nessas regiões está a elevada desigualdade na posse da renda e dos ativos produtivos.

para políticas de renda mínima e também para relacionar o crescimento econômico e seu impacto sobre o estrato mais rico da população. Datt (1998) apresenta uma metodologia para o cálculo da elasticidade da pobreza a partir de dados agrupados da distribuição de renda, e seus resultados mostram que a redução da desigualdade tem um efeito redutor da pobreza mais significativo do que o crescimento econômico.

Estudos voltados para estabelecer as elasticidades e decompor os fatores que afetam diretamente a pobreza são relevantes porque podem determinar um caminho mais equilibrado das políticas de crescimento e redistribuição de renda. O esclarecimento dessas relações é importante, mesmo se admitindo que a redução da pobreza seja fortemente influenciada tanto pelo crescimento econômico quanto pela redução da desigualdade, pois essas associações se dão com magnitudes diferentes e, portanto, geram políticas públicas com pesos distintos. Intervenções públicas, por exemplo, que visem a reduzir a desigualdade, podem prejudicar o crescimento econômico e até causar perda de bem-estar para a sociedade dependendo de como se relacionam crescimento econômico e distribuição da renda.

Barros e Mendonça (1997) estabelecem que a escolha de leques de políticas eficazes no combate à pobreza depende do conhecimento de dois parâmetros: do conjunto de políticas disponíveis, traduzidas em termos de seus impactos sobre o crescimento econômico e seu grau de desigualdade e das estimativas da importância relativa do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre o grau de pobreza.

Rocha (2006) ressalta que as oportunidades naturais de crescimento econômico são predominantemente concentradoras, exigindo ações específicas do poder público no sentido não só de evitar o agravamento, mas de promover a diminuição da desigualdade de renda objetivando, particularmente, a redução da pobreza no país. *Policy makers* em países pobres poderiam adotar estratégias de combate à pobreza com viés de crescimento, no entanto, o desconhecimento da relação entre crescimento econômico e desigualdade faz com que o resultado (pequena piora ou melhora na desigualdade) seja imprevisível.

Especificamente, qualquer esforço para a superação das desigualdades sociais que esteja sendo feito por amplos segmentos da sociedade deve ser bem respaldado por estudos associados à distribuição da renda, pobreza e crescimento econômico. Um dos problemas em aberto e sobre o qual ainda não se tem um consenso, diz respeito às relações envolvendo pobreza, crescimento econômico e desigualdade. Esse estudo pretende fornecer respostas a duas questões:

- (a) O que é mais importante para reduzir a pobreza no Brasil: fomentar o crescimento econômico ou implementar políticas que visem à redução da desigualdade?
- (b) O crescimento econômico pode implicar maior desigualdade, ou seja, é possível estabelecer um modelo que mostre que os mais ricos se tornam ainda mais ricos em períodos de expansão da atividade econômica?

Visando a elucidar tais questões, o presente trabalho está dividido em seis capítulos. O presente capítulo apresenta aspectos introdutórios sobre distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico. O segundo capítulo faz uma revisão da literatura para averiguar como tais grandezas têm sido relacionadas e as limitações teóricas de tais procedimentos. O terceiro capítulo apresentam-se os procedimentos analíticos para relacionar distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico. Definidos tais procedimentos, o quarto capítulo descreve de maneira pormenorizada as implicações da fonte de dados utilizada e as escolhas seguidas para a obtenção dos resultados. O quinto capítulo apresenta os resultados obtidos. Por fim, no sexto capítulo, o trabalho é finalizado com as conclusões da pesquisa, sendo estabelecidas limitações e sugestões para futuros estudos.

1.3. Objetivos

1.3.1 Objetivo geral

O objetivo geral do presente estudo é investigar a relação entre crescimento econômico, pobreza e distribuição de renda no Brasil, no período de 1995 a 2005¹¹.

1.3.2 Objetivos específicos

Especificamente pretende-se investigar tais relações a partir dos seguintes procedimentos:

- a) identificar o comportamento do rendimento familiar *per capita*, mostrando as relações entre o progresso das famílias e o progresso do país;
- b) conhecer a distribuição da renda familiar *per capita* no Brasil, mostrando as relações entre o desenvolvimento e as medidas de desigualdade;
- c) identificar o nível de pobreza de acordo com o rendimento familiar *per capita*;
- d) determinar os principais componentes que explicam as variações do nível de pobreza;
- e) estabelecer os efeitos de uma variação percentual mínima do indicador de concentração de renda e da renda familiar *per capita* média (*proxy* para o crescimento econômico) sobre o número de pessoas pobres;
- f) investigar a relação entre o crescimento econômico e o estrato mais alto da distribuição de renda, especificamente na busca de mecanismos que justifiquem a inércia dos indicadores da concentração e da manutenção desse estrato.

¹¹ O período compreendido entre 1995 e 2005 representa os 10 anos de maior comparabilidade da PNAD, uma vez que tanto o esquema amostral como o questionário são idênticos e não há hiperinflação nem mudanças de moeda que tornam as comparações mais difíceis.

2. RENDA FAMILIAR, DESIGUALDADE E POBREZA

Os itens abordados neste capítulo têm como principal finalidade fazer uma revisão da literatura para estabelecer como o crescimento econômico, a pobreza e a distribuição de renda têm sido relacionados e as limitações teóricas desses procedimentos. Adicionalmente são estabelecidas algumas considerações sobre o tipo de abordagem de renda que será utilizado e a que dimensão da pobreza o estudo se restringe. Finalizando esse capítulo, é apresentada uma breve descrição dos indicadores de pobreza e distribuição de renda para o Brasil.

2.1 Conceituação das variáveis e revisão da literatura

A renda é freqüentemente utilizada para medição do nível de bem-estar de uma sociedade. Seu uso se justifica pela sua associação com a capacidade de um indivíduo (ou família) consumir bens e serviços que lhe proporcionam satisfação ou bem-estar (CORSEUIL; FOGUEL, 2002).

A teoria econômica analisa a distribuição da renda sob dois grandes enfoques: o funcional e o pessoal. A abordagem funcional refere-se à apropriação da renda por parte dos proprietários dos fatores de produção, ou dito de outra forma, pelas classes sociais que participam do processo produtivo (ALVAREZ, 1996). Nas escolas clássica e marxista procura-se compreender as leis econômicas que regulam os níveis dos salários, dos lucros e da renda da terra

recebidos, respectivamente, por trabalhadores, capitalistas e proprietários da terra. Na escola neoclássica a análise enfoca a determinação da remuneração dos fatores de produção (HOFFMANN, 2001).

A distribuição funcional é um determinante importante da distribuição domiciliar, bem como um fator determinante da poupança, acumulação e crescimento. As abordagens da distribuição pessoal da renda, isto é, a distribuição entre pessoas ou famílias conforme seus ganhos, são mais recentes e predominantes, destacando-se entre estas abordagens, as contribuições de escolas como a estocástica e a do capital humano (ALVAREZ, 1996)¹². Embora distintas, as duas abordagens estão intimamente relacionadas e em certas situações é difícil dissociar uma da outra. Segundo Hoffmann (2001), as mudanças nas leis e normas socioeconômicas que regulam a repartição da renda nacional entre as várias categorias de pessoas envolvidas na sua produção, podem alterar a forma de distribuição (estatística) da renda.

Um ponto relacionado com a insuficiência de renda é a pobreza. A pobreza de maneira genérica pode ser definida como uma situação na qual as necessidades de um indivíduo não são atendidas de maneira adequada. As medidas de pobreza tentam captar as privações dos indivíduos em relação à insuficiência de renda, necessidades básicas, exclusão social e privação das capacidades básicas. Em geral, a existência de elevados índices de pobreza está associada à baixa produtividade e, conseqüentemente, à baixa renda *per capita*.

O fenômeno pobreza é bastante complexo e a literatura apresenta uma série de conceitos e indicadores que estão relacionados às diferentes concepções do tema, e isso acaba gerando a noção de que são muitos os tipos de pobreza. Rocha (2006) estratifica os conceitos de pobreza como: pobreza absoluta versus relativa, ultra pobreza versus necessidades básicas, incidência de pobreza versus intensidade de pobreza e pobreza transiente versus pobreza crônica¹³.

¹² A escola estocástica invoca processos aleatórios para explicar a distribuição de ganhos e faz uso em larga escala da teoria das probabilidades.

¹³ Hoffmann (1988a) ressalta que quando se fazem comparações ao longo do tempo, fixa-se o valor real da linha de pobreza, estando-se medindo a evolução da pobreza absoluta.

A pobreza absoluta está relacionada às condições mínimas de sobrevivência, ou seja, pobres ou indigentes são todos aqueles que têm uma renda inferior a certo valor monetário. Os indigentes ou em situação de pobreza extrema são aqueles situados abaixo da linha de indigência que corresponde ao valor monetário necessário para a compra de uma cesta de alimentos que tenha a quantidade calórica mínima à sobrevivência. Os pobres são os indivíduos situados abaixo da linha de pobreza, a qual acrescenta ao valor da linha de indigência as despesas com moradia, vestuário, transporte, saúde e educação. Nesse contexto pode-se observar que a pobreza absoluta é definível em termos idênticos em qualquer lugar do mundo.

A pobreza relativa está ligada à exclusão social, ou seja, refere-se à confrontação do nível de vida do indivíduo com o da sociedade onde ele vive (desigualdade de meios). Diferentemente da pobreza absoluta, a pobreza relativa é diferente de região para região.

A análise da pobreza focada somente na dimensão monetária ou na insuficiência de renda é limitada visto que os indicadores de renda tomados de maneira isolada não mostram os aspectos sociais, culturais e políticos que influenciam a qualidade de vida das pessoas. Buscando ampliar essa visão, existe uma vasta gama de indicadores que tentam estabelecer de maneira mais adequada a relação entre pobreza e necessidades básicas. Tais indicadores buscam captar melhorias efetivas na qualidade de vida e reconhecem o caráter multidimensional da pobreza e da inter-relação entre as diversas carências.

As análises voltadas para a relação entre certos grupos de variáveis estão associadas à abordagem da renda (abordagem da insuficiência de renda ou abordagem monetária) e numa perspectiva mais simplista a indicadores do tipo unidimensional. Por isso, a definição de pobreza utilizada nesse estudo é a da insuficiência de renda, isto é, o indivíduo considerado pobre é aquele que faz parte de uma família cuja renda *per capita* é inferior ou igual a uma determinada linha de pobreza. A pobreza analisada na perspectiva da abordagem da renda (ou insuficiência de renda) apresenta uma tipologia que distingue os países em três grupos (ROCHA, 2006):

(a) países nos quais a renda nacional é insuficiente para garantir o mínimo considerado indispensável a cada um de seus cidadãos e a renda *per capita* é baixa e a pobreza absoluta inevitável, quaisquer que sejam as características da distribuição de renda;

(b) países desenvolvidos onde a renda *per capita* é elevada e a desigualdade de renda entre indivíduos é em grande parte compensada por transferências de renda e pela universalização de acesso a serviços públicos de boa qualidade. Em tais países as necessidades básicas já são atendidas, de modo que o conceito de pobreza relevante é o de pobreza relativa, definido a partir do valor da renda média ou mediana;

(c) países numa posição intermediária onde o valor atingido pela renda *per capita* mostra que o montante de recursos disponíveis seria suficiente para garantir o mínimo essencial a todos, de modo que a persistência da pobreza absoluta se deve à má distribuição de renda.

Ramos e Santana (2003), analisando o item (c), ressaltam que se o nível de renda de um país permitisse que todos os habitantes pudessem se situar além da linha de pobreza, uma maior concentração de renda não necessariamente redundaria em maior pobreza e vice-versa. Nessa perspectiva, é perfeitamente factível que ocorram processos de redução da pobreza e elevação da concentração de renda¹⁴.

Essa tipologia sugere uma relação entre crescimento econômico, pobreza e distribuição de renda, e a literatura tem produzido um extenso debate de como se deram tais associações nas duas últimas décadas. No entanto, ainda não se tem um consenso sobre quais são as reais relações entre crescimento econômico, desigualdade e redução da pobreza.

Os modelos que tentam associar entre si distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico fazem uso de uma *proxy* para representar essa última grandeza. Duas opções têm sido utilizadas para representar o crescimento econômico: o PIB *per capita* e a renda média. A variação dessas duas medidas

¹⁴ Segundo tais autores, não se pode afirmar que uma desconcentração de renda tenha como corolário, necessariamente, uma redução da pobreza.

representa o efeito do crescimento econômico, e a escolha de qual *proxy* usar está condicionada à disponibilidade de dados, à maior relevância em determinado tipo de análise e ao critério de comparabilidade.

Entre os trabalhos que usam a renda média como *proxy* para o crescimento econômico, podem-se citar os de Ravallion e Datt (1991), Datt (1998), Kakwani (1990), Marinho e Soares (2003), Neder e Silva (2004) e Hoffmann (2005b). Pelo critério da comparabilidade, o crescimento econômico nesse estudo será medido pela variação entre os anos do nível de renda média.

No sentido de considerar a heterogeneidade entre regiões, busca-se explicar as variações da pobreza por meio dos componentes do crescimento econômico e das mudanças no grau de desigualdade da renda ao longo do tempo. Barreto (2005) estabelece, por exemplo, que o crescimento econômico é fundamental para a redução da pobreza e a princípio não haveria efeito sobre a desigualdade decorrente do mesmo¹⁵.

A partir da segunda metade da década de 80 e início da década de 90, ressurgiu um grande interesse pelos determinantes do crescimento endógeno, e a disponibilidade comparável de dados de renda e taxas de crescimento para uma larga amostra *cross-section* tem permitido investigar as causas empíricas das diferenças de renda entre esses países. Associados a essa corrente, estão os trabalhos que visam analisar o impacto da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Entre os estudos econômicos que estão diretamente voltados para investigar como se relacionam tais variáveis, podem-se citar duas abordagens: uma que tenta relacionar o comportamento de tais variáveis duas a duas e outra abordagem chamada de relação triangular que procura associar diretamente entre si pobreza, crescimento econômico e desigualdade.

O ponto de partida para a abordagem que procura associar as variáveis duas a duas é eleger uma variável e a partir dela estabelecer sua relação com as outras variáveis. Malcai, Biham e Solomon (1999), Datt (1998), Ali (2003),

¹⁵ O autor ainda complementa que os efeitos do crescimento econômico são mais pontecializados sobre os mais pobres quando eles são acompanhados por políticas redistributivas.

Marinho e Soares (2003), Neder e Silva (2004), Hoffmann (2005b) e Barreto (2005) apresentam exemplos de tal abordagem. Sem levar em conta o sentido de causalidade de tais relações e considerando as três variáveis listadas podem-se estabelecer as seguintes associações: pobreza versus crescimento econômico, pobreza versus desigualdade e crescimento econômico versus desigualdade.

A relação pobreza versus crescimento econômico tem sido discutida na literatura no intuito de estabelecer políticas que sejam capazes de reduzir significativamente a pobreza e também mostrar em que magnitude os pobres se beneficiam do crescimento econômico para que o mesmo seja considerado “pró-pobres”¹⁶. O conceito de crescimento “pró-pobres” pode ser enquadrado no que Rocha (2006) descreve como uma maneira de repensar o processo de crescimento, de modo a considerar explicitamente os objetivos de redução da desigualdade e da pobreza, integrando subgrupos populacionais ao curso predominante de evolução social, econômica e política de cada país.

Kraay (2004) adota uma visão mais ampla de quando o crescimento é considerado pró-pobres. Inicialmente, esse autor considera o crescimento como sendo pró-pobres se uma medida de pobreza de interesse diminui e a partir daí aplica técnicas de decomposição do padrão de pobreza para identificar três fontes potenciais de crescimento pró-pobres: a) uma alta taxa de crescimento da renda média (aumento da renda média), b) uma alta sensibilidade da pobreza para com o crescimento da renda média (alta sensibilidade da medida de pobreza ao crescimento da renda média) e c) um padrão de crescimento da renda relativa que reduza a pobreza (aumento em rendas relativas)¹⁷.

Tal autor decompôs as mudanças nos indicadores de pobreza utilizando uma amostra de países em desenvolvimento durante os anos 80 e 90 e também levando em conta que tais mudanças estariam associadas a uma das três fontes listadas acima. A partir dessas fontes, é possível fazer uma decomposição e avaliar suas participações relativas nas variações dos índices de pobreza,

¹⁶ Barreto (2005) apresenta uma reflexão oportuna no sentido de questionar se políticas “pró-pobres” são sensíveis às medidas de pobreza utilizada.

¹⁷ Kraay (2004) faz uso da decomposição da variância para sumarizar a importância relativa dessas diferentes fontes de crescimento pró-pobres.

objetivando isolar os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda.

No médio e no longo prazo, sua análise sugere que a maior parte das variações na pobreza pode ser atribuída ao crescimento da renda média, e, portanto, políticas e instituições que promovam o crescimento de forma ampla seriam fundamentais para o bem-estar dos mais pobres. Nesse contexto, o restante da variação na pobreza é explicado por mudanças no padrão de crescimento da renda relativa (30% da variância das mudanças no índice proporção de pobres no curto prazo e apenas 3% no longo prazo) e em menor escala pela sensibilidade da pobreza ao crescimento da renda média.

Uma evidência relevante também apresentada é que a importância do crescimento econômico para a redução da pobreza declina quando se vai do índice de pobreza proporção de pobres (*poverty headcount* – P_0) para o hiato quadrático (*squared poverty gap* – P_2), ou seja, quanto mais a medida de pobreza for sensível na base da distribuição de renda dos indivíduos mais pobres, mais peso dever-se-ia dar à distribuição de renda no processo de crescimento econômico (KRAAY, 2004).

Son (2004), fazendo uso do teorema de Atkinson e de uma curva de Lorenz Generalizada¹⁸, estimou uma curva pobreza-crescimento para uma amostra de 84 países e 241 taxas de crescimento de 1996 a 2000, constatando que em 95 casos o crescimento foi considerado pró-pobres e em outros 94, não. Nos casos restantes, ou a taxa de crescimento foi negativa ou não se pôde estabelecer qualquer conclusão devido à ambiguidade dos resultados.

Na busca para medir a relação entre crescimento da renda e redução da pobreza em uma dada região, costuma-se usar a elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se essa elasticidade é elevada, políticas públicas de combate à pobreza baseadas no crescimento econômico são muito eficientes. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo

¹⁸ Barreto (2005), analisando tal estudo, ressalta que a magnitude da desigualdade a partir da curva de Lorenz Generalizada influencia tais resultados.

de distribuição. Cline (2004) ressalta a persistência da pobreza global e de um declínio durante a década de 90 num montante menor do que o previsto pela relação crescimento econômico e pobreza, dado pela elasticidade-renda da pobreza.

Heltberg (2002) estabelece que a elasticidade da pobreza cresce monotonicamente com o crescimento da renda média e depende fortemente do grau de desigualdade, indicando que uma distribuição desigual é um impedimento sério ao efetivo alívio da pobreza. Neder e Silva (2004) argumentam nessa perspectiva que de certa forma a dicotomia crescimento versus redistribuição é um falso dilema.

Ravallion (1997, 2004), analisando um conjunto de países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento e estimando a relação entre elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade inicial, estabelece que 1% de acréscimo no nível de renda levaria a uma redução na pobreza de 4,3% para países de baixa desigualdade e de 0,6% para países de alta desigualdade. A desigualdade nesse contexto inibe o efeito da variação de renda e por isso tal autor estabelece que o crescimento econômico terá pouco efeito sobre os pobres, a menos que ele traga consigo uma queda na desigualdade de renda.

Ravallion e Chen (1997) estimaram para uma amostra de países em desenvolvimento a elasticidade pobreza (medida pelo número de pessoas com renda abaixo da linha de pobreza de 1 dólar por dia), chegando ao valor de -3, ou seja, para cada 1% de aumento na renda média, há uma redução da proporção de indivíduos com renda abaixo da linha de pobreza em 3%. Ravallion e Datt (1994), Bell e Rich (1994) e Shujie (1999) estimaram elasticidades de várias medidas de pobreza tais como a proporção de pessoas pobres, o hiato de pobreza e o hiato de pobreza ao quadrado e encontraram essas elasticidades mais altas quando era maior o impacto do crescimento da renda sobre a renda média dos mais pobres.

Epaulard (2003) mostra que se for considerada uma distribuição de renda constante num período de crescimento econômico, conhecer esta distribuição permitiria prever o quanto este crescimento reduziria a pobreza. Esta elasticidade

da pobreza com relação ao crescimento da renda dependeria da distribuição de renda, e diferenças nessa distribuição explicariam diferenças nas elasticidades. Nos casos em que a distribuição de renda se altera ao longo de um processo de crescimento econômico, a mudança na pobreza pode ser decomposta em dois efeitos: o efeito do crescimento e o efeito da mudança na distribuição de renda.

Bourguignon (2003) e Lopez e Serven (2004) também ressaltam o efeito potencializador das políticas redistributivas durante períodos de crescimento econômico para reduzir a pobreza e estabelecem que o crescimento por si só pode não ser um elemento importante nesse processo. A Tabela 1 apresenta o efeito da variabilidade nas medidas de pobreza (dada uma linha de pobreza) devido ao crescimento econômico e levando em conta certo nível de desigualdade descrito pelo índice de Gini.

Ao longo da Tabela 1, deve-se observar que um alto valor (valores próximos da unidade) sinaliza que a variabilidade na medida de pobreza é decorrente do crescimento econômico, enquanto um baixo valor é devido à redução na desigualdade. Fixado um nível de desigualdade, quanto mais pobre é o país, mais importante se torna o crescimento econômico para explicar a pobreza. Em contrapartida, nos países mais ricos (por exemplo, com linha de pobreza de 16% e 33% da renda *per capita*), o crescimento econômico explica muito pouco as mudanças na pobreza. As evidências contidas na Tabela 1 mostram que países com baixa renda e baixa desigualdade deveriam adotar como estratégia para reduzir a pobreza o estímulo ao crescimento, enquanto em países mais ricos e mais desiguais, as medidas corretas deveriam combinar crescimento com políticas que possam reduzir a desigualdade.

Tabela 1. Participação da variância de mudanças da pobreza devido ao crescimento.

Linha de pobreza*/ Gini (G)	0,3	0,4	0,5	0,6
0,16	0,19	0,16	0,12	0,08
0,33	0,37	0,31	0,23	0,17
0,50	0,56	0,47	0,34	0,25
0,66	0,75	0,64	0,50	0,28
0,90	0,92	0,84	0,69	0,50
1,10	0,99	0,98	0,86	0,64

Fonte: Lopez (2004a) e Lopez e Serven (2004).

Notas: * Linha de pobreza como porção da renda *per capita*.

Stewart (2000) estabelece que a relação entre pobreza e crescimento depende da distribuição de renda de um país e cita um exemplo dessa associação: uma taxa de crescimento de 1% do PIB promove 0,21% de redução da pobreza no Zâmbia (se a distribuição permanecer inalterada), enquanto a mesma variação promove uma redução de 3,4% na pobreza na Malásia. Essa diferença entre as taxas mostra como é importante entender como se dá a relação entre crescimento econômico, pobreza e desigualdade.

Bourguignon (2003), analisando um conjunto de 50 países, mostra que a relação entre crescimento da renda média e mudança na pobreza é de -1,6 (o coeficiente obtido num modelo de regressão linear) e ressalta que mudanças na renda média da população explicam apenas 26% da variação da pobreza. Levando isso em consideração, não faria sentido basear as estratégias de combate à pobreza somente no crescimento econômico, como muitas vezes ocorre. Seria melhor inicialmente identificar a natureza dos remanescentes 74% e as razões de a pobreza reagir de forma diferente em diversas regiões que apresentam crescimentos econômicos semelhantes.

A abordagem intitulada relação triangular procura associar diretamente pobreza, crescimento econômico e desigualdade. Além disso, procura estabelecer a importância relativa do aumento da renda média da economia (crescimento econômico) e da redução da desigualdade no combate à pobreza. Barreto (2005) sugere que estratégias sensíveis de redução da pobreza deverão ter como um dos elementos fundamentais o crescimento econômico vis-à-vis políticas de redução da desigualdade.

A relação crescimento econômico versus desigualdade tem sido discutida na literatura levando em conta os dois sentidos de causalidade e ambos sendo analisados em uma economia de mercado. Existem muitas questões associadas a tais variáveis, como a desigualdade é gerada e como ela se reproduz através do tempo ou como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam.

A hipótese mais difundida em estudos que tentam associar os efeitos do crescimento sobre a desigualdade é a Hipótese de Kuznets (KUZNETS, 1955). A relação de U-Invertido entre crescimento econômico e distribuição de renda pessoal observada inicialmente para os Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha, tem sua explicação calcada essencialmente no diferencial de rendimentos na transição de uma economia agrícola para uma economia industrial, como reflexo da diferença dos produtos marginais do trabalho entre os dois setores¹⁹. Durante o processo de crescimento econômico, haveria um período de concentração seguido posteriormente por um período de desconcentração.

A Hipótese de Kuznets do U-Invertido considera que a distribuição de renda piora no estágio inicial do desenvolvimento quando a economia se movimenta da agricultura para a indústria. Esse movimento gera uma tendência de menor participação do setor agrícola e uma expansão da industrialização e urbanização. Quando a economia vai se industrializando, trabalhadores mais

¹⁹ Stewart (2000) ressalta que o trabalho de Kuznets referia-se a níveis de renda *per capita* e não à taxa de crescimento e que a relação era fraca e dependente da forma funcional adotada. Portanto, se existir alguma relação entre a desigualdade de renda e o PIB *per capita*, tal relação seria muito fraca e instável ao longo do tempo.

produtivos se deslocam para o setor urbano-industrial aumentando o diferencial de rendimentos entre os setores e dentro do novo setor.

A idéia básica era que a distribuição de renda da população total poderia ser vista como uma combinação da distribuição de renda da população do setor rural e urbano com as seguintes características: (a) a renda *per capita* média da população rural é usualmente menor que a da população urbana; e (b) a desigualdade nas participações percentuais dentro da distribuição da população rural é menor que da população urbana. Assim, tudo o mais mantido constante, um aumento da ponderação da população urbana significaria um acréscimo da participação dos mais desiguais nos dois componentes da distribuição, ou seja, a parcela da renda dos 20% mais pobres da população declinaria. Por outro lado, a diferença na renda *per capita* entre a população rural e urbana não necessariamente se reduziria no processo de crescimento econômico, pelo contrário, ela tenderia a aumentar porque a produtividade na área urbana tenderia a crescer mais rapidamente que na agricultura, o que implica desta forma que a desigualdade na distribuição total da renda tenderia a aumentar.

Nesse contexto, a desigualdade de renda aumenta, todavia, com o aprofundamento desse processo, os ganhos de produtividade dentro do setor industrial se espalham dentro desse segmento e com a redução da participação do setor rural no peso da economia, a desigualdade geral tende a diminuir. O efeito final desse processo é uma relação entre desigualdade e nível de renda na forma de U-Invertido (Figura 02).

Entretanto, Kuznets acreditava que a desigualdade eventualmente seria levada para baixo, por três motivos (GROSSMAN, 2001): (a) porque os indivíduos com altas habilidades seriam também aqueles com altos níveis de renda, de modo que não haveria razão para que seus descendentes tivessem talento o bastante para ter altos ganhos; (b) porque a população urbana nova, imigrante, vinda da zona rural ou do estrangeiro teria condições de tirar menos vantagem das possibilidades da vida na cidade e, portanto, de se apoderar de uma maior parcela da renda, do que foi possível para a população que imigrou

inicialmente; e (c) em sociedades democráticas haveria uma demanda crescente para redistribuição da renda.

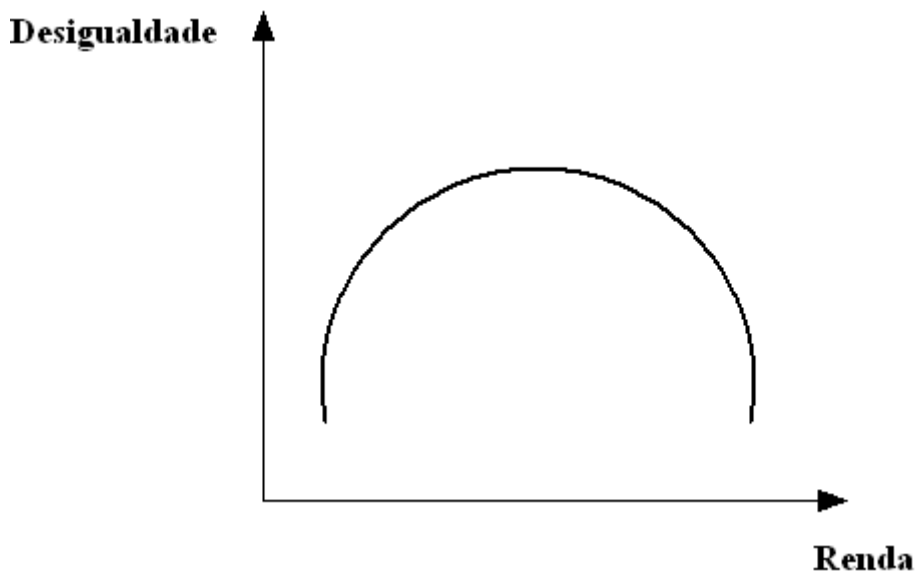


Figura 02 – A hipótese do U-Invertido de Kuznets.

Fonte: Elaborado pelo autor

A análise original de Kuznets foi baseada somente em ilustrações numéricas, mas posteriormente Robison (1976) investigou essa formulação com algumas suposições econômicas mais robustas, construindo índices de desigualdades intra-setoriais. Apesar da explicação dada por Kuznets ser bem intuitiva e mesmo recorrente para explicação do percurso histórico de alguns países em desenvolvimento, na década de 90 surgiram várias evidências empíricas em contrário ensejando, por sua vez, explicações teóricas que sustentavam formatos da relação entre desigualdade e crescimento diferentes daquela prevista por Kuznets.

Stewart (2000) ressalta que mesmo a hipótese de Kuznets possuindo bases empíricas frágeis que se tornaram ainda mais visíveis pelo aumento da desigualdade nos países em desenvolvimento, ainda se recorre a tal curva para justificar qualquer tipo de ação sobre a distribuição de renda, na presunção de que leis naturais inevitavelmente se concretizariam.

Dollar e Kraay (2002) investigaram a relação entre a renda dos pobres (definida com o quintil inferior da distribuição de renda) e a renda geral (representada pelo PIB *per capita*) para um conjunto de 80 países durante quatro décadas e concluíram que a renda dos pobres aumenta durante períodos de crescimento, não tendo encontrado evidências de que os mais ricos sejam mais beneficiados que os mais pobres nos primeiros estágios de desenvolvimento. Tais autores também não encontraram evidências de que períodos de crise afetem proporcionalmente mais a renda dos mais pobres, embora admitam que o declínio na renda tenha um impacto maior para os pobres, que já possuem renda baixa, particularmente se o sistema de proteção social for baixo.

Um grande número de modelos econômicos analisa o papel do progresso tecnológico como motor do crescimento econômico e a perspectiva de o mesmo levar a uma maior desigualdade quando ele não é neutro, ou seja, se ele for capaz de afetar a produtividade de diferentes tipos de trabalho em diferentes maneiras (BARRETO, 2005). O argumento é de que a introdução de novas tecnologias pode aumentar a demanda por trabalho qualificado relativo ao não qualificado e com isso a desigualdade poderia crescer. Nesse sentido, maior crescimento associado à incorporação de melhores tecnologias e maior demanda por trabalhos qualificados poderiam levar a uma maior desigualdade.

Como essa relação de causa e efeito não é perfeita, pode-se considerar também que se o maior crescimento estiver associado ao progresso tecnológico e se ele provocar um aumento médio na oferta de trabalhadores qualificados e na redução do prêmio das habilidades, o impacto do progresso tecnológico poderia ser ambíguo sobre a desigualdade²⁰.

Além da hipótese de Kuznets ou do papel do progresso tecnológico, Barreto (2005) estabelece que existe de certa forma um consenso na literatura de que crescimento econômico não tem impacto sobre a desigualdade. Os estudos de Deininger e Squire (1996), Ravallion e Chen (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002) reforçam esses argumentos.

²⁰ Uma característica comum entre a hipótese de Kuznets e o enfoque do progresso tecnológico é levar em conta o fator habilidade no mercado de trabalho.

A literatura econômica também tem produzido estudos para investigar os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico e não há um consenso se a desigualdade pode prejudicar ou estimular ou ter efeito neutro sobre o crescimento econômico (LOPEZ, 2004b). Existem argumentos distintos para concluir que a desigualdade prejudica o crescimento econômico.

Alesina e Rodrik (1994) evocam conceitos de economia política para estabelecer que essa causalidade se baseia em três premissas: (a) o fato de que os gastos governamentais e uma política tributária redistributiva seriam negativamente relacionados ao crescimento devido a seus efeitos perversos sobre a acumulação de capital; (b) o fato de que alíquotas dos impostos tenderiam a ser proporcionais à renda e os benefícios dos gastos públicos serem ofertados igualmente a todos os indivíduos, implicando que os níveis de gastos e impostos preferidos seriam inversamente relacionados à sua renda; e (c) o fato de a carga tributária escolhida pelo governo ser aquela escolhida pelo eleitor mediano e esse conjunto de fatores implicaria menor acumulação de capital e por extensão menor crescimento.

Stewart (2000) complementa os argumentos associados à economia política de que alta desigualdade se traduz em fatores que impedem o crescimento visto que: (a) alta desigualdade leva a uma maior instabilidade política, maior incerteza, menor investimento e menor crescimento; (b) alta desigualdade leva a políticas tributárias redistributivas populistas, maiores efeitos de desincentivos e menor crescimento; e (c) maior desigualdade dá uma influência desproporcional aos grupos mais ricos, os quais pressionam por tratamento tributário preferencial, levando ao excesso de investimentos em determinadas áreas e à redução do crescimento.

Alesina e Peroti (1996) levantam questões relacionadas à instabilidade sociopolítica para justificar o impacto negativo da desigualdade em relação ao crescimento. Duas hipóteses são levantadas: (a) sociedades altamente desiguais criam incentivos para os indivíduos se engajarem em atividades fora do mercado normal (tais como: crimes, drogas, contrabando, etc...); (b) a instabilidade

sociopolítica desencorajaria a acumulação de capital devido aos distúrbios presentes e às incertezas futuras geradas.

Galor e Zeira (1993) evocam a presença de restrição de crédito para associar os efeitos negativos da desigualdade no crescimento. O processo de desenvolvimento econômico é caracterizado por uma complementaridade entre o capital físico e o capital humano no sentido de que o crescimento aumenta quando o capital humano também aumenta. Nesse sentido, a existência de restrição de crédito prejudicaria os indivíduos mais pobres no investimento em capital humano, inibindo, portanto, o crescimento econômico. Complementando tal visão, Aghion et al. (1999) apontam que se existem retornos decrescentes com respeito ao investimento individual em capital e se investimentos iniciais são uma função crescente das dotações iniciais, então, a desigualdade deprimiria o crescimento, pois concentraria os investimentos com retornos marginais menores e a favor daquelas pessoas mais ricas.

Alesina e Rodrik (1994) e Perotti (1996), usando dados cross-section para países, relacionam a taxa de crescimento anual média de 1960-85 com a desigualdade inicial (medida pelo coeficiente de Gini e pela participação na renda do terceiro e quarto quintil) e mostram que a desigualdade de renda é inversamente relacionada ao crescimento subsequente.

Um tópico mais restrito, mas também associado à relação entre desigualdade e crescimento econômico, é o que diz respeito ao impacto da desigualdade de ativos. Deininger e Squire (1998) não encontram evidências entre desigualdade de renda inicial e crescimento econômico, no entanto, evidenciam que alta desigualdade na posse de terras tem um efeito negativo sobre o crescimento²¹. Birdsall e Londoño (1997) encontraram forte evidência entre crescimento econômico e distribuição inicial de ativos²².

Em relação ao impacto da redistribuição sobre o crescimento econômico, as correntes listadas acima ponderam de forma diferente seus efeitos. A

²¹ Tais autores encontram evidência estatística de que a relação positiva entre mais igualdade e maior crescimento parece aplicar-se aos países não-democráticos e não aos democráticos.

²² Nas regiões mais pobres do Brasil (por exemplo: a região Nordeste) existem fortes indícios do impacto da desigualdade na posse de ativos e nos indicadores sociais.

economia política se baseia na idéia de que a mudança distribucional progressiva tem um impacto negativo sobre o crescimento e isto ocorreria porque reduziria os incentivos de esforço do trabalho pelo lado daqueles que recebem renda, desencorajando os investimentos daqueles que transferem recursos para o governo. A instabilidade política associada à linha que enfoca a restrição de crédito estabelece que a redistribuição teria um impacto positivo sobre o crescimento econômico visto que ele provocaria redução das incertezas, redução das restrições e aumento dos investimentos em setores com mais alta taxa de retorno.

Alguns estudos tentam esclarecer o papel da redistribuição sobre o crescimento econômico. Easterly e Rebelo (1993) recorrem a várias medidas de redistribuição como alíquotas marginais de impostos, alíquotas médias e gastos sociais e concluem que políticas de redistribuição levam ao crescimento. Perotti (1996) estabelece que a desigualdade não exerce nenhum papel na determinação de alíquotas marginais de impostos, mas tem efeito positivo sobre o crescimento.

Na linha de pensamento em que a desigualdade pode estimular o crescimento econômico, surgem argumentos associados às seguintes idéias: a propensão a poupar diferente entre ricos e pobres, a indivisibilidade de investimentos e ao *trade off* entre eficiência e equidade. A idéia associada à propensão a poupar está vinculada com à hipótese de Kaldor e estabelece que a propensão a poupar dos ricos é maior que a dos mais pobres e que isso implicaria uma tendência de que a taxa de investimento fosse mais elevada em economias em que a desigualdade é maior, possibilitando de certa forma, um crescimento mais rápido (BOURGUIGNON, 1981).

O argumento vinculado à indivisibilidade de investimentos parte da reflexão de que para executar novos projetos são requeridas grandes somas de recursos e, na ausência de um mercado de capital que permita fazer grandes *poolings* financeiros para pequenos investidores, a concentração de riqueza facilitaria o financiamento de novos investimentos, levando a um mais rápido crescimento. A última idéia associada ao *trade off* entre eficiência e equidade estabelece que essa troca estimularia o crescimento, uma vez que a estrutura de

salários ou outros rendimentos, forçosamente iguais, levaria ao desestímulo a esforços adicionais, prejudicando a produtividade e o crescimento (MIRRLEES, 1971).

Alesina e Perotti (1996) testaram se a desigualdade de renda aumentaria a instabilidade política e se esta última reduziria o investimento. Tais autores identificam também uma potencial relação positiva entre aumento da desigualdade de renda e maior crescimento econômico. Li e Zou (1998) e Forbes (2000) concluem também que a desigualdade de renda medida pelo coeficiente de Gini é positivamente relacionada ao crescimento econômico.

Uma terceira linha de estudos mostra que a relação entre desigualdade e crescimento econômico é neutra. Barro (2000) não encontra relação entre desigualdade e crescimento econômico e ainda estabelece que a taxa de investimento não depende significativamente da desigualdade. Lopez (2004b) também não encontra evidências de que a desigualdade possa prejudicar o crescimento econômico.

Em linhas gerais, os estudos resenhados apresentam algumas conclusões básicas: (a) o crescimento é fundamental para a redução da pobreza e a princípio o crescimento não afeta os níveis de desigualdade; (b) crescimento acompanhado por uma mudança distributiva progressiva é melhor do que crescimento com níveis inalterados de distribuição de renda; (c) alto nível de desigualdade inicial é uma barreira para redução da pobreza; (d) a pobreza por si mesma também é uma barreira para redução da pobreza; e (e) a distribuição desigual dos ativos parece atuar para promover futuras taxas de crescimento mais baixas e com isso produzir níveis de redução da pobreza menores.

Os estudos resenhados ao longo desse item podem ser resumidos pelo Quadro 1:

Impacto do crescimento na distribuição de renda	
Dollar e Kraay (2002)	sem impacto
Easterly (1999)	sem impacto
Ravallion e Chen (1997)	sem impacto
Deininger e Squire (1996)	sem impacto
Malcai, Biham e Solomon (1999)	positivo
Impacto da desigualdade no crescimento	
Forbes (2000)	positivo
Li e Zhou (1998)	positivo
Barro (2000)	sem impacto
Lopez (2004a)	sem impacto
Alesina e Rodrik (1994)	negativo
Perotti (1996)	negativo
Impacto da desigualdade de ativos	
Deininger e Squire (1998)	negativo
Birdsall e Londoño (1997)	negativo
Impacto da redistribuição do crescimento	
Easterly e Rebelo (1993)	positivo
Perotti (1996)	positivo

Quadro 1 – Síntese dos estudos relacionando distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico.

Fonte: Lopez (2004a) – complementado pelo autor.

2.2 Distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico no Brasil

A literatura que analisa os problemas sociais do país indica que o Brasil não é um país pobre, mas um país injusto com muitos pobres. A avaliação da importância relativa da escassez de recursos e da sua distribuição na determinação da pobreza no Brasil mostra que a origem da pobreza brasileira não está na escassez absoluta ou relativa de recursos (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2001). O Brasil não pode ser considerado um país pobre, uma vez que se encontra entre as dez maiores economias do mundo, segundo o Relatório de Desenvolvimento Humano de 2004.

Barros e Foguel (2000) ressaltam essa idéia de que o Brasil não pode ser considerado um país pobre, pois mais de 75% da população mundial vive em países com renda *per capita* inferior à brasileira. Barros, Henriques e Mendonça (2001) apontam que no Brasil a incidência de pobreza é maior do que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante.

A partir dessa afirmação, três idéias podem ser estabelecidas: as origens históricas para esse processo de desigualdade e sua justificativa teórica, a evolução desse quadro ao longo do tempo e mais recentemente os fatores responsáveis pela sua atenuação. No Brasil, apenas após o final dos anos 60 fazendo uso dos dados fornecidos pelos Censos Demográficos de 1960 e 1970, é que foi possível a implementação das primeiras pesquisas fundamentadas sobre a distribuição da renda (CORRÊA, 1998).

Um primeiro grupo de autores afirma que o problema da desigualdade no Brasil possui raízes históricas de um passado colonial escravista (ARAÚJO; LIMA, 2003; BRESSER PERREIRA, 2003; POCHMAN, 2003). Além da explicação pelas raízes históricas, haveria diversas controvérsias para explicar essa elevada concentração.

Um dos marcos dessa discussão foi a “Controvérsia de 70” sobre a elevação da concentração da renda durante a década de 60. Segundo Gandra (2004), existiam duas vertentes básicas de pensamento para explicar tal fato. A primeira vertente, da qual faziam parte Langoni (1973) e Senna (1976),

utilizava um modelo explicativo combinando a curva de U-invertido de Kuznets à Teoria do Capital Humano (TCH), de modo que o acelerado crescimento econômico de um país de renda *per capita* relativamente baixa e a mudança da estrutura econômica de agrária para industrial teriam gerado efeitos concentradores de renda. O foco de análise dessa vertente era analisar a distribuição pessoal da renda com uma atenção mais específica sobre o mercado de trabalho.

O enfoque da segunda vertente, associada aos trabalhos de Fishlow (1972, 1973), Hoffmann e Duarte (1972) e Bacha e Taylor (1980), levava em conta os efeitos concentradores das políticas econômicas do governo militar sobre a renda, bem como os elementos da distribuição funcional da renda e os modelos de segmentação do mercado de trabalho.

Desse debate teórico surgiram as três principais teses para explicar as causas do aumento da concentração da renda durante a década de 60: uma associada a Fishlow que recorria à compressão salarial ocorrida no governo Castello Branco entre 1964 e 1967; outra associada a Langoni, mostrando que o crescimento acelerado e a mudança da estrutura econômica para industrial, permitiram concentrar a renda via “efeito Kuznets” e via defasagem da oferta de mão-de-obra qualificada diante da sua demanda crescente; e, por último, uma tese associada a Bacha que acusava a abertura do leque salarial dos gerentes das firmas diante de lucros crescentes. Algumas das teses levantadas durante a década de 70 não resistiram ao tempo, e, a partir daí, a desigualdade de distribuição da renda aumentou, consolidando-se como um dos maiores problemas estruturais do país (CORRÊA, 1998).

A divulgação dos resultados do Censo demográfico de 1980 permitiu a realização de pesquisas que constataram ter a distribuição de renda se tornado ainda mais concentrada na década de 70, apesar de o aumento da desigualdade ter sido bem menor do que na década anterior (CORRÊA, 1998 e BONELLI, 1993). Nos anos 80, as medidas de desigualdade voltaram a aumentar substancialmente, alcançando um pico em 1989 (SIMÃO, 2003). O aumento da desigualdade nesse

período é justificado por fatores conjunturais como a inflação e o baixo valor do salário mínimo.

Hoffmann (1995) ressalta que na década de 70 houve uma substancial redução da pobreza absoluta no país graças ao crescimento da renda *per capita*, com relativa estabilidade da desigualdade. No entanto, ao longo da década de 80, foram verificados um aumento da pobreza motivado pela estagnação econômica, baixo crescimento econômico, e um aumento da desigualdade principalmente devido à inflação. Araújo e Lima (2003) estabelecem que mesmo em décadas anteriores, em períodos de crescimento econômico, a pobreza não foi erradicada.

Segundo Barros e Mendonça (1995), as curvas de Lorenz para os anos de 1960, 1970, 1980 e 1990 revelam que as desigualdades de renda apresentaram um crescimento contínuo ao longo desses 30 anos. Corrêa (1998) registra que a desigualdade aumentou em diferentes contextos macroeconômicos, ou seja, cresceu tanto nos anos 60 e 70, que foram, em média, períodos de forte crescimento da renda, quanto nos anos 80, caracterizados por redução (ou mesmo estagnação) no ritmo de crescimento econômico. Hoffmann (1998b), analisando o período de 1979-97, ressalta que a desigualdade da distribuição da renda aumenta com a inflação e está negativamente relacionada ao valor do salário mínimo.

Essa tendência crescente da desigualdade da renda foi mantida até o início da década de 90. Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 1996) mostravam que o Brasil apresentava um dos maiores graus de desigualdade do mundo. Esse relatório apontava que a renda apropriada pelos 10% mais ricos era quase trinta vezes maior do que a renda apropriada pelos 40% mais pobres²³. Comparativamente, segundo Ferreira (2003), na Holanda a renda apropriada pelos 10% mais ricos é quatro vezes maior que a renda apropriada pelos 40% mais pobres.

²³ Uma possível explicação da distância entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres aponta as aplicações financeira e a estrutura tributária concentrada nos impostos indiretos como responsáveis por esse processo.

Considerando os 10% mais ricos e os 40% mais pobres, os dados mostram a disparidade de renda existente entre os segmentos extremos da população brasileira (Tabela 2).

Tabela 2. Principais características da distribuição de renda domiciliar *per capita* do Brasil no período de 1992 a 2005: índices de Gini (G), índices de Theil (T), razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 40% mais pobres (40-10+), razão entre a renda apropriada pelos 20% mais ricos e os 20% mais pobres (20-20+), razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e os 10% mais pobres (10-10+) e porcentagem da renda apropriada pelos 1% mais ricos da distribuição de renda (1%).

	G ¹	T ²	40-10+	20-20+	10-10+	1%
1992	0,583	0,696	21,8	26,8	70,1	13,3
1993	0,605	0,770	24,5	28,8	75,4	15,1
1995	0,601	0,735	24,1	28,0	69,4	13,9
1996	0,602	0,732	24,6	29,8	77,1	13,6
1997	0,602	0,738	24,5	29,2	74,7	13,8
1998	0,601	0,736	24,1	28,2	69,7	13,9
1999	0,595	0,716	23,2	26,9	65,8	13,3
2001	0,597	0,729	23,5	27,9	71,6	13,9
2002	0,590	0,713	22,4	25,6	61,8	13,5
2003	0,585	0,689	21,7	25,3	62,4	13,1
2004	0,574	0,667	20,1	22,9	54,4	13,0
2005	0,571	0,660	19,8	22,2	52,2	13,0
2004*	0,575	0,670	20,2	23,0	54,6	13,1
2005*	0,572	0,663	19,9	22,3	52,2	13,0

Fonte: Elaborado pelo Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS – www.iets.org.br) com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Notas: *A área rural da região norte do país, à exceção do estado de Tocantins, passou a integrar a amostra em 2004. Os resultados das colunas 2004* e 2005* foram estimados, incorporando a amostra da área rural da região norte; 1 - Índice de Gini: medida de desigualdade que varia de 0 a 1, sendo que quanto mais próximo de 1, pior a distribuição de renda; 2 - Índice de Theil-T: mede o grau de desigualdade da distribuição de indivíduos, segundo a renda domiciliar per capita, e quanto maior for este índice, maior será a desigualdade.

A Tabela 2 mostra que a renda apropriada pelos 10% mais ricos no Brasil, em 1992, representava 21,8 vezes a renda apropriada pelos 40% mais pobres. No ano de 2005, os ricos ganhavam 19,8 vezes o total dos pobres. No período de 1992 a 2005, tal disparidade não sofreu grande alteração. Segundo Brant (2001), na França essa razão é de 5; nos Estados Unidos, de 7,4; na Tailândia, de 10,4; no México, de 15,9; no Panamá, de 20,6; na Guatemala, de 23,5; e em Serra Leoa, de 56,2.

Analisando a Tabela 2, os indicadores (10-10+) e (20-20+) apresentaram uma redução mais acentuada no período de 1992 a 2005 (principalmente o primeiro indicador passando de 70,1 para 52,2). A última coluna da Tabela 2 mostra que a porcentagem da renda apropriada pelo 1% mais rico permanece inalterada durante todo o período e isso implica que não foi esse estrato que contribuiu com a melhoria nos indicadores de distribuição de renda durante o período de 1992 a 2005.

Segundo Coelho e Corseuil (2002), com o advento do plano Real em julho de 1994 e a estabilização de preços, houve uma recuperação expressiva do nível de rendimentos, acompanhada de progressos distributivos também importantes que permitiram reduzir o nível da pobreza absoluta. Rocha (2006) ressalta que essa melhoria significativa dos rendimentos ocorreu na base da distribuição, permitindo reduzir em 1/3 a proporção de pobres, no entanto, sem afetar de forma sensível a desigualdade de rendimentos²⁴. A partir de 1996, entretanto, a proporção de pobres se estabilizou em torno de 34% (ROCHA, 2006).

A Tabela 3 mostra a evolução dos principais indicadores para mensurar a pobreza durante o período de 1992 a 2005. A indigência no período foi reduzida quase à metade, e a proporção de pessoas pobres atingiu um novo patamar de estabilização em torno de 30%.

²⁴ Rocha (2006) aponta que a renda real dos 10% de indivíduos com os rendimentos mais baixos tenha dobrado entre 1993 e 1995, o que levou a uma significativa redução da pobreza absoluta.

Tabela 3. Principais medidas de pobreza do Brasil no período de 1992 a 2005: renda real domiciliar *per capita*, porcentagem de pobres, hiato médio de pobreza e porcentagem de indigentes.

	Renda real domiciliar <i>per capita</i> ^{1*}	Porcentagem de pobres / Linha de pobreza ² : R\$162,591*	Hiato médio de pobreza ^{3**}	Porcentagem de indigentes / Linha de indigência: R\$81,2953*
1992	381	40,8	53,2	19,3
1993	401	41,6	54,3	19,5
1995	499	33,8	43,5	14,5
1996	509	33,4	44,8	14,9
1997	509	33,9	45,4	14,8
1998	516	32,7	43,6	13,9
1999	489	33,9	47,0	14,3
2001	498	33,6	49,6	14,5
2002	498	32,9	47,8	13,3
2003	471	34,1	51,4	14,5
2004	486	31,7	46,0	12,3
2005	517	29,1	42,2	10,8
2004***	481	32,1	47,7	12,6
2005***	511	29,5	43,7	11,0

Fonte: Elaborado pelo Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS – www.iets.org.br) com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Notas: *Valores expressos em Reais de 2005, utilizando o INPC para o deflacionamento; ** Valores expressos em bilhões de Reais/ ano de 2005, utilizando o INPC para o deflacionamento; ***A área rural da região norte do país, à exceção do estado de Tocantins passou a integrar a amostra em 2004. Os resultados das colunas 2004* e 2005* foram estimados incorporando a amostra da área rural da região norte; 1 - Renda domiciliar *per capita*: é o somatório de todas as rendas dos moradores de determinado domicílio dividido pelo número total de moradores; 2 - Linha de pobreza: a linha de pobreza é o dobro da de indigência ou de extrema pobreza, sendo definida como os custos de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo. Esse cálculo varia entre as regiões, os estados e as áreas urbana, rural e Metropolitana; 3 - Hiato médio da pobreza: distância que separa a renda domiciliar *per capita* média dos indivíduos pobres do valor da linha de pobreza, medida em termos de percentual do valor dessa linha de pobreza.

Conforme ressalta Simão (2003), as mudanças ocorridas entre 1993 e 1995 associadas ao plano Real, devem ser analisadas com certa cautela visto que o crescimento econômico tem determinantes mais complexos. Segundo Hoffmann (2002), entre 1993 e 2001, houve uma substancial redução da desigualdade na distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas, embora a mesma se torne desprezível quando analisada no contexto da distribuição do rendimento familiar *per capita*. Em comparações internacionais,

os países da América Latina se destacam, em geral, por apresentar elevada desigualdade da distribuição da renda (HOFFMANN, 2005a).

De acordo com a CEPAL (2004), nos anos noventa a proporção de pessoas pobres reduziu-se na maioria dos países da América Latina, passando de 48,3% para 43,8% do total da população. Entretanto, em termos absolutos, o número de pobres aumentou de 200 para 211 milhões. Observa-se que as variações da pobreza estiveram em grande parte relacionadas às oscilações do crescimento econômico. O aumento da pobreza derivado dos episódios recessivos não era contido totalmente nos períodos de auge posteriores. No que se refere à distribuição espacial, o aumento da pobreza urbana continuou. Entretanto, a pobreza no meio rural permaneceu mais intensa, com a predominância de indigentes (46 milhões). A incidência da pobreza rural continuou bastante elevada, atingindo 64% da população rural, enquanto no caso urbano 37% dos indivíduos eram considerados pobres. O estudo conclui que o baixo crescimento econômico e a forma de evolução do mercado de trabalho na América Latina na década de 1990 foram fatores desfavoráveis à redução da pobreza.

Barros, Henriques e Mendonça (2001) mostram através de um exercício contra-factual que a proporção de pobres no Brasil cairia 20 pontos percentuais caso o país apresentasse índices de desigualdades idênticos ao do Uruguai e concluem que cerca de 2/3 da pobreza no Brasil pode estar associada ao diferencial do grau de desigualdade da distribuição de renda existente entre Brasil e Uruguai.

Nos anos 90, usualmente os analistas baseiam seus estudos sobre concentração na evolução dos índices de Gini e T de Theil. Nestas bases, e ainda que revelando várias distinções valorativas, uma série ampla de interlocutores qualificados nesta temática aponta ou para estabilidade ou para discretas variações, algumas delas até mesmo positivas. De qualquer forma, todos parecem concordar que durante a década de noventa não ocorreram pioras significativas num quadro social historicamente excludente (QUADROS; ANTUNES, 2001).

Essa divergência de resultados quanto ao problema da desigualdade durante a década de 90 fez com que uma abordagem alternativa ao acompanhamento daqueles indicadores tradicionais fosse implementada. Além do problema da desigualdade, Esteban e Ray (1994) e Wolfson (1994) adicionaram uma nova questão às análises envolvendo a distribuição pessoal da renda: a polarização²⁵. As análises envolvendo polarização não se fundamentam nas características dos indivíduos, mas buscam apreender o que se passa no âmbito das classes sociais.

Quadros e Antunes (2001), analisando as profundas transformações econômicas e sociais ocorridas no Brasil após 1989, usando a metodologia baseada em classes sociais, estabelecem que apenas a elite sócio-ocupacional logrou aumentar sua participação na renda declarada, tanto em termos totais como em termos relativos, evidenciando uma ampliação das desigualdades sociais; que os setores intermediários mantêm suas posições e os perdedores localizam-se na massa trabalhadora urbana e na massa rural; e que o comportamento da desocupação acompanha de perto o comportamento da renda, ou seja, os segmentos mais afetados pela concentração da renda são justamente aqueles mais afetados pelo desemprego.

A síntese desse tipo de abordagem é que durante a década de noventa, no Brasil, o principal mecanismo de concentração da renda foi o desemprego, o qual em grande medida explicaria inclusive o comportamento dos rendimentos médios relativos. As causas da desigualdade podem ser encontradas em três diferentes planos que se complementam: a dinâmica excludente do mercado de trabalho, a financeirização da economia e a estrutura tributária regressiva²⁶.

No que diz respeito à distribuição de renda, há varias décadas o Brasil encontra-se entre os países que apresentam os piores níveis de desigualdade do mundo. A distribuição das rendas tem uma característica peculiar: a segmentação da população em uma grande massa homogênea de famílias de baixos

²⁵ Nesse tipo de abordagem, a questão de interesse é responder, por exemplo, o porquê da tendência de “desaparecimento da classe média”. A análise desse tipo de distribuição é classificada como distribuição horizontal.

²⁶ A implantação de impostos indiretos mais progressivos melhora a distribuição de renda.

rendimentos e uma reduzida elite rica. A maior parte dos elevados níveis de desigualdade deve-se a essa segmentação e não a diferenças que ocorrem entre as famílias da massa não-rica (MEDEIROS, 2003). A Tabela 4 apresenta evidências de tal comportamento.

Tabela 4. Distribuição dos rendimentos positivos de todas as origens das pessoas de 10 anos ou mais no Brasil.

% das pessoas em ordem crescente da renda	1986	1989	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Até 50%	12,5	10,4	12,8	13,1	13,0	13,1	13,5	13,9
De 50% a 90%	38,7	36,4	37,4	38,7	39,1	39,3	39,0	39,3
De 90% a 99%	33,6	35,9	33,8	34,3	34,4	33,9	33,8	33,8
De 99% a 100%	15,2	17,3	16,0	13,9	13,5	13,7	13,7	13,0
Gini* 100%	0,5804	0,6228	0,5822	0,5738	0,5714	0,5700	0,5646	0,5578
99%	0,5345	0,5762	0,5330	0,5324	0,5315	0,5290	0,5227	0,5180

Fonte: Rocha (2006).

Nota: * Gini no limite inferior do intervalo, calculado a partir de dados agrupados.

Analisando a Tabela 4, pode-se observar que, em 1999, 1% das pessoas com os rendimentos mais elevados se apropriavam de 13% do rendimento total naquele ano, proporção quase idêntica àquela apropriada pelos 50% de indivíduos na base da distribuição. O coeficiente de Gini resultante é um dos mais elevados do mundo²⁷, e o grau de desigualdade é tão elevado que mesmo melhorias significativas do rendimento na base da distribuição, como os ocorridos após o plano de estabilização de 1994, pouco afetaram o indicador. Rocha (2006) ressalta que parte considerável dessa desigualdade está associada aos rendimentos mais elevados: o Gini calculado a partir de uma distribuição truncada em 99% se reduz significativamente, embora permanecendo ainda muito elevado quando se consideram os resultados verificados em outros países.

²⁷ O Gini da distribuição truncada em 99% se situa próximo do verificado na Venezuela em 1990 (0,53), enquanto países desenvolvidos apresentam coeficientes bem mais baixos (França – 0,35) (PNUD, 1997).

Barros, Henriques e Mendonça (2001) e Rocha (2006) estabelecem que a extrema desigualdade da distribuição de renda está associada à persistência da pobreza absoluta no Brasil. A desigualdade na distribuição de renda é responsável pelo fato de o crescimento econômico ser relativamente menos eficiente do que poderia ser na redução da pobreza, ou seja, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda. Salm (2003) acrescenta que a superação do atual quadro de pobreza e desigualdade requer crescimento com distribuição de renda e que nenhum programa de transferência de renda é capaz de alterar o índice de Gini de forma significativa.

Faria (2006) ressalta que diante de todas essas questões parece haver concordância em relação à desigualdade explicando em grande parte a pobreza no Brasil, no entanto, há muitas discordâncias em relação a como combatê-la e medi-la. Existem algumas alternativas apontadas na literatura para redução da pobreza no contexto brasileiro e sua relação com a desigualdade. Barros e Mendonça (1997) mostram que se o índice de Gini do Brasil diminuísse 16%, a pobreza seria reduzida em 11% e que este resultado poderia ser obtido com uma taxa de crescimento da renda de 4% a.a. durante 10 anos.

Anand (1977) estabelece que para erradicar a pobreza mediante redistribuição de renda é necessário que a renda média da sociedade seja superior à linha de pobreza ou, desde outra perspectiva, a renda dos não-pobres seja suficientemente elevada para financiar o hiato de pobreza sem jogar os não-pobres na pobreza.

3. METODOLOGIA

A apresentação dos métodos utilizados no presente estudo será dividida em quatro partes. De início, serão definidas as medidas de desigualdade e pobreza utilizadas ao longo do trabalho. No segundo item, será apresentado um modelo que simula os efeitos da variação da renda *per capita* e dos indicadores de concentração sobre o nível de pobreza. O terceiro item decompõe as medidas de pobreza e apresenta os principais componentes responsáveis por tais variações. Finalizando o capítulo, um modelo que associa as relações entre concentração de renda e crescimento econômico no estrato de renda mais alto é apresentado.

3.1 Desigualdade e pobreza: conceitos e medida

Um marco inicial para investigar a relação entre crescimento econômico, pobreza e distribuição de renda consiste na fixação das medidas que caracterizam tais grandezas e que serão utilizadas ao longo deste estudo. Nesse item, serão apresentados os procedimentos para determinar as medidas que caracterizam a distribuição de renda e a pobreza, conforme a Figura 3.

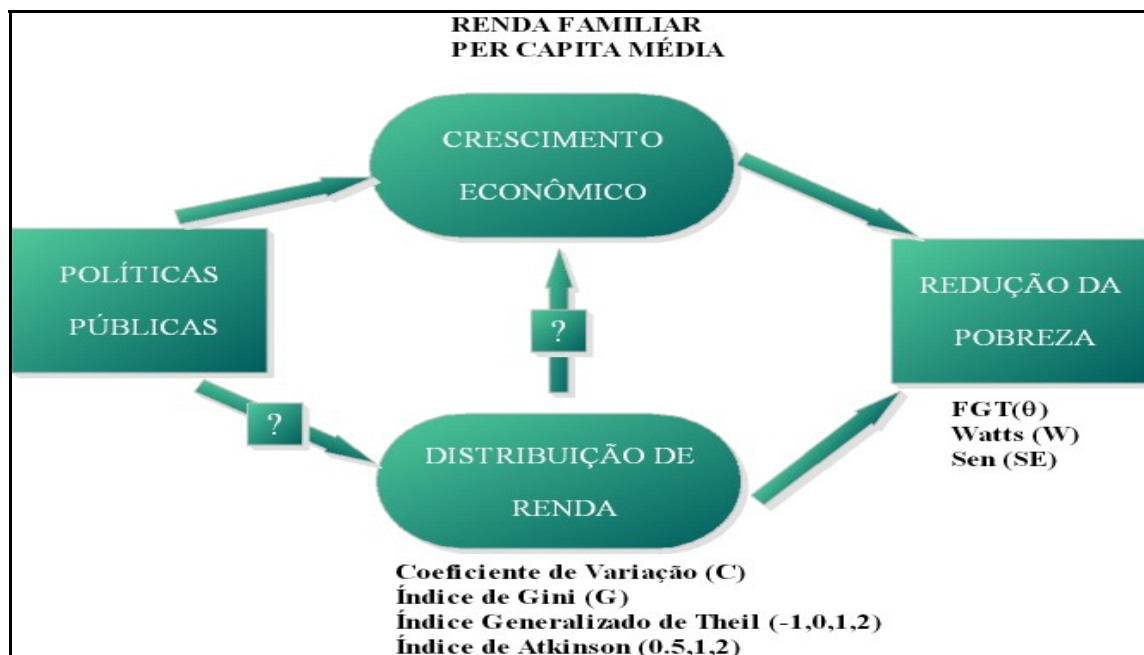


Figura 3 – Determinação das medidas que caracterizam o crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza.

Fonte: Elaborado pelo autor

3.1.1 Índices de distribuição de renda

A distribuição de renda entre as famílias ou indivíduos de uma economia pode ser representada por uma distribuição de frequência ou uma função densidade de probabilidade. Como toda distribuição de probabilidade teórica, a distribuição de renda depende dos seus parâmetros tais como a renda média, a variância e a assimetria da distribuição de renda. Nesse contexto, a função de densidade de probabilidade da distribuição é caracterizada por $f(y)$, em que y é o nível de renda.

Os estudos em distribuição de renda partem do princípio de que a renda é apropriada de maneira desigual pelos indivíduos em uma sociedade e buscam diversas medidas para mensurar o grau dessa desigualdade. Existem diversas medidas de desigualdade decomponíveis ou aditivamente decomponíveis. Tais medidas podem ser decompostas em componentes que dizem respeito às desigualdades entre e intragrupos, quando uma população é dividida em N

grupos socioeconômicos de interesse. Essa decomposição pode ser feita em um ponto do tempo (decomposição estática) ou para explicar a variação de desigualdade ao longo de um período de tempo (decomposição dinâmica).

A seleção de que medida de desigualdade utilizar pode estar condicionada à natureza da análise ou levar em conta aspectos como: a obediência ao critério de Pigou-Dalton; o atendimento ao critério da sensibilidade decrescente a transferências; e ao uso mais amplo na literatura, o que torna possível sua comparação com outros estudos. As medidas de desigualdade também sintetizam a informação em um único valor e tal síntese muitas vezes implica perda de informação sobre a distribuição como um todo (MEDEIROS, 2006)²⁸.

Optando pelo critério de comparação, esse estudo fará uso de quatro indicadores para mensurar a desigualdade da distribuição de renda: o coeficiente de variação (C), o índice de Gini (G), as medidas de entropia generalizada (GE(β)) e o índice de Atkinson (A).

O coeficiente de variação (C) é definido como uma relação entre o desvio-padrão (σ) e a média (μ) da distribuição, isto é:

$$C = \frac{\sigma}{\mu} \quad (3.1)$$

É usual expressar a equação (3.1) em porcentagem, definindo o coeficiente de variação como $100 \cdot \sigma / \mu$. Um atrativo do coeficiente de variação como medida de desigualdade é sua associação com o desvio-padrão (e a variância), que é a medida de dispersão mais usual em estatística. A variância é uma medida bastante usada em análises voltadas para a decomposição e em virtude disso o coeficiente de variação é um indicador de distribuição adequado quando se pretende decompor os efeitos de algumas variáveis selecionadas sobre a distribuição de renda.

Hoffmann (1998a) ressalta algumas características do coeficiente de variação: é uma medida de desigualdade muito sensível a modificações na cauda

²⁸ Medeiros (2006) argumenta que a informação é mantida quando a desigualdade é representada de forma gráfica e apresenta uma revisão sobre: Parada de Pen (e as Curvas de Quantis a ela associadas), a Curva de Lorenz (CL), a Curva de Lorenz Generalizada (CLG) e as Curvas de Concentração.

superior da distribuição e obedece à condição de Pigou-Dalton²⁹. O conceito de desigualdade se confunde com o conceito de dispersão relativa e nesse contexto o coeficiente de variação é uma medida comumente utilizada para medir dispersão relativa.

A medida de desigualdade conhecida como índice de Gini (G) foi proposta por Corrado Gini em 1914 e é obtida a partir da Curva de Lorenz (ROCHA, 2006). A Curva de Lorenz (L) mostra graficamente como a proporção da renda aumenta em função da proporção acumulada da população, considerando que as rendas da população estejam em ordem crescente³⁰. Medeiros (2006) ressalta que as Curvas de Lorenz representam exclusivamente a desigualdade relativa, ou seja, são indiferentes ao nível da distribuição.

A representação gráfica da Curva de Lorenz considera que um eixo representa as frações acumuladas da população e o outro as frações acumuladas da riqueza total. Originalmente, a curva apresentava as percentagens da população no eixo vertical e as percentagens da riqueza no eixo horizontal. Atualmente é mais usual representar as frações de população no eixo horizontal e as da renda (ou outra variável) no eixo vertical.

A Figura 4 apresenta a Curva de Lorenz para uma distribuição contínua. Uma forma intuitiva de entender o nível de desigualdade em uma distribuição a partir da Curva de Lorenz é pensar que quanto mais distante da linha de perfeita igualdade (segmento OB) for a curva, isto é, quanto mais pronunciado for o arco da curva, mais desigual a sociedade.

Nos eixos das abscissas, p_i é a porcentagem acumulada da população até a i -ésima pessoa, sendo $i = 1, 2, \dots, n$ e n é o número de pessoas da população:

$$p_i = \frac{i}{n} \tag{3.2}$$

²⁹ O critério de Pigou-Dalton estabelece que o valor das medidas de desigualdade deve aumentar quando ocorrem transferências regressivas de rendas. Define-se transferência regressiva de renda como a transferência de renda de um indivíduo para um outro mais rico, mantida constante a média da distribuição e ocorrendo aumento no grau de desigualdade dessa distribuição.

³⁰ Max Otto Lorenz (1876-1959), economista americano publica durante seu doutorado o artigo *Methods of measuring the concentration of wealth* – estabelecendo uma forma de analisar a desigualdade que hoje é conhecida como Curva de Lorenz (MEDEIROS, 2006). A curva em si não foi objeto do seu projeto de doutorado que versava sobre transporte ferroviário.

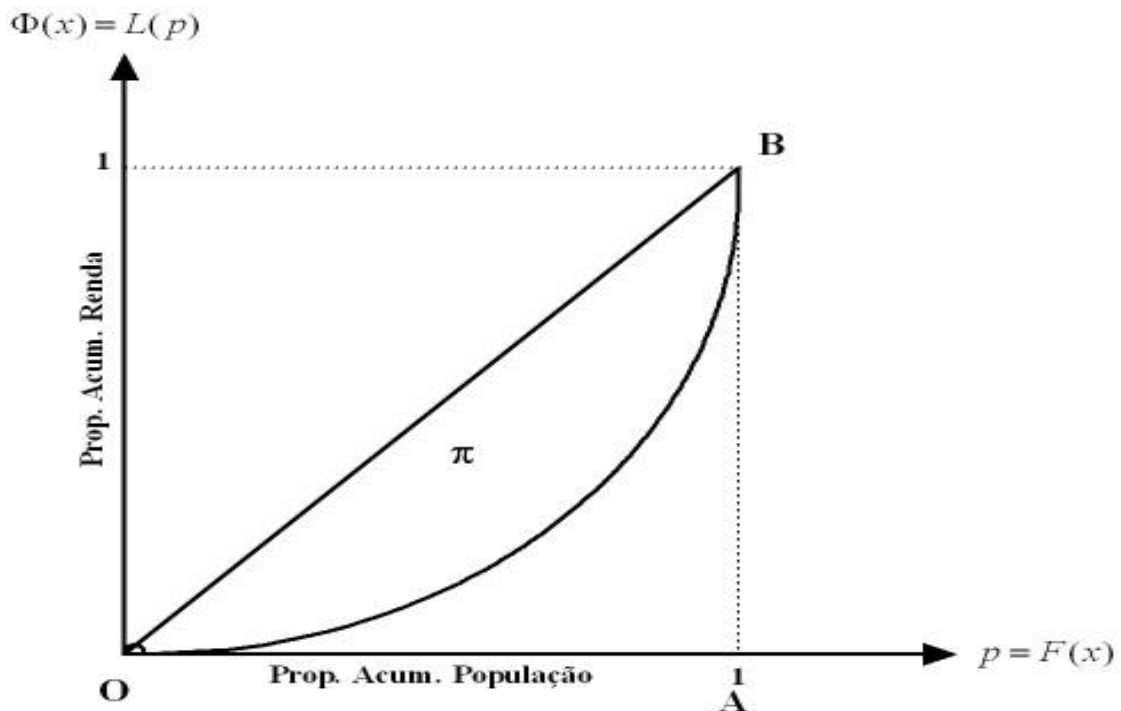


Figura 4 – A Curva de Lorenz para uma distribuição contínua.

Fonte: Hoffmann (1998a)

Nas ordenadas, Φ_i é a proporção de todas as rendas recebidas por essas pessoas (ou a renda familiar *per capita*) em um determinado período do tempo. Considerando que x_i é a renda da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas e μ esteja indicando a renda média:

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (3.3)$$

No caso de todas as pessoas terem exatamente a mesma renda, então a proporção acumulada da renda total será sempre igual à proporção acumulada da população: a 5% das pessoas corresponderia 5% da renda, a 20% das pessoas corresponderia 20% da renda, e assim por diante. Neste caso particular (situação teórica de desigualdade mínima), a Curva de Lorenz seria o segmento OB (representada por uma linha reta com inclinação de 45 graus), denominada linha de perfeita igualdade. Alternativamente, a desigualdade máxima ocorreria quando uma pessoa se apropriasse de toda a renda e as demais pessoas, numa

população suficientemente grande, tivessem renda nula. Nesse caso, a Curva de Lorenz se confundiria com a poligonal OAB.

A área compreendida entre a linha de perfeita igualdade e a Curva de Lorenz recebe o nome de área de desigualdade, sendo indicada por π . Assim, a Curva de Lorenz delimita uma área de desigualdade π que teoricamente varia de 0 (caso da perfeita igualdade) a 0,5 (caso da máxima desigualdade), a qual corresponde à área do triângulo OAB.

Devido ao fato de a população ser colocada em ordem crescente de rendimentos, a Curva de Lorenz de uma população desigual é sempre convexa, isto é, ela sempre forma um arco abaixo da linha de perfeita igualdade (MEDEIROS, 2006). A Curva de Lorenz pode ser definida de forma discreta ou contínua. Na forma discreta pode ser definida pela seguinte expressão:

$$L(p) = L\left(\frac{j}{N}\right) = \frac{\sum_{i=1}^j x_i}{\sum_i x_i} \quad \text{para } 1 \leq j \leq N \quad (3.4)$$

em que $L(p)$ é a Curva de Lorenz, p as frações acumuladas de população. Medeiros (2006) estabelece que isso é equivalente a dizer que $L(j/N)$ é a Curva de Lorenz de j/N , a fração acumulada da população até cada renda x , em que $j = \{1/N, 2/N, 3/N, \dots, N\}$, sendo N a população total e x_i a renda x da pessoa i . A expressão contínua da Curva de Lorenz para uma distribuição $p = F(x)$ é:

$$p = F(x) \Rightarrow L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^x Xf(X)dX \quad \text{para } 0 \leq p \leq 1 \quad (3.5)$$

em que $L(p)$ é a Curva de Lorenz, p se define pela função de distribuição cumulativa $F(x)$ que indica a proporção da população cuja renda é menor ou igual ao valor possível de x , X denota a renda da distribuição, μ é a média da distribuição dos X (no caso, a renda média).

Essa interpretação da Curva de Lorenz é importante para entender o conceito de índice de Gini³¹. O índice de Gini (G) é definido como o quociente entre a área de desigualdade (π) verificada e seu valor teórico máximo de 0,5 (a área do triângulo OBC), isto é:

³¹ Também outros conceitos que não serão abordados nesse estudo como a Dominância de Lorenz.

$$G = \frac{\pi}{0,5} = 2\pi \quad (3.6)$$

Como já visto, π pode variar entre 0 e 0,5 ($0 \leq \pi \leq 0,5$). Sendo assim, o índice de Gini assume valores entre os limites teóricos de um mínimo de 0 (nenhuma desigualdade) e um máximo de 1 (desigualdade máxima).

Uma outra classe de indicadores de desigualdade é baseada em medidas de entropia generalizada e podem ser definidas como:

$$GE(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \quad (3.7)$$

Os valores de GE variam entre 0 (distribuição igualitária) e ∞ (extrema desigualdade). O parâmetro β representa o peso dado às distâncias entre rendas de diferentes partes da distribuição, podendo tomar qualquer valor real. Para baixos valores de β , GE é mais sensível a mudanças na cauda inferior da distribuição e para valores mais altos de β , GE é mais sensível a mudanças na cauda superior. Quanto mais positivo o valor do parâmetro β , mais sensitivo é o índice à diferença no topo da distribuição³².

As medidas de entropia generalizada também são conhecidas como índices generalizados de Theil (THEIL, 1967). A entropia é, portanto, uma medida do grau de igualdade da distribuição. O conceito de entropia de uma distribuição de renda difere do conceito de entropia em termodinâmica, enquanto o último significa maior “desordem” no sistema, não há justificativa para associar maior igualdade da distribuição de renda com “desordem” econômica (HOFFMANN, 1998a).

Na equação (3.7), para $\beta = 0$, $GE(0)$ é denominado índice L de Theil ou medida do desvio do \log da média porque fornece o desvio-padrão do $\log(x)$. Tal medida é definida como:

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\mu}{x_i} \right) \quad (3.8)$$

³² Os valores mais comumente usados para β são 0, 1 e 2. Nesse estudo serão utilizados os seguintes valores para o parâmetro β : -1,0,1 e 2.

O $GE(0)$ assume o valor mínimo de zero (a distribuição de renda é perfeitamente igualitária) ou o valor tende ao infinito (quando qualquer valor x_i tende a zero). Ao analisar a distribuição das pessoas de acordo com seu rendimento familiar, são incluídas as famílias com rendimento zero, não sendo possível, então, calcular o L de Theil. Por isso, essa medida de desigualdade é utilizada apenas na análise da distribuição de renda familiar *per capita* com rendimento.

Avaliando a equação (3.7) para o valor de $\beta = 1$ obtém-se o índice $GE(1)$ também denominado índice T de Theil. Essa medida é definida como:

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \quad (3.9)$$

O valor de T de Theil varia de zero (no caso da perfeita igualdade) a $\ln n$ (quando uma única pessoa se apropria de toda a renda). A medida para $\beta = 2$, $GE(2)$ é a metade do quadrado do coeficiente de variação e representa uma medida mais sensível a rendas muito altas.

Segundo Hoffmann (1998a), os estudos sobre distribuição de renda estão associados, em geral, a uma preocupação com a pobreza (relativa ou absoluta) de parte da população e em virtude disso parece recomendável utilizar medidas de desigualdade cuja sensibilidade a transferências regressivas não cresça com o nível de renda. O índice T de Theil ($GE(1)$) é uma medida de desigualdade cuja sensibilidade relativa independe do nível de renda, e tanto o coeficiente de variação como o índice de Gini não gozam das mesmas propriedades.

Atkinson (1970) propõe o uso de um índice de desigualdade baseado em uma medida do bem-estar social. Ele admite que o nível de bem-estar social (W) é uma função aditivamente separável e simétrica das rendas individuais (x_i). Seja x_i a renda da i -ésima pessoa em uma população com n pessoas. Admite-se que a utilidade marginal da renda para cada pessoa seja inversamente proporcional a x_i^ϵ , isto é:

$$\frac{dU(x_i)}{dx_i} = \frac{\psi}{x_i^\epsilon} \quad (3.10)$$

em que $\epsilon > 0$ e $\psi > 0$. Restringindo os parâmetros ψ e ϵ a valores positivos, fica assegurado que o bem-estar marginal é decrescente e, conseqüentemente, a função $U(x_i)$ é côncava (HOFFMANN, 1998a). A equação (3.10) e as restrições dos parâmetros são essenciais para obter o valor da medida de desigualdade, visto que é necessário estabelecer a forma da função $U(x_i)$. Da equação (3.10), integrando, obtêm-se:

$$U(x_i) = \frac{\psi}{1-\epsilon} x_i^{1-\epsilon} + C, \text{ para } \epsilon \neq 1 \quad (3.11)$$

e

$$U(x_i) = \psi \ln x_i + C, \text{ para } \epsilon = 1 \quad (3.12)$$

Atkinson (1970) admite que o nível de bem-estar social (W) é uma função aditivamente separável e simétrica das rendas individuais, isto é:

$$W = \sum_{i=1}^n U(x_i) \quad (3.13)^{33}$$

Esta função de bem-estar social é simétrica porque seu valor não é alterado por permutações nas rendas das pessoas e é aditivamente separável porque seu valor é uma soma dos valores do bem-estar social associado a cada pessoa, o qual depende da renda desse indivíduo (HOFFMANN, 1998a). Cabe ressaltar que neste tipo de função de bem-estar social não há lugar para sentimentos de solidariedade ou de inveja, pois se admite que o bem-estar de uma pessoa não é afetado pela renda das demais.

De acordo com Atkinson (1970), o nível de renda equivalente a uma distribuição igualitária (x_*) é o valor da renda que cada pessoa deveria receber para, com todos recebendo renda igual, o nível de bem-estar social ser igual ao corresponde à distribuição observada. Então:

$$W = \sum_{i=1}^n U(x_i) = \sum_{i=1}^n U(x_*) = nU(x_*) \quad (3.14)$$

ou

$$U(x_*) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U(x_i) \quad (3.15)$$

³³ $U(x_i)$ é o bem-estar que a sociedade associa à renda da i -ésima pessoa, não coincidindo, necessariamente, com o bem-estar ou a utilidade marginal (HOFFMANN, 1998a).

Se $U(x_i)$ for uma função côncava, tem-se $x_* < \mu$, com $x_* = \mu$ apenas quando todas as rendas x_i são iguais. A medida de desigualdade proposta por Atkinson (1970) é:

$$A(\epsilon) = 1 - \frac{x_*}{\mu} \quad (3.16)$$

em que μ é a renda média da população:

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.17)$$

Na equação (3.16) se, por exemplo, x_* corresponder a 70% de μ , o índice de Atkinson (A) será igual a 0,3. Então, o mesmo nível de bem-estar social poderia ser obtido com 70% da renda total. Em geral, dada uma distribuição de renda com índice de Atkinson igual a A , o mesmo nível de bem-estar social poderia ser obtido com $100(1-A)\%$ da renda total, se a distribuição fosse igualitária (HOFFMANN, 1998a). Dada uma distribuição de renda com média μ , a relação:

$$\frac{x_*}{\mu} = 1 - A(\epsilon) \quad (3.18)$$

indica a proporção da renda total que seria suficiente para produzir o mesmo bem-estar social, se a mesma renda total fosse igualitariamente distribuída (HOFFMANN, 1994). Das equações (3.12) e (3.15), segue-se que:

$$x_* = \exp\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i\right), \text{ para } \epsilon = 1 \quad (3.19)$$

Verifica-se que, neste caso, a renda equivalente na distribuição igualitária é igual à média geométrica (HOFFMANN, 1998a). Das equações (3.11) e (3.15), segue-se que:

$$x_* = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^{1-\epsilon}\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \text{ para } 0 < \epsilon \neq 1 \quad (3.20)$$

Tanto na equação (3.19) como na equação (3.20), a renda equivalente na distribuição igualitária (x_*) não depende dos parâmetros ψ e C . Substituindo a equação (3.19) ou a (3.20) na (3.16), obtêm-se:

$$A(\epsilon=1) = 1 - \frac{1}{\mu} \exp\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i\right) \quad \text{ou} \quad (3.21)$$

$$A(\epsilon=1) = 1 - \exp\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{x_i}{\mu}\right) \quad (3.22)$$

e, para $0 < \epsilon \neq 1$

$$A(\epsilon) = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^{1-\epsilon} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{ou} \quad (3.23)$$

$$A(\epsilon) = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (3.24)$$

Pode-se verificar que (HOFFMANN, 1994):

- (a) o índice de Atkinson não é afetado por variações proporcionais na renda de todas as pessoas da população;
- (b) para $\epsilon=0$ tem-se $A=0$, sempre;
- (c) no caso de uma distribuição perfeitamente igualitária, ou seja $x_i = \mu$ para todo i , tem-se $A=0$ qualquer que seja o valor de ϵ ;
- (d) se $0 < \epsilon < 1$ e uma única pessoa se apropria de toda a renda ($x_j = n\mu$ e $x_i = 0$ para $i \neq j$), tem-se:

$$A = 1 - n^{-\frac{\epsilon}{1-\epsilon}} \quad (3.25)$$

- (e) quando $\epsilon \geq 1$, basta haver um indivíduo com renda nula para se obter $A=1$. Isso corresponde a uma definição especial, em que se identifica o índice com o valor limite quando uma das rendas tende a zero, pois, a rigor, as equações (3.23 e 3.24) com $\epsilon > 1$ e (3.21 e 3.22) não são definidas para $x_i = 0$;
- (f) quando $\epsilon=1$, o índice de Atkinson é a proporção em que a média geométrica das rendas é inferior à renda média;
- (g) quando $\epsilon=2$, o índice de Atkinson é a proporção em que a média harmônica das rendas é inferior à renda média.

No índice de Atkinson, o parâmetro ϵ indica o grau de aversão à desigualdade, ou seja, $\epsilon=0$ significa que há indiferença em relação à desigualdade, ao passo que valores elevados de ϵ significam forte aversão à

desigualdade (HOFFMANN, 1998a). Nesse estudo serão utilizados para ϵ os valores 0.5, 1 e 2. Essa escolha baseia-se no fato de parecer razoável limitar os valores de ϵ ao intervalo (0,2], visto que valores de ϵ maiores do que dois correspondem a níveis de aversão à desigualdade extremamente elevados.

3.1.2 Índices de pobreza

A definição de pobreza utilizada ao longo desse estudo é a da insuficiência de renda, isto é, o indivíduo pobre é aquele que faz parte de uma família cuja renda familiar *per capita* é inferior ou igual a uma determinada linha de pobreza (LP). Definida a linha de pobreza, a medida de pobreza pode ser definida como a proporção da população que vive em situação de pobreza.

O ponto de partida para tal formalização é o conceito de espaço de probabilidade (Ω, A, P) . Um espaço de probabilidade é um trio (Ω, A, P) , em que Ω é um conjunto não vazio de indivíduos de uma amostra no tempo t ; A é uma sigma-álgebra dos subconjuntos de Ω ; e P é uma probabilidade em A . A partir do espaço de probabilidade (Ω, A, P) , pode-se definir que:

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

Para uma amostra com n observações, tem-se $\Omega = (w_1, \dots, w_n)$, com $P = 1/n$ para cada w_i e $x_i = X(w_i)$ e, ainda, $X = (x_1, \dots, x_n)$, sendo X a distribuição da renda pessoal *per capita*. Para definir as medidas de pobreza aplicadas a esse conjunto de rendas, torna-se necessária a definição de dois conceitos adicionais: a renda média dos indivíduos e a função de Lorenz³⁴. Tais conceitos são definidos a partir da noção de uma funcional quantílica e têm-se:

Def.(1) [Funcional quantílica] – seja F qualquer FDA em $[0, \infty)$. Então, define-se $Q(y)$, uma funcional quantílica, como:

$$Q(y) = F^{-1}(y) = \inf\{x : F(x) \geq y\} \quad (3.26)$$

³⁴ A função de Lorenz (L) destaca a concentração da renda do conjunto analisado.

A definição de $Q(y)$ na equação (3.26) fornece a renda dos 100y% mais pobres na distribuição de X e também permite definir a renda média dos indivíduos (LETTIERI; PAES, 2006):

$$\mu(X) = \int_0^1 Q(t) dt \quad (3.27)$$

Def.(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 imagem em $[0,1]$ (ou seja: $L_X [0,1] \rightarrow [0,1]$), tal que:

$$L_X(p) = \frac{1}{\mu(X)} \int_0^p Q(y) dy \quad (3.28)$$

O gráfico de L_X denomina-se curva de Lorenz e $GL_X(p) = \mu L_X(p)$ é a curva de Lorenz Generalizada (LETTIERI; PAES, 2006). A Curva de Lorenz é uma estrutura necessária para a determinação das desigualdades relativas de renda.

Utilizando os conceitos da função de Lorenz da equação (3.28) e também da renda *per capita* média da equação (3.27), podem estes mesmos conceitos ser utilizados como referenciais para escrever a renda $y_t(p)$ do percentil p da distribuição de renda X no tempo t :

$$y_t(p) = \mu_t \cdot \frac{dL_t(p)}{dp} \quad (3.29)$$

Ravallion e Datt (1991) expressam as medidas de pobreza em termos da renda média e da função de Lorenz. Nesse contexto, a medida de pobreza P_t , para o ano t , pode ser escrita como:

$$P_t = P(\mu_t / z_t, L_t) \quad (3.30)$$

em que z_t é a linha de pobreza, μ_t é a renda *per capita* média definida na equação (3.27) e L_t é a função de Lorenz definida pela equação (3.28), sendo todas as medidas avaliadas no tempo t .

Genericamente, a medida de pobreza P_t , para o ano t , pode ser definida como:

$$P_t = \int_0^{H_t} f(y_t(p)) dp \quad (3.31)$$

em que $H_t = y_t^{-1}(z_t)$ 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 diferentes formas dependendo da medida de pobreza a ser estimada.

Para cada forma funcional escolhida de $f(y_t(p))$ gera-se uma medida específica de pobreza. Assim, as medidas de pobreza podem ser expressas como as imagens de f , com os respectivos índices de pobreza que estas formas determinam. Nesse estudo serão utilizados os índices de pobreza de Foster-Greer-Thorbecke (FGT), o índice de Sen (SE) e o índice de Watts (WA), conforme o Quadro 2.

Cálculo das imagens de f	Índices de pobreza
$f(y_t(p)) = 1$	Proporção de pobres (P_0)
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z} \right)$	Hiato de pobreza (P_1)
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z} \right)^2$	Hiato quadrático (P_2)
$f(y_t(p)) = \ln \left(\frac{z}{y_t(p)} \right)$	Índice de Watts (WA)
$f(y_t(p)) = P_0 \cdot \left[1 - \frac{\bar{y}(p)}{z} (1 - G_p) \right]$	Índice de Sen (SE) ³⁵

Quadro 2 – Índices de pobreza gerados a partir do cálculo da imagem de f .

Fonte: Manso, Barreto e Tebaldi (2006)

Notas: P_0 é a proporção de pobres; G_p é o índice de Gini entre os pobres e pode ser obtido como:

$$G_p(X) = 1 - 2 \int_0^1 L_X dp = 1 - \frac{2}{\mu(X)} \int_0^1 \int_0^p Q(t) dt .$$

³⁵ Uma notação alternativa para o índice de Sen (SE) encontrada na literatura é definida pela seguinte fórmula: $S = P_0 \cdot [I + (1 - P_1) \cdot G_p]$, em que G_p é o índice de Gini de distribuição de renda entre os pobres; I = hiato de renda médio entre os pobres $[(z - y^*/z)]/q$ com z sendo a linha de pobreza e y^* o rendimento médio dos pobres.

Os índices de pobreza conhecidos como medidas FGT (Foster-Greer-Thorbecke) ficaram assim conhecidos na literatura devido ao artigo de Foster, Greer e Thorbecke (1984), sendo tais indicadores a proporção de pessoas pobres (*poverty headcount* – P_0)³⁶, o hiato de pobreza (*poverty gap* – P_1) e o hiato de pobreza ao quadrado ou hiato quadrático (*squared poverty gap* – P_2). O Quadro 2 mostra que as medidas FGT passam a ser função da forma $f(y_i(p, \theta)) = \left(\frac{z - y_i(p)}{z} \right)^\theta$ e que a medida θ varia entre 0, ..., 2 obtendo-se, respectivamente, a proporção de pessoas pobres, o hiato de pobreza e o hiato quadrático.

As medidas FGT obtidas da equação (3.31) e das imagens do Quadro 2 podem ser descritas de maneira mais geral para o caso contínuo como:

$$FGT(\theta) = \int_0^z \left[\frac{z-y}{z} \right]^\theta f(y) dy \quad , \text{ com } \theta \geq 0 \quad (3.32)$$

em que $z =$ é a linha de pobreza, $y =$ é o rendimento para o caso contínuo e $f(y)$ é uma função de densidade (aproximadamente à proporção da população com rendimento y).

A equação (3.32) define medidas que representam a proporção de pessoas pobres (*poverty headcount* – P_0) quando $\theta = 0$, o hiato de pobreza (*poverty gap* – P_1) quando $\theta = 1$ e o hiato de pobreza ao quadrado (*squared poverty gap* – P_2) quando $\theta = 2$ ³⁷. Estes índices são calculados com base nas seguintes expressões:

$$P_0 = \frac{q}{n} \quad (3.33)$$

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (3.34)$$

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2 \quad (3.35)$$

³⁶ Na literatura esse índice é conhecido como H devido ao nome em inglês do indicador (Headcount Index of Poverty). Hoffmann (1998a, p.220) segue esse padrão e apresenta maiores detalhes sobre o índice.

³⁷ Hoffmann (1998a) salienta que se denomina também como índice de Foster, Greer e Thorbecke o valor obtido com $\theta = 2$.

em que q é o número de pobres (pessoas cuja renda *per capita* é menor que a linha de pobreza);

n é o tamanho da população;

z é a linha de pobreza;

y_i é a renda *per capita* domiciliar da i -ésima pessoa.

O índice da equação (3.33), intitulado proporção de pessoas pobres (*poverty headcount*), mede a proporção de pessoas que têm renda familiar *per capita* inferior à linha de pobreza. Esse indicador é utilizado como ponto de partida para estudos de pobreza, mas sofre de algumas limitações que são bem expostas por Hoffmann (1998a) e Ramos e Santana (2003). A proporção de pobres capta apenas a extensão da pobreza, sendo insensível à sua intensidade. Além disso, viola dois dos marcos axiomáticos para analisar a consistência de um índice de pobreza proposto por Sen (1976): o axioma da monotonicidade e o axioma da transferência³⁸.

Em primeiro lugar, a proporção de pobres é insensível ao nível de renda dos pobres e, uma vez estabelecida tal medida, tal percentual não muda quando a renda deles cai ou quando se eleva sem alcançar a linha de pobreza e por isso o axioma da monotonicidade não é satisfeito pelo indicador. Isso faz com que os marginalmente pobres sejam contados igualmente como os que estão vivendo em extrema privação. Em segundo lugar, a proporção de pobres é um indicador insensível à distribuição de renda entre os pobres. Em síntese, dado o número de pobres, a proporção de pessoas pobres não se altera diante de mudanças na renda desses mesmos pobres e na distribuição de renda entre eles (não cumpre o axioma da monotonicidade e transferência).

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) ressaltam que o uso exclusivo desse índice pode apontar que uma determinada política que aumente a renda dos indivíduos mais pobres pode ser considerada ineficaz em reduzir a pobreza, quando na verdade os pobres de renda mais baixa podem ser beneficiados.

³⁸ Os axiomas para analisar a consistência de um índice de pobreza foram propostos inicialmente por Sen (1976) e complementados por Anand (1977) e Foster, Greer e Thorbecke (1984).

Salama e Valier (1994) destacam que a proporção de pobres tende a superestimar a extensão da pobreza nos países menos avançados, já que só leva em conta a renda monetária, desconsiderando a renda não-monetária, que é difícil de ser avaliada. Em virtude dos problemas associados a tal indicador, deve-se utilizá-lo em conjunto com os outros dois indicadores da família FGT, que se complementam mutuamente: hiato de pobreza e hiato quadrático (NEDER; SILVA, 2004).

O índice da equação (3.34), intitulado hiato de pobreza ou intensidade da pobreza (*poverty gap*), mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre através do cálculo do desvio médio entre sua renda e o valor da linha de pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, por meio da perfeita focalização das transferências de renda.

Tal indicador quantificaria, em termos de percentual da linha de pobreza, a transferência de renda necessária a cada um dos habitantes dessa sociedade para que fosse eliminada a pobreza, ou seja, a renda extra-mínima para eliminar a pobreza. Além disso, o hiato de pobreza (*poverty gap*) satisfaz o axioma da monotonicidade (cai a renda de um pobre e o índice aumenta), mas não o axioma de transferência. Sen (1976), Kakwani (1980) e Hoffmann (1998a) estabelecem que o hiato de pobreza é totalmente indiferente ao número de indivíduos envolvidos e leva em conta apenas a insuficiência média de renda dos pobres com relação à linha de pobreza.

Ramos e Santana (2003, p.7) utilizam o índice conhecido na literatura como razão de insuficiência de renda. Esse índice em sua formulação não considera toda a população, mas unicamente a população pobre e também pode ser considerado um hiato médio (a distância média em termos monetários) pois mede a diferença de rendimento da população pobre com respeito à linha de pobreza (em termos relativos ou percentuais). Tal índice é definido como³⁹:

³⁹ O índice 0 (zero) aparece devido à necessidade de fazer uma distinção entre o índice com respeito a toda população e o índice com respeito unicamente à população pobre. Este indicador cumpre o axioma da monotonicidade (a redução da renda de um pobre eleva o indicador), mas não cumpre o axioma da transferência (é insensível à distribuição de renda entre os pobres). Este indicador é útil para visualizar o montante de recursos que a sociedade tem que alocar para eliminar a pobreza ou em quanto tem que ser elevada a renda dos pobres para que superem essa situação.

$$P_1^0 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (3.36)$$

Hoffmann (1998a) mostra como relacionar as equações (3.33), (3.34) e (3.36). Para tanto, basta multiplicar e dividir a equação (3.34) por q (quantidade de pobres), obtendo-se:

$$P_1 = \left(\frac{q}{n}\right) \cdot \left(\frac{1}{q}\right) \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (3.37)$$

Assim, pode-se definir o hiato de pobreza (P_I) como:

$$P_I = (P_0 \cdot P_1^0) \quad (3.38)$$

A equação (3.38) mostra que a intensidade da pobreza ou hiato de pobreza (P_I) é um índice superior ao percentual de pobres na população, visto que combinaria duas dimensões: extensão da pobreza entre a população (P_0) e um parâmetro de intensidade, mediante a razão de insuficiência de renda (P_1^0).

O terceiro índice de FGT descrito pela equação (3.35) é conhecido como severidade da pobreza (*squared poverty gap*) ou hiato quadrático ou hiato da pobreza ao quadrado. Na construção de tal indicador utiliza-se um peso maior para as pessoas mais pobres (o hiato de pobreza é ponderado por si mesmo) e leva-se em conta a desigualdade entre os pobres. Este indicador satisfaz o axioma da monotonicidade e também o axioma da transferência⁴⁰.

Neder e Silva (2004), ponderando sobre a utilização dos índices das equações (3.33), (3.34) e (3.35), estabeleceram que, para os propósitos de políticas públicas de combate à pobreza, a proporção de pobres (P_0) atribui maior efetividade a políticas que elevam a renda dos menos pobres (aqueles cuja renda é mais próxima da linha de pobreza) e que o hiato de pobreza (P_I) e a severidade da pobreza (P_2) colocam ênfase naqueles que estão muito abaixo da linha de pobreza, ou seja, os mais pobres dos pobres.

⁴⁰ O axioma da transferência pode ser apresentado na sua versão “estrita” ou numa versão “débil”. A versão estrita ou usual diz respeito à transferência entre pobres, sem maiores restrições. Em sua versão “débil” requer que essa transferência entre pobres não torne os beneficiários não pobres. O hiato de pobreza (P_I) não satisfaz o axioma da transferência nem em sua versão estrita nem na versão “débil”. Em contrapartida, a severidade da pobreza (P_2) satisfaz o axioma da transferência nas suas duas versões.

A família de índices $FGT(\theta)$ varia de zero a 1, com $FGT(\theta)=0$, quando todas as pessoas têm renda maior do que z e $FGT(\theta)=1$, quando todas as rendas são iguais a zero (HOFFMANN, 1998a). Ramos e Santana (2003) ressaltam uma característica da família de índices $FGT(\theta)$, ou seja, quanto maior o valor dado a θ maior será a importância que se está dando para a situação dos mais pobres entre os pobres (mais peso vai se dando aos indivíduos situados na parte inferior da distribuição de renda entre os pobres) e em virtude disso o parâmetro θ estaria indicando o grau de aversão à pobreza do analista e, na medida em que $\theta \rightarrow \infty$ uma perspectiva Rawlsiana estaria prevalecendo (dar maior importância à situação dos mais pobres entre os pobres)⁴¹.

O índice de Watts (WA) e o índice de Sen (SE) têm como característica principal avaliar o comportamento da renda dos pobres. O índice de Watts possui a propriedade de ser sensível ao crescimento da renda em todos os percentis abaixo da linha de pobreza. Ravallion e Chen (2003) ressaltam que tal sensibilidade é necessária para que uma medida possa ser considerada de crescimento pró-pobre, ou seja, o fato de que a taxa média de crescimento da renda dos indivíduos pobres seja positiva.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) estabelecem que o índice de Watts permite mensurar o acréscimo na renda média necessário para que os indivíduos situados abaixo da linha de pobreza possam deixar de ser considerados pobres e sua preocupação é capturar a evolução da renda média dos indivíduos considerados pobres⁴². No entanto, tal indicador pondera de forma semelhante os indivíduos, independentemente de suas posições em relação à linha de pobreza, ou seja, não estabelece nenhum mecanismo de ponderação quanto à intensidade da pobreza.

⁴¹ John Rawls (1921-2002) foi um filósofo político norte-americano, autor da Teoria da Justiça, e suas idéias de equidade e igualdade eram de que uma sociedade justa é aquela que reconhece a importância dos talentosos, mas que funciona em favor dos destituídos.

⁴² Tais autores estabelecem que é de se esperar que o próprio crescimento de renda média tenda a aumentar de alguma forma a renda dos mais pobres. Em nenhum dos estudos resenhados até agora para essa pesquisa existe uma análise correlacionando a renda média das pessoas situadas abaixo da linha de pobreza e a renda média da população.

Sen (1976) estabeleceu os marcos axiomáticos para medidas de pobreza (os axiomas da monotonicidade e transferência) e também propôs o índice de pobreza que leva seu nome contido no Quadro 2. O índice de Sen dá igual peso para a transferência de renda em diferentes posições do *ranking*, isto é, o impacto de uma transferência pequena da pessoa i para a pessoa $i+1$ é o mesmo para todos os valores de i (KAKWANI, 1980).

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) estabelecem que o índice de Sen leva em consideração tanto a renda média como o nível da concentração de renda dos indivíduos situados abaixo da linha de pobreza, ou seja, o coeficiente de Gini entre os pobres (G_p). O índice de Sen obedece aos axiomas de monotonicidade e da transferência, mas apresenta fragilidade para satisfazer certos axiomas de transferência-sensibilidade (KAKWANI, 1980).

Tal índice, assim como o hiato de pobreza, captura a intensidade da pobreza e também permite calcular o montante de renda necessário para extinguir a pobreza em uma determinada comunidade. Uma redução no índice de Sen é um indicativo de que se torna menor o montante de renda necessário para transferir ao grupo de indivíduos considerados pobres para que possam abandonar essa categoria. Pode-se observar também que, quando a desigualdade de renda entre os pobres é zero, os índices de Sen e o hiato de pobreza se igualam.

Adicionalmente, o Quadro 2 mostra que as medidas de pobreza listadas ficam perfeitamente definidas pela determinação dos parâmetros renda média e Curva de Lorenz e também pelo estabelecimento de uma linha de pobreza. A variabilidade na estimação dos índices de pobreza é importante porque permite capturar diferentes movimentos de acordo com o nível de agregação e também permite avaliar o bem-estar de indivíduos mais distantes da linha de pobreza. Para isso deve-se considerar se os indicadores utilizados capturam a intensidade da pobreza ou mesmo consideram algum tipo de desigualdade entre os pobres. A intensidade da pobreza, por exemplo, não é captada por todos os indicadores e isso pode ocasionar conclusões que não se mantêm se uma classe mais ampla de indicadores for utilizada.

3.2 Elasticidade da pobreza

A metodologia utilizada para o cálculo da elasticidade de pobreza tem como finalidade analisar o impacto das variações no crescimento e na desigualdade de renda sobre alterações da pobreza. A metodologia utilizada para o cálculo da elasticidade de pobreza foi a proposta por Datt (1998) e adaptada para o contexto dos dados brasileiros por Neder e Silva (2004).

A metodologia proposta por Datt (1998) é uma proposição para o cálculo dos valores das elasticidades a partir de dados de distribuição de renda agrupados. Neder e Silva (2004) formularam um algoritmo adaptando a metodologia para a estrutura dos microdados das PNADs. As medidas de pobreza derivadas da parametrização da Curva de Lorenz têm como base metodológica as seguintes duas funções:

$$\text{Curva de Lorenz : } L = L(p; \pi) \quad (3.39)$$

e

$$\text{Medida de pobreza: } P = P(\mu / z; \pi); \partial P / \partial \mu < 0; \partial P / \partial z > 0 \quad (3.40)^{43}$$

em que L é a participação dos p por cento inferiores da população na renda per capita domiciliar, π é um vetor de parâmetros estimáveis da Curva de Lorenz e P é a medida de pobreza descrita como uma função da relação da renda familiar *per capita* média μ com a linha de pobreza z e os parâmetros da Curva de Lorenz.

A medida de pobreza da equação (3.40) é homogênea de grau zero em renda familiar *per capita* média e na linha de pobreza. Isso significa que se a renda familiar *per capita* média e a linha de pobreza se alterarem na mesma proporção, a medida de pobreza permanecerá inalterada⁴⁴. A função L assume alternativas parametrizações para a Curva de Lorenz, enquanto a função P assume diferentes medidas de pobreza.

As medidas de pobreza utilizadas para a função P foram selecionadas do item anterior (3.1) e se restringem aos índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT),

⁴³ Em algumas formulações, π representa uma medida da desigualdade implícita na distribuição da renda tal como o índice de Gini e, nesse contexto, o comportamento de tal parâmetro é: $\partial P / \partial \pi > 0$.

⁴⁴ Datt (1998) e Ali (2003) estabelecem que a homogeneidade de grau zero é uma propriedade satisfeita por um grande número de medidas de pobreza.

respectivamente, para $\theta = 0, 1$ e 2 . A literatura em relação às parametrizações ou especificações das formas funcionais apresenta, segundo Datt (1998), duas alternativas que têm obtido melhor desempenho no ajuste do conjunto de dados amostrais que são: a Quadrática Geral (*general quadratic – GQ*) e a Beta (*B*)⁴⁵. Neder e Silva (2004) justificam a escolha da especificação Quadrática Geral para a Curva de Lorenz pela sua simplicidade⁴⁶.

A especificação Quadrática Geral da Curva de Lorenz é dada pelas seguintes funções⁴⁷:

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L) \quad (3.41)$$

ou

$$L(p) = -\frac{1}{2} \left[bp + e + (mp^2 + np + e^2)^{\frac{1}{2}} \right] \quad (3.42)$$

Datt (1998) estima os parâmetros da Curva de Lorenz utilizando uma regressão linear por mínimos quadrados ordinários (MQO) de $L(1-L)$ em (p^2-L) , $L(p-1)$ e $(p-L)$ para a obtenção dos parâmetros a , b e c . Deve-se ressaltar que esse procedimento adotado pelo autor foi empregado no contexto de dados agrupados, sem se preocupar com aspectos de inferência e se estas estimativas seriam robustas. Neder e Silva (2004) utilizam parcialmente as informações do desenho amostral da PNAD (os pesos da amostra) para construir os pontos (p, L) e com isso obter uma estimativa não-viesada⁴⁸.

A primeira derivada, a segunda derivada e o índice de Gini derivados a partir da equação (3.41) são (DATT, 1998):

$$L'(p) = -\frac{b}{2} \frac{(2mp+n)(mp^2+np+e^2)^{-1/2}}{4} \quad (3.43)$$

⁴⁵ Uma revisão mais detalhada da forma Quadrática Geral pode ser encontrada em Villasenor e Arnold (1984) e Villasenor e Arnold (1989), e para a forma funcional Beta, em Kakwani (1980).

⁴⁶ Datt (1998) estabelece que as medidas de pobreza da especificação Quadrática Geral são facilmente calculadas usando simples programas de regressão, enquanto a especificação Beta (*B*) requer a resolução de uma equação implícita não-linear de maneira a estimar a proporção de pessoas pobres (P_0) e avaliar as funções Beta incompletas para estimar o hiato de pobreza ao quadrado (P_2), ou seja, o modelo Quadrático Geral é computacionalmente mais simples.

⁴⁷ Em que p é a proporção cumulativa (ou percentagem) da população.

⁴⁸ Nesse estudo não foram utilizadas informações totais do desenho amostral (estrato e psu) e por isso nenhuma inferência ou medida da robustez das estimativas é apresentada.

$$L''(p) = \frac{r^2 (mp^2 + np - e^2)^{-3/2}}{8} \quad (3.44)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} + \frac{r^2}{8m\sqrt{-m}} \left[\operatorname{sen}^{-1} \frac{(2m+n)}{r} - \operatorname{sen}^{-1} \frac{n}{r} \right] \quad \text{se } m < 0 \quad (3.45)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} - \frac{r^2}{8m\sqrt{m}} \ln \left[\operatorname{abs} \left(\frac{2m+n+2\sqrt{m(a+c-1)}}{n-2e\sqrt{m}} \right) \right] \quad \text{se } m > 0 \quad (3.46)^{49}$$

A partir da especificação da Curva de Lorenz descrita pelas equações (3.41 e 3.42), podem-se obter as funções que representam as medidas de pobreza FGT(θ) para $\theta = 0, 1$ e 2 :

$$H = -\frac{1}{2m} \left[n + r(b + 2z/\mu) \left\{ (b + 2z/\mu)^2 - m \right\}^{\frac{1}{2}} \right] \quad (3.47)$$

$$PG = H - (\mu/z)L(H) \quad (3.48)$$

$$P_2 = 2(PG) - H - \left(\frac{\mu}{z} \right)^2 \left[aH + bL(H) - \left(\frac{r}{16} \right) \ln \left(\frac{1-H/s_1}{1-H/s_2} \right) \right] \quad (3.49)$$

em que H , PG e P_2 são, respectivamente, a proporção de pessoas pobres, o hiato de pobreza e o hiato de pobreza ao quadrado ou a severidade da pobreza da classe dos índices FGT de pobreza e os parâmetros:

$$e = -(a + b + c + 1) \quad (3.50)$$

$$m = b^2 - 4a \quad (3.51)$$

$$n = 2be - 4c \quad (3.52)$$

$$r = (n^2 - 4me^2)^{1/2} \quad (3.53)$$

$$s_1 = (r - n)/(2m) \quad (3.54)$$

$$s_2 = -(r + n)/(2m) \quad (3.55)$$

A equação (3.47) é obtida usando a relação entre a Curva de Lorenz e a função de distribuição (deve-se observar que p é função de x):

$$L'(p; \pi) = x/\mu \quad (3.56)$$

Avaliando a equação (3.56) na linha de pobreza, tal torna-se:

⁴⁹ Datt (1998) estabelece que dada a curva de Lorenz Quadrática Geral (GQ), o índice de Gini só é válido se $a - c \geq 1$.

$$L'(H; \pi) = z/\mu$$

(3.57)

Resolvendo para H , obtém-se a equação (3.47). O hiato de pobreza definido pela equação (3.48) é obtido reescrevendo a equação (3.32) que define a classe de medidas de pobreza $FGT(\theta)$, a saber:

$$FGT(\theta) = \int_0^H [1 - (\mu/z)L'(p; \pi)]^\theta dp \quad \theta \geq 0 \quad (3.58)$$

Avalia-se a equação (3.58) para $\theta = 1$ e obtém-se a equação (3.48). De maneira análoga, o hiato de pobreza ao quadrado traduzido pela equação (3.35) é obtido resolvendo a equação (3.58) para o valor de $\theta = 2$. Estimados os parâmetros a , b e c da Curva de Lorenz da equação (3.41), são obtidos os valores das elasticidades da pobreza calculados a partir das fórmulas do Quadro 3.

Elasticidade do indicador com respeito:	Média (μ)	Índice de Gini**
H	$-z/(\mu HL''(H))^*$	$(1 - z/\mu)/(HL''(H))^*$
PG	$1 - H/PG$	$1 + (\mu/z - 1)H/PG$
P_2	$2(1 - PG/P_2)$	$2[1 + (\mu/z - 1)PG/P_2]$

Quadro 3 – Fórmulas da elasticidade da pobreza em relação à renda média e ao índice de Gini.

Fonte: Kakwani (1990) e Datt (1998).

Notas: * O valor de $L''(H)$ é o valor da segunda derivada da curva de Lorenz avaliada em H e igual a $\frac{r^2(mH^2 + nH + e^2)^{-3/2}}{8}$; ** as fórmulas para as elasticidades com respeito ao índice de Gini assumem

que a Curva de Lorenz modifica-se proporcionalmente sobre todo intervalo.

As elasticidades da pobreza com relação ao aumento da renda familiar *per capita* média (elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento) e a variação do indicador de concentração de renda (elasticidade-gini) representam a variação percentual do índice de pobreza como decorrência de uma variação percentual

unitária da renda média (elasticidade da pobreza em relação ao crescimento) e a variação percentual no índice de pobreza como decorrência de uma variação percentual unitária no índice de Gini (elasticidade da pobreza em relação ao índice de Gini). De maneira mais simples, as medidas de elasticidade da pobreza indicam a variação percentual de um indicador qualquer de pobreza face às variações percentuais do indicador de crescimento ou de distribuição de renda.

Uma importante vantagem dos estudos que fazem uso da metodologia baseada na Curva de Lorenz para determinar medidas de pobreza é que tal procedimento permite fazer diferentes simulações, tais como⁵⁰: simular medidas de pobreza para diferentes linhas de pobreza, simular a pobreza sobre um crescimento distributivo neutro, decompor os efeitos na pobreza nos seus componentes de crescimento e redistribuição e simular a contribuição das disparidades regionais ou setoriais na renda média para a pobreza agregada.

Um crescimento distributivamente neutro implica uma mudança na renda média (ou outra variável que reflita uma medida de custo de vida) sem que haja uma mudança relativa na desigualdade definida pela Curva de Lorenz. Uma justificativa para estimar as elasticidades fazendo uso somente dos componentes de crescimento e de distribuição reside no fato de estudos de decomposição nas variações das medidas de pobreza sinalizarem que esses dois itens são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza para diversos níveis de desagregação.

Outra contribuição importante das análises envolvendo estimativas de elasticidades de crescimento econômico e redistribuição repousa no fato de que observar o comportamento de seus valores absolutos ao longo do tempo é uma maneira de observar se a pobreza está se tornando mais facilmente aliviada nas diversas fases do desenvolvimento econômico.

3.3 Decomposição das variações do nível de pobreza

⁵⁰ As simulações podem ser feitas através de medidas diretas ou obtidas pelo método matemático. A escolha entre um método ou outro pode ser feita levando-se em conta dois fatores: se existe diferença significativa entre as medidas diretas e as obtidas pelo método matemático ou mesmo qual dos procedimentos é mais restritivo em termos de simulações.

O método de decomposição utilizado nesse item tem como principal finalidade analisar os componentes que explicam a variabilidade dos indicadores de pobreza. Os dois principais componentes responsáveis pela alteração dos indicadores que mensuram o nível de pobreza são a variação de renda e a variação da desigualdade (RAVALLION, 2004)⁵¹.

A literatura tem proposto como mecanismo para avaliar as mudanças nas medidas de pobreza devido a esses componentes, o uso de algum tipo de decomposição. Ravallion e Datt (1991) e Kraay (2004) fazem uso desse método de decomposição partindo da equação (3.31) e fazendo a diferenciação em relação ao tempo⁵²:

$$\frac{dP_t}{dt} \cdot \frac{1}{P_t} = \int_0^{H_t} \frac{df(y_t(p))}{dy_t(p)} \cdot \frac{y_t(p)}{P_t} \cdot \frac{dy_t(p)}{dt} \cdot \frac{1}{y_t(p)} dp \quad (3.59)$$

A equação (3.59) pode ser reescrita como:

$$\frac{dP_t}{dt} \cdot \frac{1}{P_t} = \int_0^{H_t} \eta_t(p) \cdot g_t(p) \cdot dp \quad (3.60)$$

em que:

$$\eta_t(p) = \frac{df(y_t(p))}{dy_t(p)} \cdot \frac{y_t(p)}{P_t}$$

$$g_t(p) = \frac{dy_t(p)}{dt} \cdot \frac{1}{y_t(p)}$$

As equações (3.59 e 3.60) mostram que as mudanças proporcionais na medida de pobreza consistem do produto entre esses dois termos entre todos os percentis (KRAAY, 2004, p.6). O termo $\eta_t(p)$ representa a elasticidade da medida de pobreza com relação à renda do percentil p e reflete o efeito sobre a medida de

⁵¹ Em geral e de maneira agregada, os métodos de decomposição das medidas de pobreza fazem uso de componentes de crescimento e de distribuição da renda, mas isso não implica que sejam os únicos itens suficientes para explicar a variabilidade desses indicadores. De acordo com o nível de desagregação utilizado, pode-se utilizar um recorte com outros fatores contributivos (espaciais, demográficos) ou fazer uso das propriedades das medidas de pobreza (por exemplo: a aditividade das medidas FGT).

⁵² A diferenciação é feita usando a regra de Leibniz $\left(\frac{d}{dt} \int_A f(x,t) dx = \int_A \frac{\partial}{\partial t} f(x,t) dx \right)$ e deve-se observar que o termo envolvendo a derivada do limite superior é zero, pois a medida de pobreza é zero quando avaliada na linha de pobreza (KRAAY, 2004, p.5).

pobreza decorrente de pequenas variações na renda do percentil p da distribuição de renda.

Por outro lado, o termo $g_i(p)$ representa a taxa de crescimento da renda de cada percentil p . Ravallion e Chen (2003) denominam a expressão matemática definida por $g_i(p)$ como sendo a Curva de Incidência de Crescimento. Manso, Barreto e Tebaldi (2006) estabelecem que a diferença entre essa curva e a renda média é a chamada Curva de Incidência de Crescimento Relativo.

A Curva de Incidência de Crescimento Relativo descreve como o crescimento percentual da renda pessoal em relação à renda média se distribui entre os diversos percentis de renda da população e uma tendência decrescente desta curva significa que os indivíduos situados nos percentis mais baixos de renda se apropriam mais que proporcionalmente da renda gerada em relação àqueles que estão nos percentis mais elevados. Nesse contexto, pode-se dizer que o processo de crescimento econômico está sendo acompanhado de redistribuição de renda.

Em termos empíricos, uma curva de Incidência-Crescimento Relativo tende a ter uma tendência mais decrescente quando o componente da distribuição tem relativamente mais importância como fonte de crescimento vis-à-vis o componente de crescimento de renda. Em períodos de certa estabilidade dos indicadores de concentração de renda ou na mudança na proporção de renda que cada classe social captura na renda total gerada, tal curva tende a apresentar pequena oscilação.

De maneira a separar os efeitos do crescimento da renda média e da desigualdade na variação das medidas de pobreza, deve-se reescrever a equação (3.60):

$$\frac{dP_t}{dt} \cdot \frac{1}{P_t} = \left(\frac{d\mu_t}{dt} \cdot \frac{1}{\mu_t} \right) \cdot \int_0^{H_t} \eta_t(p) dp + \int_0^{H_t} \eta_t \cdot \left(g_i(p) - \left(\frac{d\mu_t}{dt} \cdot \frac{1}{\mu_t} \right) \right) dp \quad (3.61)$$

em que:

$$\frac{d\mu_t}{dt} \cdot \frac{1}{\mu_t} = \text{é o crescimento da renda média;}$$

$\int_0^{H_t} \eta_t(p) dp =$ é a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da

renda média; e

$g_t(p) - \left(\frac{d\mu_t}{dt} \cdot \frac{1}{\mu_t} \right) =$ é o padrão de crescimento das rendas relativas.

O primeiro termo do lado direito da equação (3.61) é formado pelo produto entre o crescimento da renda média e a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média. A equação (3.61) também identifica três potenciais fontes de alteração da medida de pobreza: o crescimento na renda média, a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento da renda média e a modificação da renda relativa. As duas primeiras fontes estão reunidas no primeiro termo do lado direito da equação (3.61), enquanto a terceira fonte está no segundo termo do lado direito desta expressão.

Empiricamente, para fazer uso dessa decomposição deve-se recorrer à utilização de componentes discretos das variações da medida de pobreza, ou seja, de alguma maneira há que se proceder à discretização da equação (3.61). Em termos discretos, considerando os dois períodos t e $t+n$, as variações nas medidas de pobreza podem ser decompostas como (RAVALLION; DATT, 1991):

$$P_{t+n} - P_t = G(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (3.62)$$

componente	componente	resíduo
de crescimento	de redistribuição	

Em cada componente do lado direito da equação (3.62), os dois primeiros argumentos no parêntese se referem aos períodos inicial e final da decomposição, enquanto o último argumento (r) torna explícita a data de referência que será utilizada para a decomposição nas medidas de pobreza.

Em relação aos termos contidos na equação (3.62), o primeiro termo do lado direito é o componente do crescimento (G). O componente de crescimento das mudanças no indicador de pobreza é definido como o responsável pela mudança no indicador de pobreza devido às variações na renda média enquanto a Curva de Lorenz permanece constante ao nível de referência L_r e surge através da diferença entre uma medida de pobreza inicial e um índice de pobreza calculado

sobre o conjunto hipotético de rendas que utiliza a renda média do segundo período e a Curva de Lorenz do primeiro:

$$G(t, t+n; r) = P(\mu_{t+n} / z, L_r) - P(\mu_t / z, L_r) \quad (3.63)$$

O segundo termo do lado direito da equação (3.62) é o componente da distribuição ou redistribuição (D). O componente da redistribuição das mudanças no indicador de pobreza é definido como o responsável pela mudança no indicador de pobreza devido às variações na Curva de Lorenz enquanto a renda média permanece constante ao nível de referência μ_r e encontra-se representado pela diferença entre uma medida de pobreza inicial e um índice baseado no conjunto de rendas obtido com a renda média do primeiro período e a curva de Lorenz do segundo⁵³:

$$D(t, t+n; r) = P(\mu_r / z, L_{t+n}) - P(\mu_r / z, L_t) \quad (3.64)$$

Na equação (3.62), $R(z, t+n; t)$ é o componente residual. O componente residual não tem uma interpretação por si só e para o caso em que $r = t$ pode ser definido como:

$$R(t, t+n; t) = G(t, t+n; t+n) - G(t, t+n; t) \quad (3.65)$$

$$R(t, t+n; t) = D(t, t+n; t+n) - D(t, t+n; t) \quad (3.66)$$

O componente residual pode ser interpretado como a diferença entre o componente de crescimento (redistribuição) avaliado ao nível final e inicial respectivamente de uma Curva de Lorenz (renda média). No caso da renda média ou da Curva de Lorenz permanecer inalterada durante o período da decomposição, então o resíduo é nulo.

Ravallion e Datt (1991) estabelecem que o termo residual existe sempre que a medida de pobreza não é aditivamente separável entre a renda média e a Curva de Lorenz e que não se pode atribuir nem ao componente de crescimento e nem ao componente de distribuição o valor do termo residual porque ele pode aparecer devido à instabilidade de um ou de outro componente. Manso, Barreto e Tebaldi (2006) justificam a presença do termo residual devido ao fato de a

⁵³ Estes dois componentes são os equivalentes discretos dos componentes da equação (3.59).

equação (3.62) ser uma aproximação discreta de uma decomposição infinitesimal descrita pela equação (3.61).

Ravallion e Datt (1991) apontam uma propriedade do componente residual: $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$. Esse resultado mostra que é possível anular o componente residual tomando o efeito médio dos componentes obtido usando o período inicial e final dos anos de referência. Outra característica a ressaltar na equação (3.62) é que o componente de distribuição deve ser associado à fonte de crescimento em rendas relativas, enquanto o componente de crescimento é o produto entre o crescimento em rendas médias e a sensibilidade da medida de pobreza em relação a esse mesmo crescimento⁵⁴.

Para determinar a importância relativa de cada fonte sobre as variações nas medidas de pobreza deve-se realizar uma simulação. O ponto de partida para determinar a decomposição descrita pela equação (3.62) é estabelecer duas medidas de pobreza em dois períodos do tempo. Estabelecidas tais medidas, parte-se para a simulação que consiste em obter medidas de pobreza com os parâmetros da Curva de Lorenz de um período e a média de outro ou vice-versa.

Uma questão fundamental associada a essa simulação e discutida no item anterior diz respeito às parametrizações da Curva de Lorenz utilizadas na decomposição. Datt (1998) faz uso das parametrizações Quadrática Geral (GQ) e Beta (B) enquanto Ravallion e Datt (1991) fazem uso das parametrizações Quadrática Geral (GQ ou Elíptica) e de Kakwani. Por uma questão de continuidade do item anterior, esse estudo fará uso da parametrização Quadrática Geral para estabelecer a decomposição das componentes da variação dos indicadores das medidas de pobreza.

3.4 A distribuição de renda do estrato mais rico e o crescimento econômico

⁵⁴ Manso, Barreto e Tebaldi (2006) estabelecem que para obter a sensibilidade da medida de pobreza em relação a este crescimento, deve-se dividir o primeiro termo da equação (3.62) pela variação da renda.

Embora haja uma substancial literatura analisando o problema da desigualdade no Brasil, poucos trabalhos têm sido feitos na busca do padrão de distribuição pessoal da renda. Esse padrão de distribuição da renda é definido por uma função de densidade de probabilidade. A busca desse padrão pode fornecer informações no que diz respeito à sensibilidade e à aderência dos indicadores tradicionais de desigualdade, ao grau de assimetria da distribuição e ao comportamento dos indicadores de desigualdade durante ciclos econômicos.

A literatura sobre distribuição pessoal da renda ressalta que certas medidas tradicionais de desigualdade podem ser mais sensíveis a rendas mais baixas ou elevadas e muitas vezes dependem do formato da função de densidade de probabilidade da distribuição. Dagum (1980) estabelece que a escolha de um padrão matemático particular para descrever a distribuição pessoal da renda está associada a uma série de propriedades que tal modelo deve possuir e apresenta uma lista de onze propriedades para servir como auxílio na seleção de tais padrões, sendo as mais relevantes: os fundamentos teóricos associados ao modelo, a capacidade de ajustamento de todos os estratos de renda, a interpretação econômica dos parâmetros gerados e o princípio da parcimônia.

Um dos investigadores pioneiros na abordagem da distribuição pessoal da renda foi o economista italiano Vilfredo Pareto (PARETO, 1897). Em 1897, analisando a distribuição pessoal da renda para diferentes países em períodos distintos e construindo séries de distribuição de frequência, tal autor sugeriu que a distribuição da renda de uma população seguia uma lei de potência simples, segundo a qual o número de pessoas associadas a cada nível de renda decresce à medida que esta aumenta. Essa lei de potência é caracterizada por um índice conhecido como índice de Pareto que é tão menor quanto menos distribuída for a renda entre a população e vice-versa e pode ser descrita pela seguinte função:

$$N(x) = A(x - a)^{-\alpha} \quad (3.67)$$

em que $N(x)$ é o número de pessoas com rendimento maior ou igual a x (renda pessoal), ou de maneira equivalente, uma função acumulada de probabilidade⁵⁵. Na equação (3.67), A e α são parâmetros positivos da distribuição, e a representa a menor renda. As curvas que representam esse tipo de distribuição têm forma semelhante a hipérboles e o traçado da curva gerada pela equação acima é chamada de curva de Pareto.

O valor do parâmetro α pode ser considerado como uma medida da desigualdade de distribuição pessoal da renda. O índice de Pareto associado a esse tipo de distribuição agrega uma série de informações (LANGE, 1967: p.151-169), tais como: se o índice α de Pareto tem um valor pequeno, isso significa que a renda pessoal é mal distribuída; quanto maior é o valor do parâmetro α , tanto mais côncava é a hipérbole e tanto maior a diferença entre as rendas dos vários grupos da população.

Uma justificativa para esse comportamento, segundo Pareto (1897), está relacionada à realimentação positiva, isto é, pessoas com rendimento pessoal maior conseguem em suas aplicações financeiras maiores taxas de retorno, conseguindo dessa forma um rendimento ainda maior. Mandelbrot (1963) estabelece que a função de densidade de probabilidade associada a essa distribuição é da forma:

$$P(x) = \frac{C_1 P(x_m)}{C_1 + (|x - x_m|)^{1+\alpha}} \quad (3.68)$$

em que x_m é o valor de x para a probabilidade máxima e C_1 é uma constante. Esse tipo de distribuição foi observado em vários sistemas complexos (SCHROEDER, 1991; BAK, 1997; TSALLIS, 1999). Para tal distribuição, quando o valor de x é grande em relação a x_m , a função de densidade de probabilidade $p(x)$ para a renda pessoal x pode ser aproximada por:

$$p(x) = Ax^{-(1+\alpha)} \quad (3.69)$$

⁵⁵ A função de distribuição ou função acumulada de probabilidade representa a probabilidade de encontrar uma pessoa com renda maior ou igual a x , a saber: $P(X \geq x) = \int_x^\infty p(t)dt$.

em que A é uma constante de normalização. Este comportamento de lei de potência é chamado “lei de Pareto” e o expoente α é chamado de índice de Pareto. Mandelbrot (1982) afirma que esta distribuição é um exemplo clássico de distribuição fractal⁵⁶.

Pareto (1897) era partidário de que o padrão de distribuição pessoal da renda fosse universal e, segundo a análise que desenvolveu, deveria seguir uma lei de potência⁵⁷. No entanto, a teoria de Pareto mostrou-se aderente apenas para o estrato da população considerado de alta renda e o ajustamento da curva da equação (3.69) é representativo apenas para os dados das séries de distribuição de rendas maiores, e esse tipo de amostra apresenta uma invariância de escala do sistema.

Esse consenso obtido para um alto nível de renda não se observa nos estratos baixo-médio da distribuição pessoal da renda⁵⁸. Souma (2000) e Souma e Fugiwara (2002) utilizaram algumas técnicas de física da matéria condensada, analisando a evolução da distribuição de renda ao longo do tempo no Japão e, a partir daí, na mesma linha de Pareto, estabeleceram uma fórmula empírica de suposta validade geral que teria o poder de descrever a distribuição pessoal da renda em qualquer sociedade, em qualquer ponto da história⁵⁹.

O que os estudos feitos para diversos países mostraram é que não existe um padrão de distribuição da renda pessoal que seja universal. A distribuição de Pareto ou lei de potência (*power law*) é o padrão para altos níveis de renda (CLEMENTI; GALLEGATI, 2004; MONTRÖLL; SHLESINGER, 1983; SOUMA, 2000; SOUMA; FUGIWARA, 2002).

⁵⁶ A palavra fractal descreve certas estruturas geométricas que em geral têm dimensões que não são números inteiros.

⁵⁷ Pareto acreditava que tinha encontrado no campo da distribuição uma lei similar à lei da gravitação, com o índice de Pareto correspondendo a grosso modo, à constante gravitacional (BRONFENBRENNER, 1971).

⁵⁸ Geralmente modelos que trabalham com a estratificação da renda consideram que um nível alto de renda corresponde a mais ou menos 1% da amostra e todo o resto é o que chamam de baixo-médio nível de renda (ou seja, o 99% restante). No entanto, essa estratificação depende da amostra e pode ser diferente.

⁵⁹ O padrão de distribuição pessoal da renda proposto por Souma (2000) é uma distribuição do tipo Pareto-Lognormal e ajusta todos os estratos que compõem a amostra.

Dois tipos de distribuições têm sido apresentadas como as que melhor se ajustam aos níveis baixo-médio de distribuição pessoal da renda⁶⁰. Montrol e Shlesinger (1983) e Souma (2000) estabeleceram que o melhor formato para esse estrato baixo-médio da renda é a distribuição lognormal. Gibrat (1931), um economista francês, complementando o trabalho de Pareto (1897), sugeriu que esse estrato da amostra teria uma renda que segue uma curva de distribuição do tipo lognormal. A função de densidade de probabilidade nesse caso é dada por:

$$p(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma^2} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\log x - \mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (3.70)$$

em que $0 < x < \infty$, μ é o valor médio e σ^2 é a variância. O índice de Gibrat na distribuição lognormal é definido como:

$$\beta = \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2}} \quad (3.71)$$

Uma maior variância significa uma distribuição pessoal da renda mais uniforme. Em contrapartida, um índice de Gibrat pequeno corresponde a uma distribuição pessoal da renda mais desigual. Desta forma, uma medida da desigualdade da distribuição pessoal da renda é obtida a partir dos parâmetros de dispersão da distribuição.

Por outro lado, Yakovenko e Drăgulescu (2001) e Nirei e Souma (2004), apontam que o padrão para o estrato baixo-médio da renda é a distribuição exponencial. Reed e Jorgensen (2004) ainda sugerem que a lei de potência ou distribuição de Pareto poderia ser adequada para ajustar apenas o estrato de renda mais baixo. Dessa estratificação da renda, surgem três tipos de modelo que ajustam todo o padrão de distribuição pessoal da renda: Pareto-lognormal, Pareto-exponencial e Duplo-Pareto-lognormal. O modelo Pareto-lognormal para a distribuição pessoal da renda foi redescoberto na década de 80 (BADGER, 1980; MONTROLL; SHLESINGER, 1983). A literatura mais recente sobre

⁶⁰ Resende (2007), considerando valores em janeiro de 2006, estabelece que no Brasil uma possível classificação para os diversos estratos seria: alta classe média (acima de R\$2788,00), média classe média (R\$1394,00 a R\$2788,00), baixa classe média (R\$588,00 a R\$1394,00), massa trabalhadora (R\$279,00 a R\$558,00) e miseráveis (abaixo de R\$279,00). Nessa classificação, o nível baixo-médio de renda incluiria todas as classes abaixo do valor de R\$2788,00.

distribuição pessoal da renda tem utilizado distribuições do tipo *q-exponencial* (BORGES, 2004).

Em síntese, pode haver um padrão de distribuição associado a um estrato de renda e outro padrão associado a outro estrato de renda, cada um sendo descrito por um mecanismo gerador diferente. No entanto, o único consenso é sobre o padrão que descreve a distribuição pessoal da renda para os mais ricos e tal padrão é uma lei de potência ou lei de escala ou distribuição de Pareto. Se as leis de potências com certa regularidade descrevem o estrato de mais alta renda em todo o mundo, algumas questões podem ser formuladas: que tipo de modelo gera uma lei de potência e como essa lei de potência é capaz de explicar a manutenção do estrato mais rico de renda.

Uma das propriedades que emergem do estudo da dinâmica de sistemas ditos complexos (cujas partes interagem de forma não-linear) é a presença de leis de escala ou leis de potência. As leis de potência são associadas à emergência de certas características macroscópicas como a invariância de escala dentro de algum intervalo e a independência dos graus de liberdade dos elementos microscópicos. Tais características são insensíveis aos detalhes da estrutura microscópica.

As leis de potência emergem numa variedade de processos dinâmicos e são observadas mesmo em condições altamente não-estacionárias. A idéia de que processos dinâmicos multiplicativos tendem a gerar leis de potência é antiga e um modelo dessa categoria traz importantes informações para associar o crescimento econômico e o estrato mais alto de renda.

Malcai, Biham e Solomon (1999) e Biham et al. (2001) estabeleceram um modelo que relaciona a flutuação da renda média e o expoente que caracteriza o estrato de renda mais rico em uma distribuição (1% mais rico). O ponto de partida do modelo é definir um processo genérico estocástico dinâmico com muitos graus de liberdade por meio da evolução temporal em tempo discreto de N variáveis dinâmicas $w_i(t)$, $i=1,\dots,N$ (LEVY; SOLOMON, 1996; SOLOMON; LEVY, 1996). Em cada momento do tempo t , um inteiro i é

escolhido aleatoriamente dentro do intervalo $1 \leq i \leq N$, que representa os índices da variável dinâmica w_i que será atualizada a cada momento do tempo t .

Um fator multiplicativo aleatório $\lambda(t)$ é escolhido dentro de uma classe dada de distribuições $\Pi(\lambda)$, que são independentes de i e t e satisfazem $\int_{\lambda} \Pi(\lambda) d\lambda = 1$. Tal fator, por exemplo, poderia ser uma distribuição uniforme no intervalo $\lambda_{\min} \leq \lambda \leq \lambda_{\max}$, em que λ_{\min} e λ_{\max} são limites pré-definidos. O sistema então é atualizado seguindo uma equação de evolução estocástica no tempo:

$$w_i(t+1) = \lambda(t)w_i(t) \quad (3.72)$$

$$w_j(t+1) = w_j, \quad j = 1, \dots, N, \quad j \neq i \quad (3.73)$$

Esse é um mecanismo de atualização assíncrono. O valor médio dos componentes do sistema no tempo t é definido como:

$$\bar{w}(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i(t) \quad (3.74)$$

O termo do lado direito da equação (3.73) descreve o efeito da autocatálise ao nível individual⁶¹. Em adição à regra de atualização da equação (3.73), o valor da variável atualizada $w_i(t+1)$ é especificado de maneira a ser maior ou igual a um limite mínimo proporcional ao valor médio instantâneo dos w_i de acordo com:

$$w_i(t+1) \geq c\bar{w}(t) \quad (3.75)$$

em que $0 \leq c < 1$ é um fator constante. Esta restrição é imposta imediatamente após as equações (3.72 e 3.73) pela condição:

$$w_i(t+1) \rightarrow \max\{w_i(t+1), c\bar{w}(t)\} \quad (3.76)$$

em que $\bar{w}(t)$ é avaliado antes de a aplicação da equação (3.72) ser usada. Essa restrição descreve o efeito da autocatálise a nível da comunidade.

A partir dessas definições iniciais, o modelo para justificar a emergência de uma lei de potência é caracterizado por um número fixo (conservado) de

⁶¹ A autocatálise é um termo oriundo da química e está associada ao papel de um catalisador. O catalisador é uma substância que aumenta a velocidade de uma reação, permanecendo inalterado qualitativa e quantitativamente no final da reação. No contexto dos modelos que envolvem renda, o conceito de autocatálise é empregado numa versão “débil” no sentido de aumentar a magnitude da renda.

variáveis dinâmicas N , enquanto a soma de seus valores não é conservada. A conservação de um número de variáveis dinâmicas, reforçada através da restrição de um limite mínimo para os w_i 's, é essencial, visto que de outra maneira o sistema se reduziria ao longo do tempo. A não-conservação da soma dos valores das variáveis dinâmicas é importante também porque permite efetuar a atualização multiplicativa de uma variável individual em um ponto do tempo t sem nenhuma interação binária explícita. Em outras palavras, um ganho em w_i não implica uma perda correspondente imediata dos outros w_i 's.

Malcai, Biham e Solomon (1999) estabeleceram que a interação entre as variáveis dinâmicas está implícita somente pela condição descrita através da equação (3.76), em que um valor mínimo é imposto. A regra de atualização dinâmica contida nas equações (3.72 e 3.73) pode ser descrita por uma equação geral de distribuição de probabilidade $p(w)$ da forma:

$$p(w, t+1) - p(w, t) = \frac{1}{N} \left[\int_{\lambda} \Pi(\lambda) p(w/\lambda, t) d\lambda - p(w, t) \right] \quad (3.77)$$

em que o fator $1/N$ leva em conta o fato de que somente um dos w_i 's é atualizado em cada momento do tempo. Essa equação geral aplica-se à maior parte da distribuição dos w_i 's mas não nas proximidades do limite mínimo descrito pela equação (3.76), não sendo isto levado em conta pela equação (3.77) que pode tornar-se dominante.

Visando a remoção de partes não-estacionárias da distribuição dos w_j 's é conveniente utilizar as variáveis normalizadas de acordo com:

$$w_j(t) \rightarrow w_j(t) / \bar{w}(t), \quad j = 1, \dots, N \quad (3.78)$$

Como resultado dessa normalização, o novo valor médio $\bar{w}(t)$ é normalizado para:

$$\bar{w}(t) = \int_c^N w p(w, t) dw = 1 \quad (3.79)$$

enquanto $\sum_i w_i(t) = N \bar{w} = N$. Realizando essa normalização, a cada passo da interação removem-se a parte não-estacionária da distribuição e estatisticamente

as quantidades equivalentes no total do fator multiplicativo. É conveniente representar a evolução dinâmica das variáveis descritas pela equação (3.77) na escala logarítmica:

$$W_i = \ln w_i \quad (3.80)$$

As equações (3.72 e 3.73) definem um passeio aleatório com passos aleatórios de tamanho $\ln \lambda$:

$$W_i(t+1) = W_i(t) + \ln \lambda \quad (3.81)$$

A distribuição da probabilidade correspondente a essa nova normalização ($P(W)$) torna-se:

$$P(W) = e^W p(e^W) \quad (3.82)$$

Em termos de P e W , a equação geral (3.77) torna-se:

$$P(W, t+1) - P(W, t) = \frac{1}{N} \left[\int_{\lambda} \Pi(\lambda) P(W - \ln \lambda, t) d\lambda - P(W, t) \right] \quad (3.83)$$

A solução assintótica estacionária encontrada da equação geral (3.83) é (LEVY; SOLOMON, 1996):

$$P(W) \sim e^{-\alpha W} \quad (3.84)$$

Em termos das variáveis iniciais originais w_i e levando em conta a equação (3.82), recai-se numa distribuição de lei de potência:

$$p(w) = K w^{-1-\alpha} \quad (3.85)$$

O valor do expoente α é determinado pela condição de normalização da equação (3.79) dividida pela condição de normalização da probabilidade

$\int_c^N p(w, t) dw = 1$ (com o objetivo de eliminar o fator constante K):

$$N = \frac{\alpha - 1}{\alpha} \left[\frac{\left(\frac{c}{N}\right)^\alpha - 1}{\left(\frac{c}{N}\right)^\alpha - \left(\frac{c}{N}\right)} \right] \quad (3.86)$$

O expoente α é dado implicitamente como função de c e de N pela equação (3.86). Podem-se identificar dois regimes associados ao intervalo $0 \leq c < 1$ em que a equação (3.86) pode ser simplificada e α obtido

explicitamente. Para um dado valor de N e valores de c no intervalo $1/\ln N \ll c < 1$, obtêm-se $\alpha > 1$, assim como $(c/N)^\alpha \ll c/N \ll 1$.

Conseqüentemente, nesse intervalo, pode-se negligenciar o termo $(c/N)^\alpha$ na equação (3.86) para obter uma boa aproximação (MALCAI; BIHAM; SOLOMON, 1999):

$$N = \frac{\alpha - 1}{\alpha} \left[\frac{-1}{-\left(\frac{c}{N}\right)} \right] \quad (3.87)$$

Manipulando essa boa aproximação, obtém-se, explicitamente uma solução independente de N :

$$\alpha \cong \frac{1}{1 - c} \quad (3.88)^{62}$$

A equação (3.88) tem duas características a ser observadas: (a) não depende da distribuição de $\Pi(\lambda)$; (b) mostra que é bastante realístico encontrar empiricamente valores de $\alpha \geq 1$. Para valores finitos de N e valor de c menor do que $1/\ln N$, a aproximação da equação (3.88) não se mantém, e valores de $\alpha < 1$ tornam-se possíveis. No entanto, para qualquer valor finito de N , outra aproximação se mantém na faixa de $c \ll 1/N < 1$. Considerando esse intervalo, tendo-se $(c/N) \ll (c/N)^\alpha \ll 1$ e, podem-se negligenciar $(c/N)^\alpha$ no numerador da equação (3.86) e c/N no denominador para obter:

$$N = \frac{\alpha - 1}{\alpha} \left[\frac{-1}{\left(\frac{c}{N}\right)^\alpha} \right] \quad (3.89)$$

Tomando o logaritmo em ambos os lados da equação (3.89) e negligenciando os termos de ordem um:

$$\alpha \cong \frac{\ln N}{\ln(N/c)} \quad (3.90)$$

⁶² Essa relação é exata no limite termodinâmico $N = \infty$.

Como c aparece na equação (3.90) para determinar α através do logaritmo, tem-se uma relação entre as características microscópicas do sistema contidas na informação do limite mínimo c e na determinação de α que configura o comportamento macroscópico do sistema por meio de uma lei de potência. Esse tipo de modelo associa aspectos microscópicos e macroscópicos na mesma equação.

Simulações numéricas de processos estocásticos multiplicativos descritos pelas equações (3.72, 3.73 e 3.76) confirmam a validade da equação (3.85) para uma ampla faixa de valores mínimos de c e ressaltam que o expoente α é amplamente independente do formato da distribuição de probabilidade do fator $\Pi(\lambda)$. (MALCAI; BIHAM; SOLOMON, 1999; BIHAM. et al., 2001).

A dinâmica do sistema como um todo (descrito pelas equações 3.72 e 3.73) envolve um passeio aleatório generalizado com passos distribuídos de acordo com a lei de potência contida na equação (3.85). No entanto, a flutuação estocástica da renda média $\bar{w}(t)$ depois de τ passos ao longo do tempo é descrita por (BIHAM et al., 2001):

$$r(\tau) = \frac{\bar{w}(t + \tau) - \bar{w}(t)}{\bar{w}(t)} \quad (3.91)$$

Malcai, Biham e Solomon (1999) mostram que a renda média $\bar{w}(t)$ exibe uma flutuação intermitente seguindo uma distribuição truncada estável de Lévy ($L_\alpha(r)$) com o mesmo índice que caracteriza a lei de potência⁶³. Matematicamente, a distribuição de Lévy $L_\alpha(r)$ é o limite quando $n \rightarrow \infty$ da distribuição da soma de n variáveis estocásticas independentes tomadas de uma distribuição de lei de potência da forma $p(r) \sim r^{-1-\alpha}$, quando $0 < \alpha \leq 2$ (que claramente exibem uma variância infinita)⁶⁴.

⁶³ As distribuições estáveis de Lévy foram desenvolvidas por Paul Lévy e compõem uma família de distribuição de probabilidade caracterizadas por quatro parâmetros: $\alpha \in (0, 2]$ expoente (real), $\beta \in [-1, 1]$ assimetria (real), $c \in [0, \infty)$ escala (real) e $\mu \in (-\infty, \infty)$ locação (real). O conceito de distribuição de Levy pode ser visto em Tsallis (2000), enquanto uma introdução inicial a distribuições estáveis pode ser encontrada em Mantegna e Stanley (2000, p. 23).

⁶⁴ Em aplicações práticas, a cauda da distribuição é truncada devido a um limite superior na lei de potência que gera esta distribuição, e isso remove o problema da variância infinita.

Não existe uma forma geral (ou fechada) para caracterizar as distribuições estáveis de Lévy, mas duas propriedades de escala podem ser usadas para estabelecer a relação mencionada. A primeira propriedade mostra a dependência da altura do pico central da distribuição em relação a τ passos ao longo do tempo:

$$L_\alpha(r=0) \sim \tau^{-1/\alpha} \quad (3.92)$$

Então, se a distribuição da renda média $P(r)$ é uma distribuição (truncada) de Lévy, o valor de α pode ser obtido do coeficiente do gráfico de $P(r=0)$ versus τ numa escala *log-log*. A segunda propriedade está relacionada ao decaimento da cauda da distribuição seguir uma lei de potência:

$$L_\alpha(r) \sim r^{-1-\alpha} \quad (3.93)$$

Isso implica que se uma distribuição $P(r)$ é uma distribuição (truncada) de Lévy, o valor de α pode ser obtido do coeficiente da cauda de $P(r)$ versus r numa escala *log-log*. Obviamente, a distribuição de Lévy deve satisfazer as relações de escala do pico central e da cauda, com o mesmo expoente α . Malcai, Biham e Solomon (1999) mostram que a relação entre a distribuição dos componentes do sistema e a flutuação temporal dos seus valores médios pode ser relevante para uma variedade de sistemas empíricos e o fato de ambos serem caracterizados pelo mesmo expoente pode ser um caminho explorado para intervenções que visem a melhorar o processo da distribuição de renda.

4. PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

Nesse capítulo são apresentados os procedimentos que foram utilizados no presente estudo. De início, serão expostos os conceitos básicos sobre amostragem e planos amostrais complexos. Posteriormente, serão expostos os métodos para estimativa de intervalos de confiança para os indicadores. Na terceira parte, será apresentada uma breve revisão do principal método utilizado para incorporar a estrutura do plano amostral. No quarto item, é apresentado o procedimento utilizado para a estimação de Leis de Potência. Por fim, encerra-se esse item com a definição das variáveis utilizadas no estudo e uma descrição detalhada da fonte de dados utilizada.

4.1 Conceitos básicos sobre amostragem e planos amostrais complexos

Com a necessidade de obter informações sobre a população e tendo o pressuposto do alto custo para pesquisar todo o contingente de pessoas mesmo a população sendo finita, surgiu a necessidade da amostragem. A idéia básica é extrair uma fração da população (amostra) que seja representativa e permita fazer afirmações ou inferências. Para que tais considerações tenham validade, deve-se garantir que a amostra tenha sido selecionada de maneira aleatória e probabilística.

Para que uma amostra seja probabilística, é necessário que ela seja oriunda de uma população finita, ou seja, $U = \{1, \dots, N\}$. A partir de uma população finita, seleciona-se uma amostra $s = \{i_1, \dots, i_N\}$, e, a essa amostra, é

podem ser representadas, respectivamente por (SÄRNDAL; SWENSSON; WRETMAN, 1992)⁶⁵:

$$\pi_i = P(i \in s) = \sum_{i \in s} p(s) \quad \text{e} \quad \pi_{ij} = P(i \in s, j \in s) = \sum_{i, j \in s} p(s) \quad (4.1)$$

Para a obtenção das amostras, podem ser utilizados diferentes planos amostrais. O mais simplificado é a amostragem aleatória simples (AAS), e uma propriedade deste tipo de desenho amostral é que todos os seus elementos devem possuir a mesma probabilidade de ser selecionados. Este desenho amostral pode ser implementado de duas maneiras: (a) com reposição (AASC) e (b) sem reposição dos elementos (AAS). No caso da amostra aleatória simples (AAS), a estratégia consiste em enumerar N elementos da população e em seguida extrair dela uma amostra de n elementos distintos.

No caso da amostra aleatória simples com reposição (AASC), cada seleção é independente das anteriores e os elementos da população têm uma probabilidade de ser selecionados igual a $1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n$, podendo ser incluídos mais de uma vez na amostra⁶⁶. O número de amostras possíveis pode ser calculado como N^n . Erroneamente alguns estudos produzem análises e modelagem estatística provenientes de planos amostrais complexos, considerando que os dados tenham sido extraídos a partir de um plano amostral do tipo AASC.

Para evitar esse tipo de procedimento, é importante conhecer um pouco dos termos e conceitos utilizados em amostragem. A população alvo (ou de interesse) é aquela para a qual se deseja obter as informações, enquanto a população de pesquisa (ou referência) é aquela que de fato é contemplada. As unidades de amostragem são aquelas selecionadas para a amostra. Os planos amostrais podem ter vários estágios de seleção, como por exemplo, o plano

⁶⁵ Para todo $i \neq j \in U$, com $\pi_{ii} = \pi_i \forall i \in U$, assume-se a hipótese de que $\pi_i > 0$ e $\pi_{ij} > 0 \forall i, j \in U$. Pessoa e Nascimento Silva (1998) estabeleceram que essa não é uma hipótese crucial, pois há planos amostrais que não a satisfazem e para os quais estão disponíveis aproximações e estimadores satisfatórios das variâncias dos estimadores de totais e médias. Para os planos amostrais auto-ponderados, $\pi_i = \pi, \forall i \in U$.

⁶⁶ Essa probabilidade de seleção para uma AASC é também conhecida como fração amostral.

amostral em três estágios em que se selecionam unidades primárias (UPAs), unidades secundárias (USAs) e terciárias (UTAs) de amostragem. Um conceito relevante também em planos amostrais complexos é o de fração amostral ou probabilidade de seleção (π). O inverso da fração amostral é o fator de expansão ou peso amostral (w).

As variáveis de pesquisa na população são aquelas para as quais se deseja estimar os parâmetros de interesse e as variáveis auxiliares são aquelas que contêm informações necessárias à definição do desenho amostral e também à sua posterior estimação⁶⁷.

Na estimação da variância de estimadores, em algumas situações, deve-se aplicar uma correção para populações finitas (CPF). Para uma amostra aleatória de tamanho n de uma população infinita, por exemplo, a variância de y_i (σ^2) é dada por σ^2/n (COCHRAN, 1977). No entanto, quando se considera uma população finita, deve-se multiplicar esta fórmula pelo fator CPF $(N-n)/N$. Para os casos em que a razão n/N é pequena, o fator fica próximo de um, e assim o tamanho finito da população não gera grandes efeitos na variância do estimador da média. Na prática, o CPF pode ser ignorado sempre que a fração amostral não ultrapassar 5%, podendo até chegar a 10% para alguns fins específicos.

Outro conceito importante utilizado em amostragem é o conceito de modelo de superpopulação⁶⁸. De acordo com essa abordagem, assume-se que os valores (y_1, \dots, y_N) da variável de interesse na população finita sejam realizações da variável aleatória (Y_1, \dots, Y_N) , supostamente independentes e identicamente distribuídas (IID), com distribuição $f(y, \theta)$, em que $\theta \in \Theta$, Θ sendo o espaço paramétrico. A adoção desse modelo é de grande importância em inferência analítica e tem como objetivo explicar a relação entre variáveis não apenas de população finita sob análise, mas também para outras populações que poderiam ter sido geradas pelo modelo de superpopulação adotado (PESSOA;

⁶⁷ Uma revisão mais profunda sobre a utilização de variáveis auxiliares pode ser vista em Nascimento Silva (1996).

⁶⁸ O modelo de superpopulação combina características da modelagem clássica (é parametrizada) e da amostragem probabilística (considera a estrutura do plano amostral) e nessa perspectiva pode ser considerado um modelo intermediário que combina características dessas duas abordagens.

NASCIMENTO SILVA, 1998). Vieira (2001) estabelece que estudos que envolvem inferência analítica têm como principal alvo a estimação de parâmetros de modelos de superpopulação, no lugar dos parâmetros de população finita.

Os planos amostrais podem ser classificados de duas maneiras (PESSOA; NASCIMENTO SILVA, 1998): (a) informativos, quando dependem das variáveis auxiliares e de pesquisa na população, sendo denotado por $p[s/(y_1, x_1), \dots, (y_N, x_N)]$ e (b) não-informativos, quando podem depender apenas das variáveis auxiliares, isto é, $p[s/x_1, \dots, x_N]$. Os planos não-informativos podem ainda ser divididos de duas maneiras: (a) eles podem ser ignoráveis quando são AASC, já que nestes casos o modelo utilizado para a amostra pode ser o mesmo adotado para a população e (b) não-ignoráveis (como os oriundos de desenhos amostrais considerados complexos, ou seja, envolvendo estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção, como a PNAD)⁶⁹. Nos planos amostrais não-informativos e não-ignoráveis, pode haver uma grande diferença entre os modelos para a população e para a amostra, e, conseqüentemente, a não consideração do plano amostral pode ter como resultado a obtenção de estimativas viciadas (PFEFFERMANN, 1993).

Todas as ferramentas utilizadas nesse estudo devem levar em conta procedimentos de inferência, ou seja, os diversos aspectos da amostra domiciliar que será utilizada: a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)⁷⁰. A PNAD é uma pesquisa cujo plano amostral incorpora alguns níveis de complexidade e que a diferenciam de uma amostra aleatória simples com reposição (AASC), tais como: estratificação (a população é inicialmente dividida em subgrupos e uma subamostra é selecionada a partir de cada estrato da população), conglomeração (em um ou mais níveis de seleção) e probabilidades desiguais de seleção.

A PNAD é uma pesquisa anual com desenho de amostragem complexa e isso implica que tais características amostrais devem ser consideradas para a obtenção de estatísticas não-viciadas de qualquer parâmetro não-pontual

⁶⁹ Esta classificação em alguns casos pode depender do alvo da inferência e uma descrição mais profunda pode ser vista em Pfeffermann (1993).

⁷⁰ No item 4.5.2, as características amostrais da PNAD são apresentadas em detalhes.

(SKINNER; HOLT; SMITH, 1989). A maior parte dos estudos que faz uso dos dados da PNAD não leva em consideração o delineamento da amostra e são utilizadas técnicas de modelagem estatística clássica que não consideram a complexidade da amostra e/ou a estrutura populacional que gera a pesquisa, realizando simplesmente estimativas de ponto e não considerando que a mesma seja uma pesquisa por amostragem (NEDER, 2006). Ao calcular as estimativas de interesse, assumem que os dados são provenientes de uma amostra aleatória simples (AAS)⁷¹, em que as observações são independentes e identicamente distribuídas (IID), com probabilidades iguais de seleção ou utilizam os dados como se fossem informações coletadas a partir de um censo (LEITE; SILVA, 2002).

Lee, Forthofer e Lorimor (1986, p.72) estabelecem que muitos pesquisadores freqüentemente não consideram relevantes os efeitos da complexidade dos planos amostrais adotados em seus procedimentos analíticos. No caso dos microdados da PNAD, por exemplo, é muito comum que os pesquisadores ignorem esse tipo de informação e tratem seus resultados como se fossem provenientes de uma população, sem qualquer cuidado com a inferência estatística (NASCIMENTO SILVA; PESSOA; LILA, 2002).

Os dados da PNAD são usados para análises descritivas que envolvam o cálculo, comparação e interpretação de estimativas para totais, médias, taxas, proporções e razões populacionais. Nesse contexto, basta considerar nos cálculos os pesos das unidades amostrais que são fornecidos no arquivo de microdados e as estimativas obtidas para os parâmetros populacionais são não-viciadas (estas estimativas são não-enviesadas e consistentes). A estimação pontual de estatísticas descritivas (tais como: médias, coeficientes de correlação e de regressão) a partir de dados amostrais complexos não apresenta grandes dificuldades na medida em que se utilizam de forma adequada os pesos na expansão da amostra (VIEIRA, 2001).

⁷¹ A modelagem dos pacotes estatísticos geralmente se baseia em hipóteses válidas somente quando os dados são obtidos através de uma amostra aleatória simples com reposição (AASC).

No entanto, se o objetivo for a estimação de medidas de dispersão (tais como variância, desvio-padrão), concentração (índices de Gini e similares), função de distribuição empírica e quantis associados (quartis, decis, percentis, etc.), há que se considerar diversos aspectos adicionais além dos pesos das unidades amostrais e tais características estão associadas ao planejamento da amostra que foi usada para a obtenção dos dados da PNAD.

Mesmo o cálculo de medidas descritivas pode requerer que seja feita uma estimação de medidas de precisão dessa estimativa (tais como o desvio-padrão e o coeficiente de variação) e também nesse contexto há que se estimar a variância para estabelecer análises qualificadas da significância dessas estimativas e da diferença entre elas. Nascimento Silva, Pessoa e Lila (2002) estabelecem que as estimativas pontuais de medidas descritivas da população são influenciadas pelos pesos distintos das observações, enquanto as estimativas de variância e de desvio-padrão (medidas de precisão dos estimadores) e as estimativas de parâmetros para ajustes de alguns tipos de modelos são influenciadas conjuntamente pela estratificação, conglomeração e pesos⁷².

Para o ajuste de modelos, o plano amostral deve ser considerado parte integral da estrutura do modelo, devendo ser representado, modelado e considerado na estimação. É importante também considerar as características do plano amostral nas análises, principalmente quando se deseja acompanhar a evolução dos indicadores ao longo do tempo ou realizar comparações entre localidades (macrorregiões, área urbana ou rural ou unidades da federação). Vieira (2001) estabelece que ao ignorar o plano amostral pode-se estar gerando estimativas viciadas tanto para parâmetros quanto para as variâncias dos estimadores pontuais dos parâmetros, comprometendo a qualidade da inferência estatística.

Isto pode ser considerado um grande problema, porque a estrutura das amostras dos levantamentos sociais é invariavelmente complexa, com grandes diferenças entre subpopulações que podem estar alocadas, por exemplo, de forma

⁷² Leite e Silva (2002) estabelecem que as estimativas pontuais dos parâmetros são influenciadas pela ocorrência de pesos amostrais distintos, enquanto as estimativas de variância (precisão) dos estimadores dos parâmetros do modelo são influenciadas, também, pelos efeitos de estratificação e conglomeração.

geográfica (VIEIRA, 2001). O autor também ressalta outros fatores que levam os analistas a ignorar o plano amostral complexo: a não participação do processo de definição do desenho amostral e da obtenção dos dados primários; a falta de publicação de forma mais detalhada e didática das informações referentes à estrutura da amostra pelos responsáveis da pesquisa; e a ausência nas bases de dados disponíveis de variáveis que permitam identificar os conglomerados ou estratos aos quais pertence cada uma das observações⁷³.

Deve-se levar em conta que os erros de amostragem em uma amostra complexa como é o caso da PNAD são muito mais elevados do que os mesmos erros de amostragem para uma amostra aleatória simples (AAS) com o mesmo tamanho da amostra. A variância dos estimadores amplifica-se em relação à mesma variância de uma AAS na medida do chamado fator do desenho da amostra que irá depender das características descritas anteriormente para a PNAD. Zheng (2002) estabelece que a negligência do desenho amostral tende a levar à subestimativa da variância de medidas de desigualdade como a Curva de Lorenz. Os pacotes estatísticos, em geral, têm incorporado rotinas adequadas que permitem reproduzir as complexidades do plano amostral.

O estudo analítico (formulação de modelos) em uma pesquisa amostral é fundamentado na inferência associada à estimação pontual dos parâmetros de interesse, à precisão das estimativas pontuais e à construção de intervalos de confiança para as estimativas pontuais. O cálculo da variância das estimativas desempenha papel essencial na realização da inferência analítica, permitindo a avaliação da precisão das estimativas, bem como a construção de intervalos de confiança e a formulação de testes de hipóteses sobre os parâmetros do modelo (LEITE; SILVA, 2002).

Existem alguns métodos para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral. Kish (1965) desenvolveu um método para comparar ganhos ou perda de precisão sob diferentes planos amostrais no estágio de planejamento da pesquisa. Esta medida é conhecida como Efeito do Plano Amostral (EPA ou

⁷³ Skinner, Holt e Smith (1989, p.4) apresentam uma visão mais detalhada da necessidade de incorporação de variáveis adicionais para completo uso do plano amostral. A partir de 2001, os microdados da PNAD passaram a incorporar esse tipo de informação.

DEFF – *Design Effect*). Os valores do EPA mostram a importância de considerar o verdadeiro plano amostral ao estimar as variâncias associadas às estimativas dos parâmetros. A expressão do EPA é dada por:

$$EPA_{Kish}(\hat{\beta}) = \frac{V_{verd}(\hat{\beta})}{V_{AAS}(\hat{\beta})} \quad (4.2)$$

em que $V_{verd}(\hat{\beta})$ é a variância estimada incorporando o plano amostral efetivamente utilizado e $V_{AAS}(\hat{\beta})$ é a variância estimada supondo o plano amostral igual a uma amostra aleatória simples (AAS).

O EPA de Kish equivale à razão entre a variância de um estimador verdadeiro (isto é, considerando o plano amostral complexo) e a variância do estimador induzida pelo plano de amostragem aleatória simples. No entanto, o objetivo principal desta medida é a comparação entre planos amostrais no planejamento de pesquisas (PESSOA; NASCIMENTO SILVA, 1998).

Valores elevados do EPA destacam a importância da consideração do verdadeiro plano amostral efetivamente utilizado ao estimar as variâncias associadas às estimativas dos parâmetros porque as estimativas das variâncias baseadas em hipóteses de AAS subestimam os resultados corretos de acordo com: a) $EPA < 1$: variância sob AAS superestimada; b) $EPA = 1$: não há diferença entre as estimativas de variância; e c) $EPA > 1$: variância sob AAS subestimada.

Porém, os valores de EPA de Kish calculados têm pouca utilidade para fins analíticos porque este procedimento se dá no estágio de planejamento da pesquisa. Skinner, Holt e Smith (1989) desenvolveram outra medida, contornando as dificuldades do EPA de Kish, intitulada EPA ampliado (*Meff - Misspecification effect*). Essa medida é capaz de mensurar os efeitos de especificação incorreta tanto do plano amostral quanto do modelo ajustado e é definida por:

$$EPA\left(\hat{\beta}; \nu_0\right) = \frac{V_{VERD}(\hat{\beta})}{E_{VERD}(\nu_0)} \quad (4.3)$$

sendo

$v_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$: um estimador usual (consistente) da variância do estimador calculado sob a hipótese de observações independentes e identicamente distribuídas (IID);

$V_{VERD}(\hat{\beta})$: é a variância do estimador sobre o plano amostral complexo;

$E_{VERD}(v_0)$: é a esperança do estimador usual sob o plano amostral complexo.

A partir dos valores encontrados do EPA ampliado, podem-se tirar as seguintes conclusões: a) EPA < 1: variância sob AAS⁷⁴ superestimada; b) EPA = 1: não há diferença entre as estimativas de variância; e c) EPA > 1: variância sob AAS subestimada. Quanto maior o valor do EPA ampliado, menor será a probabilidade real de cobertura do intervalo de confiança para o parâmetro de interesse, caso o intervalo seja calculado sem considerar o plano amostral da pesquisa. Faz-se necessária, então, a incorporação do plano amostral na inferência analítica quando os dados são provenientes de uma amostra probabilística.

Em linhas gerais, o mais importante para a utilização das informações do desenho de amostragem para realizar inferências é conhecer em qual estrato e em qual unidade primária amostral (PSU) está situado o domicílio da amostra. Com esse conhecimento e de posse dos registros unitários (microdados) das PNADs bem como dos programas estatísticos convenientes, é possível não somente estimar índices, mas também obter a dimensão dos erros de amostragem para cada estimativa (NEDDER; SILVA, 2004).

As metodologias adequadas para a análise de dados amostrais complexos podem ser agrupadas em duas categorias (VIEIRA, 2001): a abordagem agregada que se baseia na incorporação de pesos e efeitos do plano amostral no ajuste de modelos estatísticos usuais⁷⁵ e a abordagem desagregada na qual a lógica de modelagem é modificada, incorporando os efeitos devido à amostragem

⁷⁴ AAS é a abreviação de amostragem aleatória simples.

⁷⁵ Tais como tabelas de contigência e regressão.

complexa⁷⁶. Os índices de pobreza e concentração serão estimados através de procedimentos de inferência que levem em conta estimativas de ponto como também estimativas de intervalos de confiança, ou seja, todas as estimativas serão feitas incorporando o desenho amostral no cálculo das estimativas dos parâmetros e respectivas variâncias. Além disso, esse estudo fará uso da abordagem agregada para modelagem de amostras complexas.

4.2 Métodos de estimativa de intervalos de confiança para os indicadores

A base de dados utilizada nesse estudo tem caráter de amostragem (proveniente de amostras domiciliares e sujeita a erros probabilísticos), e isso implica que devem ser adotados procedimentos especiais para que sejam feitas estimativas de ponto e intervalos de confiança, respeitando a estrutura do plano amostral. O ponto de partida para a construção de intervalos de confiança é determinar como será feita a estimação das variâncias dos estimadores. Tais estimativas são funções não-lineares das observações e muitas vezes dependem do ordenamento dos dados. Essa escolha é relevante para toda inferência feita a partir do modelo e também para avaliar a precisão das estimativas. Dados oriundos de um plano amostral complexo como a PNAD fazem uso de duas metodologias para a estimação da variância:

- (a) Linearização – em que o estimador não-linear é aproximado por um linear, com o propósito de estimar a variância. Como exemplo desse método têm-se: a Linearização de Taylor (MLT) e a Linearização de Rao (MLR);
- (b) Replicação – em que diversas estimativas do parâmetro populacional em estudo são calculadas a partir de diferentes partes da amostra original e depois reunidas para obter a estimativa de variância desejada. Como exemplo desse método, têm-se: a replicação de Jackknife (MRJ) e a replicação por Bootstrap (MRB).

⁷⁶ Essa incorporação pode ser feita na abordagem desagregada através do uso de modelos lineares hierárquicos ou multinível (VIEIRA, 2001). Uma exposição mais detalhada da abordagem desagregada pode ser vista em Skinner, Holt e Smith (1989, cap. 10-13).

Lee, Forthofer e Lorinor (1986) e Rust (1985) ressaltam que diversos estudos mostraram que não há grandes diferenças ao estimar a variância pelo Método de Linearização de Taylor (MLT) e o método de replicação de Jackknife (MRJ), quando se trabalha com amostras com grande número de unidades primárias de amostragem (UPAs). Vieira (2001) compara o desvio-padrão estimado por MLT e MRJ e aponta que não se verifica diferença entre os resultados obtidos entre as duas abordagens, confirmando o que já havia sido observado.

Nesse estudo foram empregados dois métodos para estimação das variâncias dos estimadores e posterior construção dos intervalos de confiança: o método de Linearização de Taylor (MLT) e o método de Replicação por Bootstrapping (MRB). O método de Linearização de Taylor (MLT) tem como princípio a aproximação de estimadores não-lineares de interesse por estimadores lineares para calcular a variância desta aproximação do estimador e usar como aproximação para a variância do estimador não-linear. Nesse procedimento, é necessário também calcular a soma dos quadrados dos desvios em relação a um valor médio por estrato e nesse sentido também é relevante o conceito de graus de liberdade. Esse procedimento possibilita que a variância destas aproximações lineares possa ser estimada através de métodos padrões disponíveis (RUST, 1985).

Neder (2006) utiliza o método de Linearização de Taylor (MLT) para a obtenção das variâncias e erros padrões dos estimadores de diferenças, sendo este método adotado para as taxas de desocupação, taxas de analfabetismo, número médio de anos de estudo, rendimento médio do trabalho principal e rendimento familiar *per capita*.

O método de replicação conhecido como Bootstrap (MRB) foi desenvolvido por Efron (1979), considerando dados IID. Este método se enquadra no tipo de metodologias não-paramétricas e em algumas situações tem um campo de aplicação maior do que outros métodos de replicação⁷⁷. Neder

⁷⁷ O método de replicação Jackknife (MRJ), por exemplo, não apresenta resultados satisfatórios para estimativas corretas da variância de medianas estimadas e nesse contexto deve-se recorrer ao MRB (EFRON, 1979).

(2006) classifica o método Bootstrapping como uma técnica não-paramétrica para estimativa de indicadores com expressões matemáticas complexas como no caso dos índices de Gini e Theil.

A idéia básica associada ao MRB é que para algumas situações pode ser melhor fazer conclusões sobre as características da população apenas a partir da amostra, no lugar de assumir hipóteses sobre a população. Este método envolve reamostrar (replicação de inúmeras amostras selecionadas com reposição da amostra original e com o mesmo tamanho n) os dados com reposição em número suficiente de vezes, com o objetivo de gerar uma estimativa empírica da distribuição amostral da estatística (MOONEY; DUNVAL, 1993). O procedimento consiste em uma amostragem repetida com reposição feita a partir da própria amostra em questão, obtendo-se a partir daí estimativas do erro padrão do estimador. Tal procedimento pode ser observado na Figura 6.

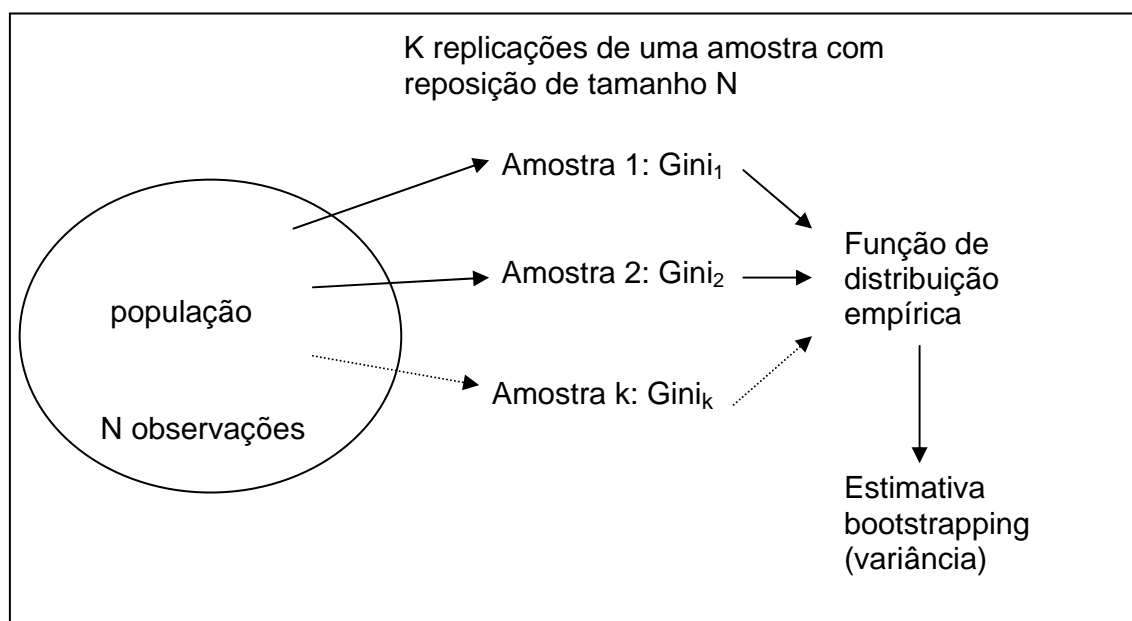


Figura 6 – Síntese do método de Replicação por Bootstrapping (MRB).

Fonte: Neder (2006)

Efron e Tibshirani (1987) estabelecem que o método de replicação por Bootstrapping (MRB) é um procedimento que utiliza computação intensiva no lugar de análises teóricas. Neder (2006) ressalta que o uso do método de

replicação por Bootstrapping (MRB) é bastante intensivo em cálculo e demanda diversas horas para a computação das estimativas em cada ano da série estudada.

O *Bootstrap* trata a amostra como se fosse uma população e aplica um procedimento no estilo da amostragem Monte Carlo, para gerar uma estimativa empírica da distribuição amostral da estatística de interesse. Quando aplicada em sua forma original, a amostragem de Monte Carlo produz uma estimativa da distribuição amostral selecionando um grande número de amostras aleatórias de uma população, calculando o valor da estatística para cada uma das amostras. A frequência relativa dos valores de $\hat{\theta}$ é uma estimativa da distribuição amostral para esta estatística (MOONEY; DUNVAL, 1993).

Na prática seleciona-se, aleatoriamente e com reposição, um grande número de replicações (reamostras) de tamanho n , ou seja, com o mesmo tamanho da amostra original. Sendo assim, em uma única reamostra pode haver a seleção de um mesmo elemento mais de uma vez e alguns elementos podem não ser selecionados. Cada reamostra será diferente da amostra original. Os $\hat{\theta}_b^*$, que são os estimadores do parâmetro θ , são calculados a partir de cada uma das reamostras selecionadas, sendo diferentes entre si e diferentes de $\hat{\theta}$ (estimado através da amostra original). A distribuição de frequências relativa dos $\hat{\theta}_b^*$ calculados é uma estimativa da distribuição amostral de $\hat{\theta}$ (MOONEY; DUNVAL, 1993).

O método de Replicação por Bootstrapping (MRB), quando aplicado no contexto de uma amostra complexa como a PNAD, procura imitar para a construção dos replicantes (amostras selecionadas com reposição da amostra original) o mesmo método de seleção adotado para a seleção da amostra (NEDER; SILVA, 2004)⁷⁸. Assim, da própria amostra original da PNAD são selecionadas as UPAs com reposição e probabilidade proporcional ao tamanho. Para as UPAs de regiões metropolitanas e municípios auto-representativos,

⁷⁸ No Brasil não existe nenhum trabalho que apresente evidências que tenham conseguido imitar exatamente o plano amostral da PNAD na realização do Bootstrapping, e isso ainda é objeto de pesquisas.

utiliza-se a probabilidade de seleção do município como variável *psuwt*, e para os municípios não auto-representativos, a probabilidade de seleção do setor censitário, estando ambas as variáveis disponíveis nos arquivos de microdados das PNADs (NEDER; SILVA, 2004).

Neder e Silva (2004) e Neder (2006) utilizam o método de Replicação por Bootstrapping (MRB), realizando para cada estimativa, respectivamente, 100 e 200 replicações, fazendo o cálculo do desvio-padrão dos indicadores a partir da distribuição do índice nas replicações. Neder (2006) apresenta um exemplo desse procedimento para a amostra de pessoas da PNAD de 2004 com 399 mil pessoas. Tal autor seleciona a partir dessa amostra, 200 amostras com reposição com o mesmo tamanho e para cada uma dessas replicações obtém uma estimativa, construindo dessa forma uma função de distribuição de probabilidade empírica do estimador.

Nesse estudo, o método de Replicação por Bootstrapping (MRB) será utilizado no contexto da estimativa das diferenças do índice de Gini. O procedimento de construir o intervalo de confiança da estimativa é baseado na hipótese de normalidade da distribuição amostral (MOONEY; DUVAL, 1993). Em todas as outras estimativas, será utilizado o método de Linearização de Taylor (MLT) para obtenção das variâncias.

O que justifica a utilização de um procedimento em detrimento do outro? A princípio, questões subjetivas como facilidade, comparabilidade e alguns poucos estudos que sinalizam que com amostras com grande número de observações os resultados obtidos são bastante similares nas estimativas, independentemente do método utilizado para a estimação das variâncias. Em geral, os pesquisadores, ao eleger um determinado pacote estatístico, utilizam o seu procedimento padrão para cálculo de variância ou tentam fazer uso de procedimentos que estejam mais consolidados e prontos.

Um problema oriundo do uso de dados que possuam uma estrutura amostral complexa e que deve ser elucidado antes da estimação da variância está

relacionado à existência de estratos com unidade primária única (*single PSU*)⁷⁹. A existência dessa característica no conjunto de dados utilizado impossibilita que qualquer procedimento para estimativa da variância seja implementado e por isso há que se efetuar algum tipo de eliminação (ou agregação) para sanar tal problema. Nesse estudo optou-se pela agregação das observações de estratos com unidades primárias únicas em estrato na mesma unidade da federação com maior número de observações⁸⁰.

4.3 Método de estimação de parâmetros incorporando o plano amostral

A estimação dos parâmetros do modelo de regressão linear múltipla é geralmente feita através do Método de Máxima Verossimilhança (MMV)⁸¹ quando se ignoram o desenho amostral e os pesos⁸². Os estimadores de Máxima Verossimilhança assumem que as observações sejam realizações de vetores aleatórios IID. Aceitar esta hipótese ao trabalhar com dados amostrais complexos, principalmente para o cálculo dos erros-padrões das estimativas dos parâmetros e em testes de hipóteses, é uma prática bastante imprópria⁸³.

No entanto, o ajuste de modelos paramétricos, considerando a estrutura do plano amostral (estratificação, conglomeração, etc.) e os pesos no processo de inferência com dados de amostras complexas, deve ser feito utilizando o método

⁷⁹ No item 4.5.2 são feitas considerações adicionais sobre esse problema na apresentação das características do plano amostral complexo da PNAD.

⁸⁰ Esse procedimento foi implementado no Stata, usando o do-file IDONEPSU com uma adaptação, levando em conta as características da PNAD. Há outros procedimentos possíveis tais como: a agregação a outro estrato mais próximo com unidade primária única ou a criação de um estrato na unidade da federação para agregar todos os estratos com unidade primária única.

⁸¹ Os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e MV são equivalentes sob a hipótese de normalidade (KMENTA, 1994).

⁸² Uma abordagem mais detalhada do método de Máxima Verossimilhança (MMV) para estimação de modelos paramétricos regulares pode ser vista em Garthwaite, Jolliffe e Jones (1995).

⁸³ A hipótese de que as observações são IID não pode ser aceita devido à complexidade introduzida pela probabilidade desigual de seleção, conglomeração, estratificação e outros procedimentos de seleção e ajustes controlados (LEE; FORTHOFER; LORIMOR, 1986). Com a estratificação, a probabilidade de seleção das observações frequentemente não é a mesma para todas as observações, violando assim a hipótese de observações IID. Essa mesma hipótese é também violada quando há conglomeração das observações, uma vez que isso implica a dependência de algumas observações.

de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV)⁸⁴. A utilização desse modelo para amostras complexas teve origem no trabalho de Binder (1983).

O método de Máxima Verossimilhança (MMV) começa com a suposição de que a variável aleatória Y (com valores em R^n) possui a densidade $f(\underline{y}; \underline{\beta})$ que, além do argumento $y \in R^n$, depende de um parâmetro $\underline{\beta}$ pertencente a um conjunto de parâmetros Θ (MYNBAEV; LEMOS, 2004). Resumidamente compreendido da seguinte forma: seja i o índice que descreve um elemento de uma população, tal que i contenha (resuma) as informações referentes ao estrato, à unidade primária de amostragem (UPA) e ao elemento em uma dada unidade primária. Suponha que se observe o conjunto de variáveis aleatórias (Y_i, \underline{X}_i) (Y_i, \underline{X}_i) provenientes da população U , em que Y_i é a variável resposta e \underline{x}_i é um vetor de características (variáveis explicativas) associadas a cada i , tal que $i \in U$.

Adicionalmente, seja $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iR})'$ o vetor $R \times 1$ das variáveis de pesquisa observadas para a unidade elementar i , gerado por um vetor aleatório Y_i , para $i \in U$, em que $U = \{1, \dots, N\}$ é o conjunto de rótulos das unidades elementares da população de interesse. Assume-se também que Y_1, \dots, Y_N sejam independentes e identicamente distribuídos (IID), com função de densidade de probabilidade $f(\underline{y}; \underline{\beta})$ em que $\underline{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$ é um vetor $K \times 1$ de parâmetros desconhecidos de interesse. A função de verossimilhança e o logaritmo da função de verossimilhança populacional são descritos por:

$$L(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i) = \prod_{i \in U} f(y_i, \underline{\beta}) \quad (4.4)$$

$$l(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i) = \sum_{i \in U} \log[f(y_i, \underline{\beta})] \quad (4.5)$$

sendo $l(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i)$ o logaritmo da função de verossimilhança associado ao modelo, em que $\underline{\beta}$ é o vetor de parâmetros com dimensão $p \times 1$, \underline{x}_i um vetor de dimensão $1 \times p$, definido para todo $i \in U$.

⁸⁴ É possível calcular estimativas pontuais via Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) OU MPV e chegar aos mesmos resultados. A equivalência entre as duas metodologias se dá apenas se os pesos de amostragem forem usados em MQP, em que tais pesos não são naturais. A estimação de variâncias não tem equivalência.

Matematicamente é mais simples maximizar o logaritmo natural da função de verossimilhança. Então, para uma população finita, os parâmetros $\underline{\beta}$ são determinados através da solução de um sistema de equações definidas por:

$$G(\underline{\beta}) = \sum_{i \in U} u_i(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i) \quad (4.6)$$

em que $u_i = \frac{\partial l(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i)}{\partial \underline{\beta}}$ é o vetor $p \times 1$ dos escores do elemento i , $\forall i \in U$.

O sistema acima é composto por p incógnitas que representam elementos do vetor de parâmetros $\underline{\beta}$. Igualando-se $G(\underline{\beta})$ a zero, a solução do sistema determina as p estimativas que compõem o vetor do estimador $\hat{\underline{\beta}}$, denominado estimador de máxima verossimilhança para $\underline{\beta}$, quando y_i é conhecido $\forall i \in U$.

Numa pesquisa amostral não são coletadas informações sobre toda a população. Os elementos de uma amostra pertencem a um conjunto s selecionado da população U . Por isso, é preciso considerar os pesos amostrais (w_i) na estimação dos parâmetros do modelo. O método de MPV, proposto por Binder (1983), pode ser obtido fazendo uma adaptação no método de MV. Quando $i \in s$,

$G(\underline{\beta}) = \sum_{i \in U} u_i(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i)$ pode ser estimado empregando-se um estimador linear

ponderado da forma $\hat{G}(\underline{\beta}) = \sum_{i \in s} w_i u_i(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i)$, em que w_i são os pesos previamente

definidos. O estimador de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV) de $\hat{\underline{\beta}}$ é a solução do sistema de equação, cujas equações são dadas por:

$$\hat{G}(\underline{\beta}) = \sum_{i \in s} w_i u_i(\underline{\beta}; y_i, \underline{x}_i) = 0 \quad (4.7)$$

A partir da equação (4.7), é possível estabelecer a variância assintótica de $\hat{\underline{\beta}}$, utilizando a matriz de primeira ordem da expansão da série de Taylor para o estimador de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV). Assim, o estimador da variância assintótica é dado por:

$$\hat{V}(\hat{\underline{\beta}}) = \left[\frac{\partial \hat{G}(\underline{\beta})}{\partial \underline{\beta}} \Big|_{\underline{\beta}=\hat{\underline{\beta}}} \right]^{-1} \hat{V} \left[\sum_{i \in s} w_i u_i(\hat{\underline{\beta}}; y_i; \underline{x}_i) \right] \left[\frac{\partial \hat{G}(\underline{\beta})}{\partial \underline{\beta}} \Big|_{\underline{\beta}=\hat{\underline{\beta}}} \right]^{-1} \quad (4.8)$$

em que $\hat{V} \left[\sum_{i \in s} w_i u_i(\hat{\underline{\beta}}; y_i; \underline{x}_i) \right]$ é um estimador consistente para a variância do estimador do total populacional dos escores.

Binder (1983) mostra que a distribuição assintótica de $\hat{\underline{\beta}}$ é normal multivariada, fornecendo uma base para inferência sobre $\underline{\beta}$ sob amostras grandes, tal que $\hat{V}(\hat{\underline{\beta}})^{-1/2}(\hat{\underline{\beta}} - \underline{\beta}) \sim NM(0;1)$.

De acordo com Pessoa e Nascimento Silva (1998), os pesos w_i devem ser tais que satisfaçam algumas condições, a saber: os estimadores devem ser assintoticamente normais; não-viciados; e com estimadores de variância consistentes. Estas condições são satisfeitas quando a probabilidade de inclusão na amostra da i -ésima unidade da população, $i=1,2,\dots,N$ seja maior do que zero ($\pi_i > 0$) e, simultaneamente, a probabilidade de inclusão conjunta da i -ésima e j -ésima unidades da população, $i \neq j$, seja, também, maior do que zero ($\pi_{ij} > 0$).

Cabe ressaltar que os estimadores de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV) não são únicos pois existem diversas maneiras de definir os pesos w_i . Entretanto, utiliza-se, usualmente, o estimador de Horwitz-Thompson para totais, cujos pesos são dados pelo inverso da probabilidade de inclusão da observação i , como pode ser observado abaixo:

$$w_i = \frac{1}{\pi_i}, \forall i \in s \quad (4.9)$$

Substituindo a equação (4.7) na equação (4.8), obtém-se o estimador da variância do estimador de Máxima Pseudo-Verossimilhança $\hat{\underline{\beta}}_{\pi}$ de $\underline{\beta}$:

$$\hat{V}(\hat{\underline{\beta}}_{\pi}) = \left[\frac{\partial \hat{G}(\underline{\beta})}{\partial \underline{\beta}} \Big|_{\underline{\beta}=\hat{\underline{\beta}}_{\pi}} \right]^{-1} \hat{V} \left[\sum_{i \in s} \pi_i^{-1} u_i(\hat{\underline{\beta}}_{\pi}; y_i; \underline{x}_i) \right] \left[\frac{\partial \hat{G}(\underline{\beta})}{\partial \underline{\beta}} \Big|_{\underline{\beta}=\hat{\underline{\beta}}_{\pi}} \right]^{-1} \quad (4.10)$$

onde:

$$\hat{V} \left[\sum_{i \in S} \pi_i^{-1} u_i(\hat{\beta}_\pi; y_i; x_i) \right] = \sum_{i \in S} \sum_{j \in S} \frac{\pi_{ij} - \pi_i \pi_j}{\pi_i \pi_j} \left[u_i(\hat{\beta}_\pi) \right] \left[u_j(\hat{\beta}_\pi) \right]$$

$$\frac{\partial \hat{G}(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\beta = \hat{\beta}_\pi} = \sum_{i \in S} \pi_i^{-1} \frac{\partial u_i(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\beta = \hat{\beta}_\pi}$$

sendo π_i e π_j a probabilidade de inclusão das unidades i e j , respectivamente, e π_{ij} a probabilidade de inclusão simultânea das unidades i e j .

Sob probabilidades iguais de seleção, os pesos π_i^{-1} serão constantes e o estimador pontual $\hat{\beta}_\pi$ será idêntico ao estimador de Máxima Verossimilhança ordinário em uma amostra de observações IID com distribuição $f(y; \beta)$. Mas o mesmo não é verdade quando se trata de variância do estimador (PESSOA; NASCIMENTO SILVA; DUARTE, 1997).

4.4 Estimando Leis de Potência

No item 3.4 foi apresentado um modelo mostrando que a distribuição de renda do estrato mais rico segue um tipo de distribuição conhecida como lei de potência ou lei de escala ou distribuição de Pareto. Posteriormente, no item 4.3, mostrou-se de maneira resumida que amostras complexas exigem uma classe específica de estimadores, ou seja, de Máxima Pseudo-Verossimilhança.

Estabelecidas essas duas premissas, podem-se apresentar os procedimentos que têm sido utilizados na literatura para estimar a lei de potência descrita pela equação (3.67). Um modo alternativo de reescrever a função de distribuição ou função acumulada de probabilidade descrita pela equação (3.67) é:

$$P(X \geq x) = k(x)x^{-\alpha} \tag{4.11}$$

em que $\alpha > 0$ para $x \geq 0$ e zero para qualquer outro valor. Frequentemente, assume-se que $k(x)$ seja uma constante, restringindo a análise a funções de densidade com caudas descritas pela seguinte equação:

$$P(X \geq x) = Ax^{-\alpha} \tag{4.12}$$

definida no domínio de $x \geq A^{\frac{1}{\alpha}}$ e em que $A > 0$ e $\alpha > 0$ são parâmetros a serem estimados que representam respectivamente a escala e o formato da distribuição de Pareto.

A equação (4.12) mostra que na distribuição de Pareto ou Lei de Potência a cauda da distribuição declina assintoticamente de acordo com o expoente α . O primeiro momento da equação (4.12) é definido como:

$$\mu = \left[\frac{\alpha}{\alpha - 1} \right] A^{\frac{1}{\alpha}} \quad (4.13)$$

Por convenção, a função acumulada de probabilidade (CDF)⁸⁵ descrita pela equação (4.12) é definida para valores menores ou iguais à variável aleatória considerada:

$$F(x) = P(X \leq x) = 1 - Ax^{-\alpha} \quad (4.14)$$

A função de densidade de probabilidade (PDF)⁸⁶ $f(x)$ é descrita pela equação (3.69). Para a distribuição de Pareto, usualmente α se situa no intervalo médio entre $1 < \alpha \leq 2$ nos casos em que a variável aleatória X tem variância infinita. Adicionalmente, sendo $\alpha \leq 1$, a variável aleatória X também tem média infinita. Com a finalidade de estabelecer o nível mínimo de renda a partir do qual a distribuição de Pareto não se ajusta bem ao conjunto de dados, recorre-se a uma formulação descrita por dois parâmetros:

$$F(x; \alpha, k) = P(X \leq x) = 1 - \left(\frac{x}{k} \right)^{-\alpha} \quad (4.15)$$

$$f(x; \alpha, k) = \alpha \cdot k^{\alpha} \cdot x^{-\alpha-1} \quad (4.16)$$

Nas equações (4.15 e 4.16) $\alpha > 0$ e $0 < k \leq X$. A partir da restrição de k , pode-se determinar o nível de renda mínimo a partir do qual a distribuição de Pareto não se aplica ao conjunto de observações (*cut-off point*), ou de maneira alternativa, a partir de que valor a lei de potência ajusta bem o conjunto de observações. Clementi e Gallegati (2004) recorrem à estratificação da amostra

⁸⁵ *Cumulative distribution function* (CDF) é a abreviação em inglês de função acumulada de probabilidade.

⁸⁶ *Probability density function* (PDF) é a abreviação em inglês de função densidade de probabilidade.

para estabelecer o *cut-off* point em 1% das rendas de mais alto valor. Cowell, Ferreira e Litchfield (1998) estabelecem valores monetários para ajustar a distribuição de Pareto⁸⁷.

Na teoria de valores extremos (*Extreme Value – EV*), há um tipo de estimador clássico que permite obter os valores dos parâmetros α e k . Esse procedimento muito popular é o estimador de Hill (HILL, 1975) e uma das características para o uso deste estimador é que se deve assumir que as observações são IID. Como a amostra utilizada nesse estudo não é gerada a partir de um vetor aleatório IID, deve-se recorrer a outro procedimento para a estimação dos parâmetros.

Se uma variável aleatória segue uma distribuição de Pareto, então em um gráfico log-log, a função de densidade de probabilidade e a função acumulada de probabilidade são definidas respectivamente como:

$$\ln f(x; \alpha, k) = (-\alpha - 1) \ln x + \alpha \ln K + \ln \alpha \quad (4.17)$$

$$\ln[1 - F(x; \alpha, k)] = -a \ln x + a \ln k \quad (4.18)$$

A partir das equações (4.17 e 4.18), existem muitas alternativas para determinar os parâmetros α e k . Uma primeira alternativa parte da equação (4.17) de densidade de probabilidade e faz uso de um procedimento não-paramétrico (método de Kernel ou funções núcleo) para determinar $f(x)$ a partir dos valores de $\ln x$ e com isso determinar α e k . É possível por meio desse procedimento determinar o erro padrão via *Bootstrap* fazendo uso de todas as informações do desenho amostral. As restrições ao uso desse procedimento estão associadas às taxas de convergência aplicadas em métodos não-paramétricos e à escolha do parâmetro de suavização (*optimal bandwidths*).

Uma segunda alternativa é estimar a equação (4.18) que associa o logaritmo da função acumulada de probabilidade a uma constante e ao logaritmo da renda, utilizando os estimadores de MPV. As restrições ao uso da equação (4.18) estão relacionadas com a presença de heterocedasticidade no erro padrão e ao fato de o parâmetro k não satisfazer as condições de regularidade. O

⁸⁷ Nesse estudo, tais autores trabalham com os limites mensais: acima de US\$1000 (ricos) e acima de US\$5000 (extremamente ricos).

procedimento utilizado nesse estudo foi utilizar as duas alternativas e, de acordo com o ajustamento obtido, eleger uma das estimativas ano a ano para completar a Tabela a ser gerada.

4.5 Fontes de dados e definição das variáveis

4.5.1 Características básicas da PNAD

Para atender os objetivos desse estudo, serão utilizados os microdados (ou registros unitários)⁸⁸ da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). Essa pesquisa é uma coleta oficial de dados, realizada sob a responsabilidade do Departamento de Emprego e Rendimento da Diretoria de Pesquisa da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, que tem como objetivo produzir informações que auxiliem no desenvolvimento socioeconômico do país.

A PNAD é uma pesquisa anual que utiliza amostragem probabilística com o objetivo de investigar diversas características socioeconômicas e demográficas cuja população alvo consiste nos domicílios (e nas pessoas residentes neles) do território brasileiro. Por ter propósitos múltiplos, investiga diversas características socioeconômicas, umas sempre contidas na pesquisa, como as características gerais da população, educação, trabalho, habitação e rendimento e outras com periodicidade variável, como as características de fecundidade, nupcialidade, migração, saúde, nutrição e outros.

A PNAD começou a ser coletada no segundo trimestre de 1967 e até o primeiro trimestre de 1970 os resultados eram apresentados trimestralmente⁸⁹. Desde 1971, a pesquisa tem periodicidade anual, não sendo publicada em anos de

⁸⁸ Microdados consistem no menor nível de desagregação de uma pesquisa e a agregação dessas informações forma a PNAD.

⁸⁹ Em 1967, ano de início das pesquisas domiciliares no Brasil, somente os dados do Estado do Rio de Janeiro eram levantados.

realização dos Censos Demográficos (1970, 1980, 1991, 2000) e com a data de referência geralmente em setembro⁹⁰.

O desenho amostral estabelecido permite a expansão dos resultados para todo o país, assim como suas regiões, estados e áreas metropolitanas. Portanto, não está garantida a representatividade da amostra a níveis geográficos menores (município, distrito e setor), sendo que o estudo da viabilidade de obtenção das estimativas para alguns deles requer o uso de técnicas especiais e informações que não constam dos registros unitários (microdados). As estatísticas da pesquisa básica da PNAD são divulgadas para o Brasil, grandes regiões, unidades da federação e regiões metropolitanas. Estatísticas feitas para desagregações além destas, como municípios e bairros, por exemplo, são comprometidas pela representatividade da amostra para níveis geográficos menores.

A expansão da amostra da PNAD utiliza estimadores de razão cuja variável independente é a projeção da população residente. Esporadicamente, o IBGE disponibiliza novas metodologias de estimativas oficiais da população e quando isso ocorre novas projeções retroativas de expansão da amostra são divulgadas. Anexo aos microdados da PNAD de 2001 e 2003 (a versão do cd-rom que possui as informações da Pesquisa Básica e Suplementar), são divulgados novos pesos de expansão da amostra para os anos de 1999, 2001, 2002 e 2003. Os novos pesos dizem respeito às seguintes variáveis: peso do domicílio (V4611), peso da pessoa (V4729), peso da família (V4732) e projeção da população (V4609). Esses novos pesos substituem os constantes dessas pesquisas, e as notas metodológicas explicam como a substituição deve ser feita⁹¹.

Deve-se ressaltar também que as informações sobre o estrato e a unidade primária (PSU ou UPA) passaram a ser liberadas a partir da divulgação da

⁹⁰ Nos anos de 1974-75, com o levantamento do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), que além dos temas investigados na PNAD também abordou o consumo alimentar e os orçamentos familiares, a PNAD não foi realizada.

⁹¹ NA PNAD de 2004 há os arquivos texto com as informações dos novos pesos (PESODOM2001, PESOPES2001, PESODOM2002, PESOPES2002, PESODOM2003 e PESODOM2003). Há também os algoritmos em SAS que fazem uso das variáveis de identificação do registro e eliminam os pesos e as projeções divulgadas, incluindo os novos valores.

pesquisa completa da PNAD de 2001⁹². Para o período de 1992 a 1999, o IBGE promoveu a recuperação e a organização das informações sobre o estrato (V4617) e a unidade primária (V4618) e em virtude disso é possível também fazer uso de todas as características do desenho amostral da pesquisa. Levando em conta essa restrição das informações completas quanto ao desenho amostral e aos efeitos da inflação no período anterior a 1994, o presente estudo irá utilizar somente as PNADs do período de 1995 a 2005 (Quadro 4), ou seja, as informações utilizadas referem-se a dados individuais das PNADs de 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2001, 2002, 2003, 2004 e 2005, fornecidas pelo IBGE, através de CD-ROM anual⁹³.

PNAD	Semana referência	Número Pessoas	Número domicílios	Salário Mínimo mês referência
1995	24 a 30 Set.	334.263	102.787	R\$100,00
1996	22 a 28 Set.	331.263	105.059	R\$112,00
1997	21 a 27 Set.	346.269	109.541	R\$120,00
1998	20 a 26 Set.	344.975	112.434	R\$130,00
1999	19 a 25 Set.	352.393	115.654	R\$136,00
2001	23 a 29 Set.	378.837	126.858	R\$180,00
2002	22 a 28 Set.	385.431	129.705	R\$200,00
2003	21 a 27 Set.	384.834	133.255	R\$240,00
2004	19 a 25 Set.	399.354	139.157	R\$260,00
2005	18 a 24 Set.	408.148	142.471	R\$300,00

Quadro 4 – Informações básicas da PNAD no período 1995 a 2005.

Fonte: PNAD 1995,1996,1997,1998,1999,2001,2002,2003,2004,2005 – Microdados.

A PNAD investiga diversas características da população, algumas em caráter permanente, outras em suplementos especiais. As pesquisas realizadas na

⁹² Os resultados da PNAD de 2001 foram publicados em duas etapas. Na primeira, foram liberados os dados dos temas permanentes da pesquisa e disponibilizados seus microdados para os usuários interessados em ter acesso a esta parte da pesquisa sem ter que aguardar a publicação dos resultados do tema complementar. Nessa primeira liberação, não constaram as informações referentes ao estrato e à unidade primária (PSU ou UPA). Quando foram publicados os resultados da pesquisa completa, os microdados foram disponibilizados contendo os dados da pesquisa completa, ou seja, com os temas permanentes e suplementares e com as informações referentes ao estrato e psu. A partir desse ano, as informações referentes ao estrato e psu passaram a constar nos CD-ROM dos microdados da pesquisa.

⁹³ O ano de 1994 não foi objeto de estudo, em face da não publicação da PNAD naquele ano, cuja coleta e divulgação não ocorreram por falta de verba no IBGE, órgão responsável por sua elaboração.

década de 80 mantiveram inalteradas as características de levantamento básico, visando gerar uma série histórica. A PNAD é um levantamento anual realizado por meio de uma amostra de domicílios que abrange todo o país, inclusive a partir de 2004, a área rural dos estados da região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima)⁹⁴. A cobertura completa do território nacional foi alcançada a partir da PNAD de 2004, com a inclusão das áreas rurais da região Norte, exceto Tocantins, cuja área já vinha sendo abrangida pela PNAD⁹⁵.

Durante a década de 90, essa abrangência geográfica para a pesquisa foi mantida, ou seja, a PNAD continuou a cobrir todo o país, exceto a área rural das seis unidades da federação mencionadas acima. Deve-se ressaltar que, para manter os dados homogêneos a partir de 1992 para as publicações da PNAD, as estatísticas apresentadas para a região Norte referem-se somente à sua parcela urbana, não agregando as informações da área rural do Estado de Tocantins, única unidade dessa região em que foram levantados também dados dessa parcela rural.

A partir de 1992, para captar determinados grupos de pessoas envolvidas em atividade econômica que, anteriormente, não eram incluídas na população ocupada, o conceito de trabalho tornou-se mais abrangente. O instrumento de coleta das informações da pesquisa foi estruturado de forma que possibilita, através da realocação das parcelas correspondentes à ampliação do conceito de trabalho, gerar resultados comparáveis aos obtidos nos levantamentos das PNADs anteriores a 1992 (FERREIRA, 2003)⁹⁶.

A comparação dos resultados da PNAD a partir de 1992 com os dados das décadas anteriores deve levar em conta que a classificação das áreas urbanas e rurais foi feita de acordo com a legislação vigente por ocasião dos censos demográficos. Dessa forma, manteve-se a delimitação das áreas urbanas e rurais

⁹⁴ Até o ano de 2003, a pesquisa não investigava os moradores da área rural dos seguintes estados da região Norte: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

⁹⁵ Vale destacar que neste estudo as famílias localizadas no Norte rural de 2004 e 2005 foram incluídas em todas as estimativas para tais anos.

⁹⁶ Cabe lembrar que a revisão da PNAD, implantada a partir de 1992, apresenta diferenças importantes em relação às pesquisas anteriores. Principalmente no tema trabalho e rendimento, havendo modificações importantes em conceitos, definições e conteúdo de investigação, o que se reflete nos resultados.

no período intercensitário, mesmo que a legislação a tenha alterado. Para as pesquisas da PNAD de 1981 a 1990, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo Demográfico de 1980; para as pesquisas da PNAD de 1992 a 1999, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo Demográfico de 1991; e para as pesquisas da PNAD de 2001 a 2003, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo Demográfico de 2000. Em virtude disso, as estatísticas por situação urbana e rural não captam integralmente sua evolução, e as diferenças se acentuam à medida que os resultados obtidos se afastam do ano de realização do Censo Demográfico.

As informações da PNAD são de boa qualidade, mas é preciso observar algumas características da natureza desses dados, restrições que precisam ser levadas em consideração na análise dos resultados, conforme salienta Hoffmann (1988a), Ferreira (2003) e Faria (2006). Tais restrições são:

1- A pesquisa não possui informações sobre o consumo das famílias, nem sobre o auto-consumo das famílias que vivem da agricultura. Os dados refletem rendas monetárias e pagamentos em espécie, não considerando a produção para auto-consumo. Esse aspecto leva a subestimar a renda nos estratos mais baixos em dado momento do tempo, e pode implicar uma superestimação do nível de desigualdade dos rendimentos do setor agrícola. Além disso, este fenômeno pode afetar a comparabilidade das medidas ao longo do tempo, pois, à medida que o país se desenvolve economicamente, a tendência é diminuir a importância relativa da produção para auto-consumo. Tais informações podem ser complementadas com os dados da POF;

2 - A subdeclaração dos rendimentos mais elevados, que leva a uma subestimação da renda nacional e do grau de desigualdade da distribuição da renda pessoal. Segundo Quadros e Antunes (2001), é voz corrente entre aqueles envolvidos com os inquéritos domiciliares a percepção de que as pessoas mais bem situadas omitem uma parcela considerável de seus rendimentos familiares, ou seja, é possível admitir que na realidade a concentração da renda é significativamente mais acentuada do que aquela que se constata com base na PNAD (e no Censo Demográfico);

3 - Alguns aspectos ligados à metodologia de coleta de dados por meio de questionários podem contribuir para subestimar a renda total declarada pelos indivíduos entrevistados. Nos anos 80 e início dos anos 90, o país passou por um processo inflacionário elevado, que pode ter afetado a declaração de rendimentos fixos e variáveis. Outro aspecto é a fixação da data de referência da coleta em determinada semana, o que pode fazer com que uma pessoa sem atividade na semana da pesquisa declare ter renda do trabalho igual a zero, mesmo que tenha trabalhado e obtido renda em outros períodos do ano; e

4 - A pesquisa não considera a parcela da população sem moradia fixa (moradores de rua e sem teto).

Apesar das dificuldades e dos cuidados necessários nas interpretações dos resultados, a riqueza de informações e a periodicidade anual fazem da PNAD a melhor fonte de dados para analisar e acompanhar a evolução dos indicadores sociais do Brasil. O desenho da amostra tem sofrido algumas alterações e os pesos utilizados para a expansão da amostra têm sido revisados após cada censo decenal, modificando os previamente disponibilizados. A pesquisa tem um desenho de uma amostra estratificada em múltiplos estágios, permitindo uma amostragem contínua da população civil não institucionalizada residindo no país e por isso devem-se analisar mais profundamente as características do seu plano amostral antes de realizar qualquer procedimento estatístico.

4.5.2 Características do plano amostral complexo da PNAD

Os dados que formam a PNAD são obtidos através de uma pesquisa amostral “complexa” e os domicílios são as unidades elementares de seleção, sendo que, em cada domicílio selecionado, todos os moradores são pesquisados. A PNAD incorpora todos os aspectos que definem um “plano amostral complexo”⁹⁷: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios, com unidades compostas de

⁹⁷ Um plano amostral complexo pode envolver estratificação, conglomeração, subamostragem, probabilidades desiguais de seleção e outras formas de seleção controlada (LEE; FORTHOFFER; LORIMOR, 1986).

amostragem)⁹⁸, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais para calibração com os totais populacionais conhecidos (NASCIMENTO SILVA; PESSOA; LILA, 2002). Neder (2006) estabelece que o delineamento da amostra que define a pesquisa segue um esquema misto, sendo uma amostra por conglomerados em múltiplas etapas⁹⁹.

A PNAD é realizada por meio de uma amostra probabilística, e sua população alvo é composta pelas unidades domiciliares (domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos) e pessoas residentes em domicílios na área de abrangência da pesquisa. Além disso, a pesquisa adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um (cadastro de novas construções), dois (região metropolitana e municípios auto-representativos) ou três estágios de seleção (municípios não auto-representativos), dependendo do estrato¹⁰⁰.

A estratificação da amostra básica da PNAD é feita em duas etapas. Inicialmente há uma estratificação geográfica que divide o país em 36 estratos “naturais” (Quadro 5). Desses estratos, 18 unidades da federação (TO, MA, PI, RN, PB, AL, SE, ES, SC, MS, MT, GO, DF, AC, AP, AM, RO, RR) formam cada uma um estrato independente para fins de amostragem. As nove unidades da federação restantes (CE, PE, BA, PA, MG, RJ, SP, PR, RS) geram outros 18 estratos, pois em cada uma delas foram definidos dois estratos “naturais”: um com todos os municípios da Região Metropolitana sediada na capital e o outro com os demais municípios da federação¹⁰¹. Para cada unidade da federação, a

⁹⁸ Um conglomerado pode ser definido como unidades amostrais que contêm um conjunto de elementos de uma população. Por exemplo, ao procurar estimar a proporção de pessoas analfabetas no município de Viçosa, podem-se considerar como conglomerados os bairros, as ruas, os quarteirões ou as residências.

⁹⁹ O delineamento amostral é misto porque conforme o tipo de município ou mesmo novas construções a amostragem é selecionada em três estágios (AC3), dois estágios (AC2) ou um estágio (AC1).

¹⁰⁰ As notas técnicas que acompanham os microdados da PNAD (para diversos anos) estabelecem que a PNAD é uma amostra de domicílios obtida em três estágios de seleção: unidades primárias (municípios), unidades secundárias (setores censitários) e unidades terciárias (unidades domiciliares, ou seja, domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos). Isso é uma generalização que ocorre apenas para municípios não auto-representativos e que deveria ser ressaltada se o objetivo do IBGE fosse a manipulação das pesquisas de uma maneira correta.

¹⁰¹ A região metropolitana é um aglomerado urbano composto por vários municípios administrativamente autônomos, mas integrados física e funcionalmente, formando uma mancha urbana praticamente contínua.

área foi subdividida em diversos estratos, agrupamentos de diversos municípios vizinhos.

Estratos Geográficos	
01 Distrito Federal	19 Pará
02 Rondônia	20 Região metropolitana de Belém
03 Acre	21 Ceará
04 Amazonas	22 Região metropolitana de Fortaleza
05 Roraima	23 Pernambuco
06 Amapá	24 Região metropolitana de Recife
07 Tocantins	25 Bahia
08 Sergipe	26 Região metropolitana de Salvador
09 Mato Grosso do Sul	27 Minas Gerais
10 Mato Grosso	28 Região metropolitana de Belo Horizonte
11 Goiás	29 Rio de Janeiro
12 Piauí	30 Região metropolitana do Rio de Janeiro
13 Rio Grande do Norte	31 São Paulo
14 Paraíba	32 Região metropolitana de São Paulo
15 Alagoas	33 Paraná
16 Espírito Santo	34 Região metropolitana de Curitiba
17 Santa Catarina	35 Rio Grande do Sul
18 Maranhão	36 Região metropolitana de Porto Alegre

Quadro 5 – Estratos geográficos da PNAD.

Fonte: Faria (2006)

Nas regiões metropolitanas e nos chamados municípios auto-representativos (municípios de grande população situados fora das regiões metropolitanas), a amostra é realizada em dois estágios sendo que a unidade primária amostral (PSU ou UPA)¹⁰² são os setores censitários¹⁰³, e as unidades secundárias de amostragem (USA) são os domicílios. Dentro de cada estrato (municípios), a seleção dos setores censitários (UPA) é realizada com

¹⁰² PSU é a abreviação de *primary sample unit* que em português recebe a denominação de unidade primária de amostragem (UPA).

¹⁰³ Os municípios auto-representativos e as regiões metropolitanas têm probabilidade de 100% de seleção e ambos têm como unidade primária de amostragem o setor censitário.

probabilidade proporcional ao tamanho (PPS ou PPT), sendo utilizados como *proxy* do tamanho o número de domicílios em cada setor do último censo. Em cada setor selecionado são escolhidos domicílios por meio de um procedimento de amostragem sistemática. Existe também uma estratificação implícita feita pelo IBGE a partir do ordenamento dos setores censitários para a seleção dos setores da amostra (NEDER; SILVA, 2004). Ou seja, nas regiões metropolitanas e nos municípios auto-representativos, a amostragem é conglomerada em dois estágios (AC2): o estrato é o município, as UPA são os setores censitários e as USA são os domicílios.

Para a seleção dos municípios classificados como não auto-representativos (municípios pequenos ou regiões não metropolitanas de cada unidade da federação), as unidades da federação são estratificadas geograficamente (os municípios são estratificados por tamanho e proximidade geográfica), sendo em cada estrato selecionados dois municípios por amostragem sistemática, constituindo as unidades primárias de amostragem (PSU ou UPA).

A seleção dos municípios é feita com probabilidade proporcional ao seu tamanho (PPS ou PPT), sendo que a *proxy* de tamanho utilizada é a população total do município por ocasião do último censo. Após esta etapa, são selecionados os setores censitários adotando-se o mesmo método empregado nas regiões metropolitanas e municípios auto-representativos. Desta forma, para os municípios não auto-representativos, o plano amostral é conglomerado ou selecionado em três estágios (AC3). Os estratos são, portanto, os grupos de municípios, as UPA são os municípios e USA são os setores e as unidades terciárias de amostragem (UTA) são os domicílios.

Por último, a amostra é complementada com unidades domiciliares do cadastro de projetos de novas construções. Este cadastro incluiu os projetos habitacionais com mais de 30 domicílios que surgiram logo após o censo anterior. As novas construções foram estratificadas por municípios, e nesses estratos (municípios), o plano amostral utilizado é conglomerado em um estágio (AC1). Neste caso, os estratos são os municípios e as UPAs os domicílios,

selecionados por amostragem sistemática simples. Para entender melhor o desenho amostral da PNAD, pode-se observar a Figura 7.

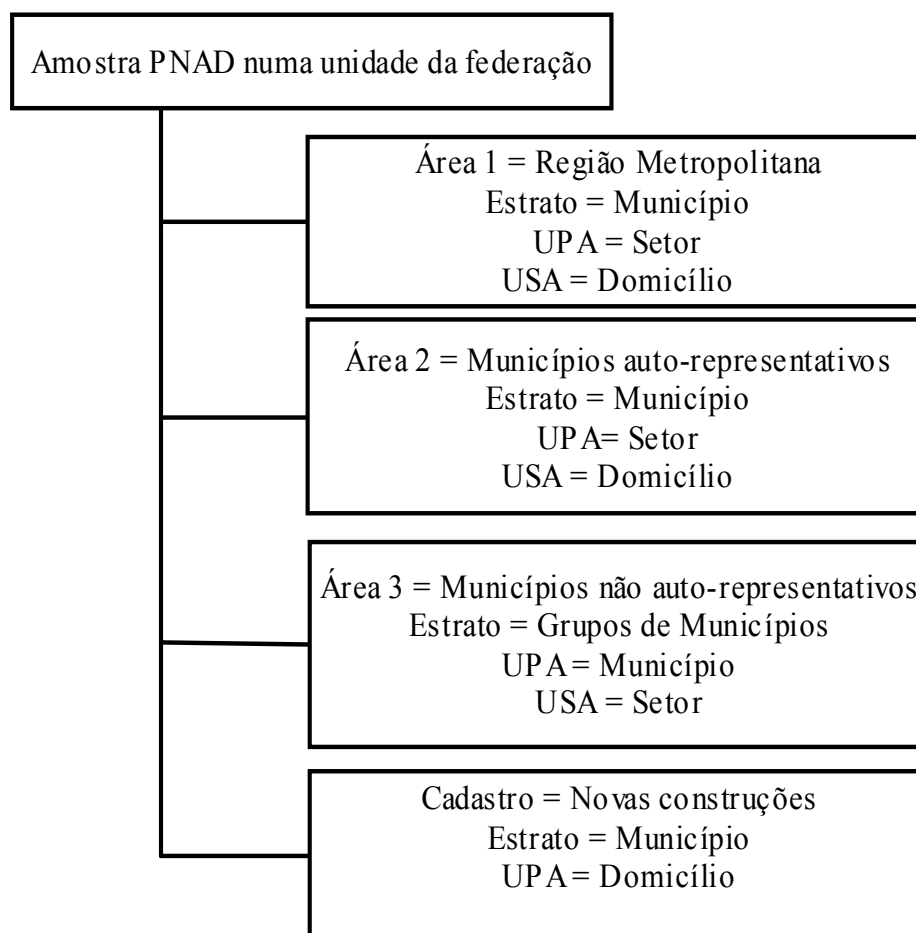


Figura 7 – Ilustração do plano amostral da PNAD durante a década de 1990.

Fonte: Nascimento Silva, Pessoa e Lila (2002)

O Quadro 6 apresenta as frações amostrais empregadas no plano amostral da PNAD 2005 por unidade da federação (UF) e região metropolitana (RM). Deve-se ressaltar que as frações amostrais apresentadas no Quadro 6 são exemplos válidos para o ano de 2005 e que esporadicamente tais frações amostrais são ajustadas (por exemplo: a fração amostral das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Curitiba era de 1/250 em 1990 e no Quadro 6 em 2005 é de 1/350). Observa-se que, em alguns casos, as frações amostrais podem ser diferentes na região metropolitana da UF e no restante da UF, como

por exemplo, no Rio de Janeiro, cuja fração amostral é de 1/550 na região metropolitana e de 1/400 fora dela.

Estratos geográficos	Fração amostral
Roraima (rural)	1/50
Acre (rural), Amapá (rural)	1/80
Rondônia (rural), Acre (urbana), Roraima (urbana), região metropolitana de Belém,	1/150
Rondônia (urbana), Amazonas (rural), Amapá (urbana), Tocantins, região metropolitana de Fortaleza, região metropolitana de Recife, região metropolitana de Salvador, região metropolitana de Porto Alegre, Distrito Federal	1/200
Amazonas (urbana), Pará (rural)	1/250
Sergipe, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás	1/300
Pará (urbana), região metropolitana de Belo Horizonte, região metropolitana de Curitiba	1/350
Rio de Janeiro	1/400
Rio Grande do Norte, Paraíba, Alagoas, Bahia, Espírito Santo	1/450
Piauí, Ceará, Pernambuco	1/500
Minas Gerais, região metropolitana do Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul	1/550
Maranhão	1/750
São Paulo, região metropolitana de São Paulo	1/800

Quadro 6 – Frações amostrais da PNAD 2005 por estrato geográfico.

Fonte: PNAD 2005 – Arquivo de microdados

No caso da PNAD, o processo de expansão da amostra é realizado através da utilização dos pesos amostrais, construídos com base no inverso das probabilidades de inclusão de um domicílio na amostra (inverso das frações amostrais apresentadas no Quadro 6) e ajustados utilizando métodos de calibração com base nas projeções populacionais para o total do Brasil e para cada estrato geográfico. O peso amostral utilizado na expansão da amostra é o inverso das probabilidades de inclusão multiplicadas pelo fator de ajuste¹⁰⁴.

Neder (2006) estabelece que esse tipo de amostragem da PNAD aumenta substancialmente os erros estatísticos em relação aos correspondentes a uma amostra aleatória simples (AAS), visto que em cada unidade da federação as unidades domiciliares ficam concentradas em um conjunto mais restrito de áreas,

¹⁰⁴ Variável V4611 do arquivo de domicílios.

reduzindo, no entanto, consideravelmente os custos operacionais de levantamento¹⁰⁵.

As estimativas de indicadores e a geração simultânea de sua variância e erro padrão devem levar em conta o delineamento da amostra. Para isso, devem ser utilizadas acopladas aos microdados das PNADs duas variáveis que definem o desenho da amostra: o estrato a que pertence o domicílio levantado e a sua unidade primária de amostragem (PSU ou UPA). Neder (2006) cita dois procedimentos associados a essas duas variáveis adicionais e que geram melhores estimativas: a utilização de fatores de correção de população finita para a primeira etapa de seleção (PSU) como mecanismo para tornar as estimativas mais precisas para as variâncias dos estimadores e procedimentos de pós-estratificação da amostra como procedimento para eliminar eventuais vieses.

Um problema pouco difundido na literatura e associado ao plano amostral e à obtenção das estimativas é a existência de estratos (conforme definido na variável STRAT) contendo apenas uma unidade primária de amostragem (variável PSU do arquivo de dados).

A necessidade de o número de unidades primárias ser maior do que um em cada estrato está associada ao conceito de graus de liberdade. Em estudos que envolvem amostras complexas como a PNAD, a contagem dos graus de liberdade está associada ao número de unidades primárias (UPAs) por estrato. Se em certo estrato houver apenas uma unidade primária de amostragem selecionada (UPA), não haverá graus de liberdade suficientes para estimar as variâncias¹⁰⁶.

Faria (2006) ressalta que este fato impossibilita o cálculo da variância das estimativas para análises exploratórias e modelos estatísticos. Neder (2006) ressalta que os métodos de estimativa adotados têm a restrição de os estratos terem no mínimo dois PSUs e quando isso não ocorre devem ser adotados procedimentos para identificar estes estratos e agregá-los aos estratos de maior número de observações em cada unidade da federação¹⁰⁷.

¹⁰⁵ Existe um erro não probabilístico e não possível de tratamento matemático que é o erro de projeção da população e que dá origem aos pesos (fator de ajuste).

¹⁰⁶ Skinner, Holt e Smith (1989, p.47) apresentam um exemplo de que, sem ao menos duas unidades primárias de amostragem selecionadas, o estimador ali descrito não é aplicável.

¹⁰⁷ Faria (2006) e Neder (2006) constroem algoritmos para que possa ser efetuado tal procedimento.

O surgimento destes estratos com UPA única origina-se geralmente da incorporação por parte do IBGE de novos estratos referentes a novas unidades domiciliares com sua atividade anual de recadastramento. Faria (2006), para contornar o problema da existência de estratos com PSU único, recorreu à Coordenação de Trabalho e Rendimento (COREN/IBGE) que identificou tais informações como novas construções (NC). O procedimento para contornar o problema consistiu em agregar todos os estratos referentes a novas construções de uma mesma UF em um único estrato de novas construções da UF, já que o projeto de novas construções constitui um único estrato. Nos casos em que ocorresse somente um estrato de NC na UF, a sugestão da Coordenação de Trabalho e Rendimento foi agregar a um estrato que não fosse de novas construções, porém, do mesmo município (identificado pela mesma variável UPA)¹⁰⁸.

4.5.3 Definição das variáveis e deflatores utilizados

O objetivo principal desse estudo é investigar a relação entre distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico. A primeira observação a ser feita é que tais grandezas foram utilizadas nesse estudo a partir de um ponto de vista monetário. Uma segunda reflexão que se deve ter em mente é a existência de variáveis consideradas dependentes e outras ditas independentes, ou seja, não é pela razão de todas as variáveis terem a mesma origem em sua formação que não podem ser classificadas como variáveis. Com isso claro em mente, o ponto de partida para tal investigação é fixar tais variáveis, e para tanto, o indicador de bem-estar utilizado foi a renda.

Antes de definir a renda que foi utilizada, deve-se fazer uma distinção entre os conceitos de família e de domicílio. Na PNAD, em geral, os conceitos de família e domicílio não são idênticos, sendo possível identificar mais de uma família coabitando um mesmo domicílio. O conceito de domicílio utilizado na PNAD é o local de moradia, estruturalmente separado e independente,

¹⁰⁸ O procedimento de agregação de estratos encontra-se descrito no APÊNDICE C de Faria (2006).

constituído por um ou mais cômodos. Os domicílios são ditos particulares quando destinados à habitação de uma pessoa, ou de um grupo de pessoas cujo relacionamento é ditado por laços de parentesco, dependência doméstica ou, ainda, normas de convivência. E domicílios coletivos são aqueles destinados à habitação de pessoas em cujo relacionamento prevalecesse o cumprimento de normas administrativas (tais como hotéis, presídios, quartéis, asilos, hospitais, etc.).

O conceito de família refere-se ao conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência (regras estabelecidas para o convívio de pessoas que moram juntas sem estar ligadas por laços de parentesco ou dependência doméstica) que residissem na mesma unidade domiciliar e pessoa que morasse só em uma unidade domiciliar. Foram consideradas famílias conviventes aquelas constituídas por, no mínimo, duas famílias que residissem na mesma unidade domiciliar. Os dados da PNAD permitem identificar mais de uma família em uma mesma unidade familiar.

As distinções feitas acima são necessárias para ressaltar as diferenças no processo de formação das variáveis: renda familiar *per capita* e renda domiciliar *per capita*¹⁰⁹. Nesse estudo, fez-se uso da variável renda familiar *per capita* sendo a renda da família considerada sem agregados e pensionistas. Para o cálculo deste indicador, é necessário dividir o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos pertencentes a ela. Para fazer uso adequado da renda familiar *per capita*, outras informações complementares devem ser consideradas ao trabalhar com microdados: o sistema de ponderação da PNAD através da variável intitulada peso da pessoa que captura a importância do indivíduo na amostra, o estrato e a unidade primária a que pertence o registro unitário.

Uma outra variável a ser utilizada nesse estudo é a linha de pobreza. Na ausência de uma linha de pobreza oficial para o Brasil e por uma questão de simplicidade, adotou-se como linha de pobreza o valor correspondente a 50% do

¹⁰⁹ Algumas variáveis da PNAD são investigadas apenas a nível domiciliar (por exemplo: condições habitacionais) e isso implica que algumas vezes, para a construção de determinados indicadores, a alternativa viável é a renda domiciliar *per capita*. Como nesse estudo não existe essa limitação, a variável utilizada é a renda familiar *per capita*.

salário mínimo¹¹⁰ (em valores nominais) em vigor no mês de setembro de cada ano (o mês de referência da PNAD)¹¹¹.

Uma última consideração necessária quando se faz uso de variáveis em valores nominais está relacionada ao efeito da variação de preços. As comparações intertemporais de renda estão sujeitas aos erros de mensuração da inflação e por isso muitos indicadores de concentração e sua posterior decomposição são calculados em termos nominais. O argumento baseia-se no fato de que quando a variável renda é deflacionada para posterior cálculo do índice, estarão sendo introduzidos erros nos cálculos.

A maior parte das estimativas contidas nesse estudo foi feita em valores nominais. Em apenas um item dos resultados os valores da renda nominal familiar *per capita* foram deflacionados para obter seus valores reais e nesse procedimento fez-se uso de uma versão do Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC) do IBGE, proposta por Corseuil e Foguel (2002). Nessa versão do INPC – Restrito, são feitos três ajustes: a) alteração da data de referência; b) alteração do valor referente a julho de 1994; e c) expansão para períodos anteriores à sua criação. A escolha desse indicador dentre o conjunto de alternativas disponíveis repousa no fato de que para sua construção a semana de referência utilizada é a que mais se aproxima do período similar da PNAD.

¹¹⁰ As linhas de pobreza estabelecidas como múltiplos do salário mínimo, em geral 50%, apresentam uma série de limitações (RAMOS; SANTANA, 2003): (a) o salário mínimo nominal é uma medida cujo valor real se altera pela variação dos índices de preço; (b) dada a dimensão continental do Brasil, não podem ser estabelecidas linhas nacionais; e (c) a pobreza é um fenômeno multidimensional e a linha de pobreza deveria incorporar outros aspectos além da renda.

¹¹¹ As linhas de pobreza equivalem à metade da última coluna contida no Quadro 4.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos na estimação de medidas de pobreza e distribuição de renda; na decomposição das variações das medidas de pobreza; e na estimação de elasticidades para os componentes de crescimento e distribuição de renda e na determinação do parâmetro que associa o estrato de maior renda e o crescimento econômico. A abrangência dos resultados contidos nesse estudo compreende o período 1995-2005. No entanto, para tornar possível a comparação com outros trabalhos, foram também feitas em alguns itens análises envolvendo dois sub-períodos: 1995-1999 e 2001-2005.

5.1 Medidas de pobreza e distribuição de renda

De forma a fazer uma descrição sintética da distribuição de renda em cada ano e de como estas evoluíram ao longo do tempo, na Tabela 5 foram computadas nove medidas de desigualdade de renda: o coeficiente de variação (C), o coeficiente de Gini, quatro membros da classe de Entropia Generalizada (GE(-1), GE(0), GE(1) e GE(2)) e três medidas de desigualdade de Atkinson (A(0.5), A(1) e A(2)).

No período de 1995 a 2005, todos os indicadores sofreram uma redução, respectivamente, da seguinte ordem: 5,21% (Coeficiente de Variação), 5,19% (Gini), 13,79% (GE(-1)), 11,46% (GE(0)), 8,76%(GE(1)), 9,02%(GE(2)), 10,52% (A(0.5), 8,34% (A(1)) e 4,14% (A(2)). Os resultados obtidos sinalizam uma tendência também captada em outros estudos de um declínio quase contínuo da desigualdade no período de 1995 a 2005 (FERREIRA et al., 2006; HOFFMANN, 2007).

Tabela 5. Índices de distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005.

Ano	Índices de desigualdade de renda								
	C	Gini	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)
1995	1,8832	0,6169	1,3531	0,6737	0,7328	1,7004	0,2946	0,4902	0,7301
1996	1,8618	0,6186	1,3747	0,6743	0,7262	1,6552	0,2929	0,4904	0,7332
1997	1,9374	0,6186	1,4118	0,6795	0,7352	1,7899	0,2949	0,4931	0,7384
1998	1,9069	0,6190	1,3170	0,6679	0,7355	1,7348	0,2929	0,4872	0,7248
1999	1,8149	0,6122	1,2526	0,6513	0,7192	1,5709	0,2863	0,4786	0,7147
2001	1,8881	0,6128	1,3235	0,6563	0,7240	1,6947	0,2880	0,4812	0,7258
2002	2,0741	0,6058	1,2917	0,6431	0,7136	2,0816	0,2837	0,4743	0,7209
2003	1,7765	0,5999	1,3498	0,6307	0,6845	1,5219	0,2769	0,4678	0,7297
2004	1,8265	0,5899	1,2160	0,6040	0,6751	1,6180	0,2682	0,4533	0,7086
2005	1,7850	0,5849	1,1665	0,5965	0,6686	1,5470	0,2636	0,4493	0,6999

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: C – coeficiente de variação (em valores absolutos); Gini – Índice de Gini; GE(-1) – Índice Generalizado de Theil com parâmetro -1; GE(0) – Índice Generalizado de Theil com parâmetro 0 ou L de Theil; GE(1) – Índice Generalizado de Theil com parâmetro 1 ou T de Theil; GE(2) – Índice Generalizado de Theil com parâmetro 2; A(0.5) – Índice Atkinson com parâmetro 0.5; A(1) – Índice Atkinson com parâmetro 1; A(2) – Índice Atkinson com parâmetro 2.

A Figura 8 mostra essa tendência de redução das medidas de desigualdade de renda no Brasil durante o período de 1995 a 2005.

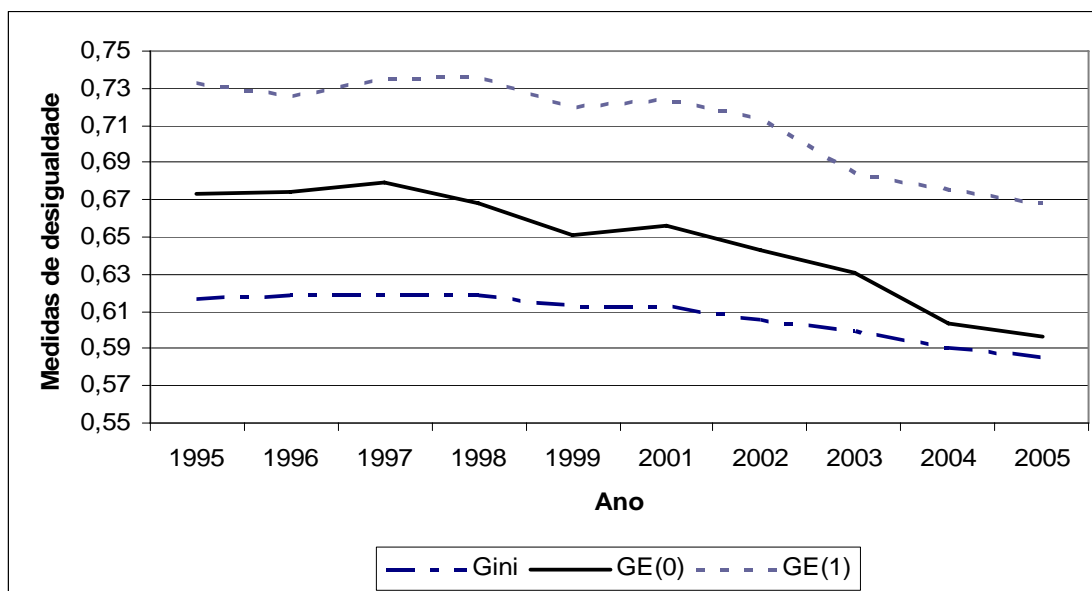


Figura 8 – Evolução da desigualdade de renda no Brasil no período de 1995 a 2005.

Fonte: Dados da pesquisa

Uma possível explicação para justificar essa queda da desigualdade a partir de 1993 está focada nos fatores que estimulavam o crescimento da desigualdade. Na década de 1980, o crescimento da desigualdade era associado a dois fatores primordialmente: ao processo de aceleração inflacionária e à conjunção da lenta expansão educacional da força de trabalho com a elevação dos retornos marginais da educação. A combinação desses dois fatores gerava um aumento da desigualdade de rendimentos traduzido por uma maior desigualdade de renda familiar *per capita* (FERREIRA; BARROS, 1999). Com a estabilidade macroeconômica advinda com o Plano Real em 1994, a contribuição da hiperinflação para o aumento da desigualdade foi eliminada.

Analisando o período de 1995-1999, também se observa uma redução nos indicadores de distribuição de renda de respectivamente: 3,63% (Coeficiente de Variação), 0,76% (Gini), 7,43% (GE(-1)), 3,32% (GE(0)), 1,86%(GE(1)), 7,62%(GE(2)), 2,82% (A(0.5), 2,37% (A(1)) e 2,11% (A(2)). A variação do índice de Gini e da medida T de Theil (GE(1)), os dois principais indicadores para quantificar a distribuição de renda no Brasil, é muito pequena no período entre 1995 e 1999.

As reduções da desigualdade a partir de 1993 estão relacionadas a três fatores: uma redução da desigualdade de rendimentos entre grupos educacionais distintos devido ao declínio prolongado nos retornos da educação; uma significativa convergência da renda das famílias localizadas em áreas rurais e urbanas; e, por fim, uma expansão da cobertura dos programas governamentais de transferência de renda e a melhoria no seu grau de focalização.

De 2001 a 2005, há também uma nítida aceleração na queda da desigualdade (IPEA, 2006; FERREIRA et al. 2006). A redução dos indicadores no período de 2001-2005 foi de, respectivamente: 5,46% (Coeficiente de Variação), 4,55% (Gini), 11,86% (GE(-1)), 9,11% (GE(0)), 7,65%(GE(1)), 8,72%(GE(2)), 8,47% (A(0.5), 6,63% (A(1)) e 3,57% (A(2)). O relatório do IPEA (2006) também confirma essa queda¹¹² e ressalta que mesmo modesta

¹¹² Analisando o período entre 2001 e 2004, tendo como medida o índice de Gini, a queda encontrada foi de 4% (passando de 0,593 para 0,569).

(quando se trata do índice de Gini), dentre os 75 países sobre os quais há informações relativas à evolução da desigualdade de renda ao longo da década de 1990, menos de 1/4 apresentaram taxas de redução da desigualdade superiores à brasileira.

Essa queda da desigualdade no período de 2001-2005 não é resultado de um único fator determinante, mas de uma ampla variedade de fatores, entre os quais podem ser ressaltados (IPEA, 2006): o desenvolvimento de uma rede de proteção social mais efetiva, maior integração dos mercados de trabalho e melhorias na qualificação da força de trabalho. Como visto acima, a desigualdade do rendimento familiar *per capita* decresce mais acentuadamente apenas a partir de 2001, sendo essa tendência um consenso em vários estudos (HOFFMANN, 2007; IPEA, 2006).

Em todos os estudos envolvendo distribuição de renda e pobreza, há uma preocupação em comparar os resultados obtidos com outras análises similares. Esse procedimento deve ser feito levando em conta que as estimativas podem variar muito conforme a variável utilizada, a consideração ou não dos rendimentos nulos, a escolha do deflator utilizado e o período base da análise. A Tabela 6 apresenta uma seleção de algumas medidas de distribuição de renda que foram resenhadas ao longo do estudo.

No ano de 1999, na Tabela 6, por exemplo, o índice de Gini1 e o índice de Gini4 são, respectivamente, de 0,585 e 0,592 sendo calculados sobre a mesma variável (renda domiciliar *per capita*). Pode-se observar que essas medidas diferem entre si a partir da segunda casa decimal. De maneira análoga, o mesmo ocorre com o índice de Gini2 e o índice de Gini3 também calculados sobre a mesma variável (renda familiar *per capita*). Os valores estimados na Tabela 5 para o índice de Gini foram obtidos seguindo os mesmos procedimentos para obtenção dos índices de Gini2 e Gini3 da Tabela 6 e pode-se observar que apenas o último indicador (Gini3) é quase similar ao obtido nesse estudo. Esse fenômeno reflete uma variabilidade de resultados já amplamente descrita em estudos de pobreza e que parece tornar-se também uma tendência em estudos de distribuição de renda.

Tabela 6. Seleção de medidas de distribuição de renda em outros estudos no período de 1995 a 2005.

Ano	Gini1	Gini2	Gini3	Gini4	GE(0)1	GE(0)2	GE(1)1	GE(1)2	GE(1)3	GE(2)
1995	0,591	0,5649	0,618	0,599	0,659	0,671	0,705	0,718	0,727	1,627
1996	0,591	0,5625	0,618	0,600	0,664	0,674	0,700	0,711	0,726	1,609
1997	0,593	0,5646	0,618	0,600	0,668	0,678	0,709	0,719	0,731	1,739
1998	0,591	0,5625	0,617	0,598	0,658	0,668	0,707	0,719	0,728	1,672
1999	0,585	0,5567	0,612	0,592	0,641	0,650	0,685	0,695	0,706	1,530
2001	0,586	0,5565	----	0,594	0,646	0,655	0,697	0,655	0,720	1,661
2002	0,580	----	----	0,587	0,628	----	0,677	----	0,705	1,522
2003	0,575	----	----	0,581	0,619	----	0,663	----	0,680	1,474
2004	----	----	----	0,569	----	----	----	----	0,656	----
2005	----	----	----	0,566	----	----	----	----	0,650	----

Fonte: Gini1, GE(0)1, GE(1)1, GE(2) (FERREIRA et al., 2006, p.169) – renda domiciliar *per capita*; GINI2, GE(0)2 e GE(1)2 (RAMOS; SANTANA, 2003, p.15) – renda familiar *per capita*; Gini3 (ROCHA, 2006, p.38) – renda familiar *per capita*; Gini4 e GE(1)3 (HOFFMANN, 2007, p.94) – renda domiciliar *per capita*.

Uma forma mais ampla de tentar enquadrar essa variabilidade de resultados consiste em determinar as medidas de desigualdade considerando intervalos¹¹³. A Tabela 7 apresenta as estimativas do índice de Gini com seu intervalo de confiança de 95% para o período de 1995 a 2005. Na Tabela 6, por exemplo, o índice de Gini3 estimado para o ano de 1998 não é exatamente o mesmo da Tabela 7, no entanto, encontra-se dentro do intervalo estimado para essa medida ([0,6131;0,6249]). Por outro lado, o índice de Gini2, calculado sob as mesmas diretrizes, encontra-se completamente fora do intervalo estimado.

Essa reflexão é necessária porque a disparidade entre as estimativas que quantificam a distribuição de renda em vários estudos tem feito com que se conteste se realmente o cenário da concentração realmente está melhorando ou se trata de uma mera ilusão estatística¹¹⁴. Hoffmann (2007) estabelece que houve uma redução de 2,8 p.p. no índice de Gini entre 2001 e 2004 (de 0,594 em 2001 para 0,566 em 2004) e, embora pequena, cabe assinalar que o valor absoluto de

¹¹³ Os intervalos de confiança não resolvem o problema de definição de cálculo e de vies não probabilístico.

¹¹⁴ Esse termo “mera ilusão estatística” foi apresentado pelo relatório do IPEA (2006) e questiona a capacidade de os resultados refletirem ou não o verdadeiro quadro da desigualdade no país.

sua intensidade anual é semelhante ao do crescimento de 8 p.p. do índice de Gini do rendimento da PEA no Brasil, na década de 1960, que mereceu grande destaque na literatura sobre distribuição de renda e no debate político.

Tabela 7. Índices de Gini (G) com intervalo de confiança para o Brasil de 1995 a 2005.

Período	Estimativa	Erro padrão		Intervalo de confiança 95%		
		Linearização	Z	P-valor		
GINI 1995	0,6169447	0,00323205	190,883	0,000	0,61061	0,6232794
GINI 1996	0,6186979	0,00306132	202,102	0,000	0,6126979	0,624698
GINI 1997	0,6186928	0,0030285	204,290	0,000	0,612757	0,6246285
GINI 1998	0,6190800	0,00301697	205,199	0,000	0,6131668	0,6249931
GINI 1999	0,6122777	0,00287648	212,857	0,000	0,6066399	0,6179155
GINI 2001	0,6128915	0,00696619	87,981	0,000	0,5992381	0,626545
GINI 2002	0,6058664	0,00298622	202,888	0,000	0,6000135	0,6117193
GINI 2003	0,5999660	0,00277425	216,263	0,000	0,5945286	0,6054034
GINI 2004	0,5899238	0,00282807	208,596	0,000	0,5843809	0,5954668
GINI 2005	0,5849069	0,00292116	200,231	0,000	0,5791815	0,5906322

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 7 mostra que a redução no índice de Gini foi: de 3,2 p.p. de 1995 a 2005; de 0,46 p.p. de 1995 a 1999; e de 2,79 p.p. de 2001 a 2005. No entanto, para estabelecer se essa variação foi realmente válida do ponto de vista estatístico, deve-se estabelecer o cálculo das diferenças do índice de Gini e apresentar a significância estatística dessa variação. A Tabela 8 apresenta os resultados obtidos nesse tipo de estimativa.

Analisando a Tabela 8 ano a ano no período de 1995 a 2005, pode-se observar que a variação do índice de Gini é significativa apenas em três períodos: 1998-1999, 2002-2003 e 2003-2004. Nos três períodos analisados a redução do índice de Gini foi estatisticamente válida e de 0,68 p.p. para 1998-1999; de 0,59 p.p. para 2002-2003; e de 1 p.p. para 2003-2004. Em todos os outros anos, a variação do índice foi não-significativa do ponto de vista estatístico. Analisando a Tabela 8 por períodos, pode-se observar que a variação de 3,20 p.p. no período de 1995 a 2005 foi significativa, o mesmo ocorrendo com a variação de 2,7 p.p. no período de 2001 a 2005. Por outro lado, a pequena variação de 0,46 p.p. do

período 1995 a 1999 não pode ser considerada significativa e isso corrobora a idéia de que no período 1995 a 1999 a distribuição de renda teve uma melhoria modesta quando captada através de outras medidas de distribuição de renda e nula por meio do índice de Gini.

Tabela 8. Variação do índice de Gini (G) no Brasil, de 1995 a 2005.

Período	Estimativa	Erro padrão			Intervalo de confiança	
		Bootstrap	Z	P-valor	95%	
GINI 1995 – GINI 1996	-0,0017533	0,0026518	-0,66	0,509	-0,0069506	0,0034441
GINI 1996 – GINI 1997	5,21e-06	0,0027613	0,00	0,998	-0,0054068	0,0054172
GINI 1997 – GINI 1998	-0,0003872	0,00263	-0,15	0,883	-0,0055419	0,0047675
GINI 1998 – GINI 1999	0,0068023	0,0022436	3,03	0,002	0,002405	0,0111996
GINI 1999 – GINI 2001	-0,0006139	0,0068744	-0,09	0,929	-0,0140875	0,0128597
GINI 2001 – GINI 2002	0,0070251	0,0068824	1,02	0,307	-0,0064642	0,0205145
GINI 2002 – GINI 2003	0,0059004	0,0028248	2,09	0,037	0,0003638	0,011437
GINI 2003 – GINI 2004	0,0100422	0,0029839	3,37	0,001	0,0041938	0,0158905
GINI 2004 – GINI 2005	0,005017	0,002706	1,85	0,064	-0,0002867	0,0103207
GINI 1995 – GINI 1999	0,004667	0,002616	1,78	0,074	-0,0004602	0,0097943
GINI 2001 – GINI 2005	0,0279847	0,0074413	3,76	0,000	0,0134	0,0425694
GINI 1995 – GINI 2005	0,0320379	0,0040425	7,93	0,000	0,0241147	0,039961

Fonte: Dados da pesquisa

A Tabela 8 também justifica a “euforia” demonstrada com a queda recente da desigualdade no período 2001 a 2005 mostrada no relatório do IPEA (IPEA, 2006). Em dez anos (1995 a 2005), a redução da desigualdade foi quase igual à dos últimos cinco anos (de 2001 a 2005) e a maior evidência da Tabela 8 é apontar que a redução da desigualdade foi fruto da contribuição ano a ano de melhorias graduais e lentas na desigualdade que, quando analisadas em conjunto, estas melhorias geram resultados, não o fazendo isoladamente.

Uma maneira alternativa de medir a desigualdade e verificar se a queda se mantém quando mensurada por outras medidas consiste em analisar a proporção da renda apropriada pelos mais pobres por meio das estimativas usadas para construir a Curva de Lorenz. A Tabela 9 apresenta as estimativas da Curva de Lorenz, bem como seu intervalo de confiança, de 95% para 1995, 1999, 2001 e 2005.

Tabela 9. Estimativas da renda acumulada e respectivo erro padrão para o Brasil, dos anos selecionados 1995, 1999, 2001 e 2005.

p	Estimativa	Erro Padrão	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
1995						
1	0,003037	0,006258	0,485	0,627	-0,0092284	0,0153017
2	0,016778	0,006233	2,692	0,007	0,0045625	0,0289935
3	0,039028	0,006196	6,299	0,000	0,0268848	0,0511712
4	0,070343	0,006121	11,493	0,000	0,0583473	0,0823392
5	0,126140	0,006018	20,961	0,000	0,114345	0,137935
6	0,168785	0,005903	28,595	0,000	0,157216	0,180354
7	0,243000	0,005683	42,762	0,000	0,231863	0,254138
8	0,349429	0,005347	65,356	0,000	0,33895	0,359908
9	0,512853	0,004589	111,762	0,000	0,503859	0,521847
10	1,000000					
1999						
1	0,002738	0,006316	0,433	0,665	-0,0096423	0,0151173
2	0,017212	0,006261	2,749	0,006	0,00494	0,0294839
3	0,042590	0,006170	6,903	0,000	0,0304974	0,0546823
4	0,071387	0,006047	11,804	0,000	0,0595345	0,0832402
5	0,117415	0,005873	19,994	0,000	0,105905	0,128925
6	0,173282	0,005672	30,553	0,000	0,162166	0,184398
7	0,247691	0,005368	46,145	0,000	0,23717	0,258211
8	0,352933	0,004912	71,850	0,000	0,343305	0,36256
9	0,518228	0,004226	122,638	0,000	0,509945	0,52651
10	1,000000					
2001						
1	0,002436	0,056485	0,043	0,966	-0,108273	0,113144
2	0,016060	0,055341	0,290	0,772	-0,0924067	0,124526
3	0,039988	0,053021	0,754	0,451	-0,0639315	0,143907
4	0,070946	0,049640	1,429	0,153	-0,0263474	0,168239
5	0,114595	0,044758	2,560	0,010	0,0268716	0,202318
6	0,172479	0,038386	4,493	0,000	0,0972443	0,247714
7	0,248214	0,029569	8,394	0,000	0,190259	0,306169
8	0,354040	0,016594	21,336	0,000	0,321517	0,386563
9	0,517699	0,007801	66,363	0,000	0,502409	0,532989
10	1,000000					
2005						
1	0,004610	0,005960	0,773	0,439	-0,0070719	0,0162911
2	0,020986	0,005903	3,555	0,000	0,0094168	0,0325553
3	0,048771	0,005818	8,383	0,000	0,0373683	0,0601737
4	0,084246	0,005707	14,762	0,000	0,0730608	0,0954315
5	0,131100	0,005549	23,628	0,000	0,120225	0,141975
6	0,207135	0,005341	38,784	0,000	0,196667	0,217602
7	0,272397	0,005085	53,573	0,000	0,262431	0,282362
8	0,378814	0,004720	80,259	0,000	0,369563	0,388065
9	0,542874	0,004147	130,922	0,000	0,534747	0,551002
10	1,000000					

Fonte: Dados da pesquisa

O primeiro ponto que deve ser mencionado é que pobres no Brasil, considerando uma linha de pobreza equivalente à metade do salário mínimo da

semana de referência da PNAD, são os indivíduos situados entre o primeiro e o terceiro decil, ou seja, equivalentes aos valores $p = 1, 2$ e 3 na Tabela 9¹¹⁵.

O segundo ponto a ressaltar é que grande parte dos estudos que fazem esse tipo de análise descrita pela Tabela 9 mostram que a Curva de Lorenz não apresenta estimativas estatisticamente significativas para o primeiro decil da população ($p = 1$). Analisando a Tabela 9, pode-se observar que isso também ocorre para os quatro anos analisados. No ano de 2001, além do primeiro decil, deve-se observar que o segundo, terceiro e quarto decis também não apresentam estimativas estatisticamente significativas.

Azevedo (2007, p.168), analisando os anos de 2001, 2004 e 2005, retrata o mesmo problema e obtém para os anos citados estimativas não-significativas para o primeiro decil da ordem de 0,7 p.p. para 2001; de 0,9 p.p. para 2004; e de 0,9 p.p. para 2005. Para o segundo e terceiro decis, as estimativas obtidas foram de 2,4 p.p. e 4,9 p.p. para 2001; de 2,8 p.p. e 5,6 p.p. para 2004; e de 2,9 p.p. e 5,7 p.p. para 2005. Isso resulta numa variação entre os anos de 2001 e 2005 da seguinte ordem: de 0,2 p.p. para o primeiro decil; de 0,5 p.p. para o segundo decil; e de 0,8 p.p. para o terceiro decil. O relatório do IPEA (IPEA, 2006, p.38) faz a mesma análise comparando os anos de 2001 e 2004, estabelecendo que essa variação foi de 0,18 p.p. (de 0,69 em 2001 para 0,87 em 2004) no primeiro decil; de 0,43 p.p. (de 2,36 em 2001 para 2,79 em 2004) no segundo decil; e de 0,72 p.p. (de 4,85 em 2001 para 5,57 p.p.) no terceiro decil.

Na Tabela 9 as variações no primeiro, segundo e terceiro decis foram de 0,16 p.p., 0,42 p.p. e 0,97 p.p. para 1995-2005; de -0,03 p.p., 0,04 p.p. e 0,36 p.p. para 1995-1999; e de 0,22 p.p., 0,49 p.p. e 0,88 p.p. para 2001-2005. Levando em conta que sempre que houver um aumento generalizado na proporção da renda apropriada pelos mais pobres haverá também um declínio no grau de desigualdade, independentemente de como se vá medi-la, podem-se justificar as

¹¹⁵ Mais rigorosamente, pobres são os indivíduos situados entre o valor mínimo e a separatriz equivalente à metade do salário mínimo. Como essa separatriz pode variar conforme o ano analisado, essa escolha de valores para p é apenas uma aproximação.

melhorias nos indicadores de desigualdade ocorridas nos períodos 1995- 2005 e 2001-2005.

Essas melhorias na distribuição de renda do país nos períodos 1995-2005 e 2001-2005 mostram que ainda existe um longo caminho para superar os níveis absurdamente elevados da concentração de renda. Salm (2007) sinaliza que uma queda de 4,55% no período de 1995-2005, mensurada pela Tabela 5 do índice de Gini, nada tem de “substancial” e mesmo o relatório do IPEA (IPEA, 2006) aponta que mantendo o passo acelerado com que a desigualdade foi reduzida entre 2001-2004, seriam necessários 20 anos para que o país passasse a apresentar uma distribuição compatível com os países que têm nível de desenvolvimento comparável ao brasileiro.

A Tabela 9 também mostra que os indivíduos considerados pobres têm se apropriado de uma parcela maior da renda comparando-se os anos de 1995 e 2005 (aumento de 0,97 p.p.). Por outro lado, a Tabela 2 aponta que o 1% mais rico no Brasil tem reduzido sua parcela apropriada de renda durante o período de 1995-2005 (redução de 0,90 p.p.). A classe média nesse processo de transferência de renda aos mais pobres tem uma contribuição mais reduzida nesse período e isso possivelmente se deve ao empobrecimento desse estrato descrito por Quadros (2004).

Nos períodos em que ocorrem melhorias na distribuição da renda, é um procedimento comum analisar a contrapartida desse movimento nas medidas de pobreza e discutir sua causalidade (IPEA, 2006; SALM, 2007). A evolução dos indicadores para mensurar a pobreza no Brasil no período de 1995 a 2005 pode ser vista na Tabela 10.

Na Tabela 10 a evolução dos indicadores de pobreza FGT, Watts (W) e Sen (SE) para o Brasil no período de 1995 a 2005 foi a seguinte: um aumento de 23,03% em FGT(0), um aumento de 16,91% em FGT(1), um aumento de 11,82% em FGT(2), um aumento de 37,02% no índice de Watts (W) e um aumento de 18,84% no índice de Sen (SE). Adicionalmente, no período 1995-1999, a evolução das medidas de pobreza apresentou as seguintes magnitudes: um aumento de 11,55% em FGT(0), um aumento de 9,05% em FGT(1), um aumento

de 9,77% em FGT(2), um aumento de 6,54% no índice de Watts (W) e um aumento de 11,26% no índice de Sen (SE).

Tabela 10. Indicadores para mensurar a pobreza no Brasil no período de 1995 a 2005.

Ano	<i>FGT (0)</i>	<i>FGT (1)</i>	<i>FGT (2)</i>	<i>Watts (W)</i>	<i>Sen (SE)</i>
1995	0,2666	0,1437	0,1024	0,1499	0,1661
1996	0,2758	0,1508	0,1101	0,1492	0,1729
1997	0,2769	0,1528	0,1106	0,1591	0,1796
1998	0,2895	0,1580	0,1146	0,1577	0,1819
1999	0,2974	0,1567	0,1124	0,1597	0,1848
2001	0,3270	0,1776	0,1270	0,1977	0,2122
2002	0,3161	0,1681	0,1175	0,1941	0,1932
2003	0,3402	0,1813	0,1272	0,2179	0,2103
2004	0,3313	0,1711	0,1191	0,2017	0,1967
2005	0,3280	0,1680	0,1145	0,2054	0,1974

Fonte: Dados da pesquisa

Levando em conta o período mais recente de 2001-2005, a variação das medidas de pobreza foi a seguinte: um aumento de 0,31% em FGT(0), uma queda de 5,41% em FGT(1), um queda de 9,84% em FGT(2), um aumento em 3,89% no índice de Watts (W) e uma queda de 6,97% no índice de Sen (SE).

Esses resultados mostram que, embora a distribuição de renda venha se reduzindo de maneira lenta e gradual ao longo do período 1995-2005, o mesmo não ocorre com a pobreza. As medidas de pobreza só foram reduzidas no período mais recente (2001-2005), considerando as medidas que dão maior peso aos mais pobres entre os pobres (FGT(1), FGT(2) e Sen (SE)).

Uma característica que deve ser observada em relação às medidas de pobreza diz respeito à sua sensibilidade em relação à escolha de uma linha de pobreza. No período 1995-2005 em que houve um aumento generalizado da pobreza, as medidas mais sensíveis para captar a distância dos mais pobres à linha de pobreza foram responsáveis pelas menores variações em termos percentuais. Em contrapartida, no período 2001-2005, esse mesmo grupo de

medidas foi o único que captou de maneira generalizada uma redução das medidas de pobreza. Isso talvez reflita o fato de que quanto mais a medida de pobreza escolhida consegue captar as características de renda dos mais pobres entre os pobres, menos importantes se tornam a escolha da linha de pobreza e a discrepância das magnitudes das variações.

Algumas considerações adicionais devem ser feitas sobre esses resultados. Inicialmente deve-se observar que o ano de 1995 foi o primeiro ano após o Plano Real em que foi divulgada a PNAD, e os níveis de pobreza estavam mantendo um comportamento de relativa estabilidade nos anos anteriores à sua implementação. Barros, Henriques e Mendonça (2001) estabelecem que esse comportamento estável da proporção de pobres oscilava entre 40% e 45%. As flutuações em torno desses valores eram justificadas pela instável dinâmica macroeconômica do período.

Com a implementação do Plano Real, os níveis de pobreza foram reduzidos, e esse fenômeno foi captado de maneira generalizada. A Tabela 10 mostra que a proporção de pobres (FGT(0)) atingiu um novo patamar de oscilação entre 26% e 31% no período de 1995 a 1999¹¹⁶. Um fator importante da redução da pobreza após a implementação de algum plano econômico é o fato de esse resultado ser sustentável ou não.

No Plano Cruzado em 1986, por exemplo, a magnitude da queda no indicador da pobreza foi maior do que a variação ocorrida entre 1993 e 1995 após o Plano Real. No entanto, a queda de 1986 não gerou resultados sustentados, com o valor da pobreza retornando no ano seguinte ao patamar vigente antes do Plano Cruzado. A variação de 11,55% em FGT(0) no período de 1995 a 1999 e todas as outras medidas de pobreza tendo uma variação abaixo desse valor sinalizam que os efeitos do Plano Real foram sustentáveis e que ocorre uma flutuação normal do indicador até atingir um novo patamar estável.

O aumento do nível de pobreza de 1999 a 2001 também pode ser justificado e está relacionado à sensibilidade das medidas de pobreza e à linha de pobreza adotada. O crescimento da pobreza em 2001 está relacionado à

¹¹⁶ Barros, Henriques e Mendonça (2001) estabelecem esse novo patamar em torno de 34%.

significativa elevação do salário mínimo: parâmetro utilizado para determinar a linha de pobreza. Em termos nominais, a variação foi de 32,25% (R\$136,00 em setembro de 1999 para R\$180,00 em 2001) enquanto no mesmo período a variação do INPC foi de 15,28%, e a variação dos rendimentos médios nominais do trabalho principal da PNAD foi de 17%. Isso implica que a elevação da pobreza entre 2001 e 1999 parece obedecer mais a elevação da unidade de medida (o salário mínimo) que a outros fatores (queda nos rendimentos ou aumento no desemprego, por exemplo).

Levando em conta esse problema, pode-se observar analisando a Tabela 10 que o nível de pobreza (proporção de pessoas pobres) tende a se estabilizar em 32% e oscilar em torno disso devido à dinâmica macroeconômica. A comparação dos resultados entre os diversos estudos que analisam a pobreza revela uma grande discrepância nas estimativas obtidas. A Tabela 11 mostra a estimativa da proporção de pobres realizada nesse estudo (FGT(0)) e as outras colunas, as estimativas resenhadas em outros estudos.

Tabela 11. Comparação da proporção de pobres estimada com o resultado de outros estudos no Brasil, no período de 1995 a 2005.

Ano	FGT(0)	FGT(0)1	FGT(0)2	FGT(0)3	FGT(0)4
1995	26,66	26,34	33,9	35,08	33,8
1996	27,58	24,91	33,5	34,72	33,4
1997	27,69	26,26	33,9	35,18	33,9
1998	28,95	26,40	32,8	33,97	32,7
1999	29,74	26,95	34,1	35,26	33,9
2001	32,70	30,59	----	35,11	33,6
2002	31,61	----	----	34,34	32,9
2003	34,02	----	----	35,69	34,1
2004	33,13	----	----	33,57	32,1
2005	32,80	----	----	30,69	29,5

Fonte: FT(0) – estimado; FGT(0)1 (RAMOS; SANTANA, 2003); FGT(0)2 (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2001); FGT(0)3 (IPEADATA, <http://www.ipeadata.gov.br>); FTG(0)4 (IETS, <http://www.iets.org.br>).

Analisando o ano de 1999, pode-se observar que as estimativas variam de 26,95 (menor valor) a 35,29 (maior valor). Essa variação de 8,34 p.p. equivale a 14.074.047 pessoas no ano de 1999. Existem várias explicações que tentam justificar essas divergências, sejam elas de natureza metodológica, em que pesem principalmente as diferenças nas linhas de pobreza adotadas, sejam elas relacionadas às imperfeições dos dados ou ainda relativas aos diferentes conceitos de renda que podem ser utilizados, inclusive, quanto às hipóteses apriorísticas adotadas para sua manipulação.

Uma alternativa a essa variabilidade de resultados consiste em estimar as medidas de pobreza estabelecendo intervalos de confiança para as medidas obtidas. As Tabelas 12, 13 e 14 estimam as medidas FGT apresentando os intervalos de confiança e o efeito do plano amostral para construção desse intervalo (*EPA ampliado*). A Tabela 12 mostra que mesmo trabalhando com intervalos de confiança da ordem de 5% pode-se observar que a discrepância entre os resultados das medidas de pobreza obtidas em outros estudos e o calculado nesse trabalho ainda continua elevada.

Tabela 12. Proporção de pobres no Brasil [FGT(0)], de 1995 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
1995	0,2666354	0,0031924	0,2603769	0,2728939	17,50018
1996	0,2758769	0,0032607	0,2694846	0,2822692	17,44834
1997	0,2769985	0,0031224	0,2708773	0,2831197	16,79484
1998	0,2895474	0,0032435	0,2831889	0,2959059	17,51556
1999	0,2974723	0,0032465	0,2911082	0,3038365	17,58287
2001	0,3270124	0,009531	0,3082887	0,3457361	153,7389
2002	0,3161814	0,0030999	0,310104	0,3222587	16,76337
2003	0,3403266	0,0031713	0,3341095	0,3465438	16,84734
2004	0,3313515	0,0032544	0,3249714	0,3377316	18,66657
2005	0,3280272	0,0034769	0,321211	0,3348435	21,81467

Fonte: Dados da pesquisa

No ano de 1999, a estimativa para o índice FGT(0) calculado nesse estudo foi de 29,74% e o intervalo de confiança para essa medida

(0,2911;0,3038). As estimativas obtidas nos estudos resenhados na Tabela 11 foram de 26,95% (FGT(0)1); de 34,1% (FGT(0)2); de 35,26% (FGT(0)3); e de 33,9% (FGT(0)4). Mais do que uma divergência metodológica entre os diversos estudos, essa discrepância nos resultados pode ser um sério impedimento para a elaboração de políticas públicas que visem a eliminar a pobreza e subsidiar esse tipo de análise. Diniz e Arraes (2007) mostram que as medidas de pobreza por estado no Brasil estão superestimadas.

A última coluna da Tabela 12 mostra uma medida denominada EPA ampliado (*meff*). Valores grandes (> 1) do EPA ampliado indicam que o estimador “ingênuo” da variância obtido ignorando o plano amostral complexo tende a subestimar esta mesma variância. O erro padrão na Tabela 12 é calculado utilizando a estrutura do plano amostral complexo, todavia, os intervalos de confiança são estabelecidos baseando-se na hipótese de normalidade da distribuição amostral. Notadamente, essa aproximação para construção dos intervalos de confiança subestima os verdadeiros valores. Isso porque EPAs ampliados maiores do que um indicam que o nível de significância verdadeiro é superior ao nominal (PESSOA; NASCIMENTO SILVA, 1998)¹¹⁷.

Na Tabela 13, o hiato de pobreza é uma medida que se refere à intensidade da pobreza. Deve-se ressaltar que na medida em que se aumenta o parâmetro que caracteriza o indicador FGT (0→1), mais peso está sendo dado aos níveis mais baixos de renda. O hiato de pobreza pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, por meio de uma perfeita focalização das transferências de renda. Isso implica que uma redução do indicador sinaliza que o montante de recursos necessários para erradicar a pobreza absoluta se torna menor¹¹⁸.

¹¹⁷ O procedimento de construir o intervalo de confiança da estimativa baseado na hipótese de normalidade da distribuição amostral ainda persiste porque muitos pacotes estatísticos são capazes de produzir o EPA ampliado mas não procedem às correções necessárias para que os valores dos intervalos sejam reais e não apenas nominais. Pessoa e Nascimento Silva (1998, p.61-63) mostram que sempre que o EPA ampliado for maior que um, a verdadeira distribuição é uma espécie de distribuição normal com um fator de correção.

¹¹⁸ O comportamento do hiato de pobreza pode também ser visto como um sinal de que políticas de transferência estão focalizando os mais pobres dos pobres.

Tabela 13. Hiato de pobreza no Brasil [FGT(1)], de 1995 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
1995	0,1437568	0,0021018	0,1396364	0,1478772	18,22932
1996	0,1508161	0,0022482	0,1464086	0,1552236	18,55123
1997	0,1528249	0,002179	0,1485532	0,1570967	18,709
1998	0,1580431	0,0021306	0,1538663	0,1622199	17,23165
1999	0,1567541	0,001944	0,1529433	0,1605649	14,92399
2001	0,1776875	0,0034334	0,1709426	0,1844324	46,56552
2002	0,168102	0,001875	0,1644262	0,1717779	14,84994
2003	0,1813771	0,0020107	0,1774351	0,185319	16,07012
2004	0,1711757	0,0021243	0,167011	0,1753403	19,82646
2005	0,1680826	0,0021327	0,1639016	0,1722636	21,01226

Fonte: Dados da pesquisa

O hiato de pobreza aumentou nos períodos 1995-1999 e 1995-2005 em 9,05% e 16,91%, respectivamente, tendo se reduzido no período 2001-2005 em 5,41%. O fato de o hiato de pobreza ter aumentado proporcionalmente menos que a proporção de pessoas pobres nos dois períodos analisados evidencia que os pobres ficaram, em média, mais próximos da linha de pobreza. O comportamento dessa medida é bastante similar à proporção de pessoas pobres no que diz respeito a ter essa proporção sofrido uma forte redução após o Plano Real em 1994 e, posteriormente, no período 1995-1999 ter oscilado em torno de 15%, e no período 2001-2005, em torno de 17%.

A Tabela 14 analisa o hiato de pobreza ao quadrado e tal indicador dentro da família FGT é aquele ao qual se atribui maior peso para as pessoas mais pobres (dentre os utilizados nesse estudo) e nessa perspectiva é mais capaz de indicar a evolução da situação dos mais pobres. O hiato de pobreza aumentou nos períodos de 1995-1999 e 1995-2005 de, respectivamente, 9,77% e 11,82% e se reduziu no período 2001-2005 em 9,84%. O sinal das variações nesse indicador é o mesmo obtido na análise da medida FGT(1), mas a magnitude não, ou seja, tal indicador tende a aumentar menos em períodos de aumento das medidas de pobreza e a se reduzir mais em períodos de redução. Em síntese,

apresenta alta sensibilidade ao comportamento da renda associada aos mais pobres entre os pobres.

Tabela 14. Hiato de pobreza ao quadrado no Brasil [FGT(2)], de 1995 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
1995	0,1024619	0,0017891	0,0989545	0,1059692	17,01903
1996	0,1101327	0,0019524	0,1063051	0,1139603	17,25441
1997	0,1106638	0,0018538	0,1070297	0,114298	17,07589
1998	0,1146098	0,0017427	0,1111934	0,1180262	14,461
1999	0,1124039	0,0015575	0,1093507	0,1154572	12,12722
2001	0,1270892	0,0021714	0,1228234	0,1313549	24,03439
2002	0,1175766	0,0014561	0,1147219	0,1204313	11,79835
2003	0,1272504	0,0015944	0,1241247	0,1303761	13,2197
2004	0,1191587	0,0017158	0,1157948	0,1225225	17,17653
2005	0,1145195	0,0016044	0,1113742	0,1176649	16,22917

Fonte: Dados da pesquisa

Os resultados das medidas de pobreza das Tabelas 12, 13 e 14 devem ser analisados tendo em vista algumas restrições metodológicas. Comparações intertemporais de índices de pobreza calculados como submúltiplos do salário mínimo (SM) podem gerar alguns problemas, estando o principal deles associado à variação do poder de compra (valor real) do salário mínimo ao longo do tempo. Nesse contexto, as medidas de pobreza não se reduzem porque a linha de pobreza cresce em termos reais. Em períodos mais recentes no Brasil (2001-2005), o valor do salário mínimo (SM) vem sofrendo aumentos reais e isso também justifica porque a queda nas medidas de pobreza ocorrida nesse estudo é mais conservadora do que em outros estudos similares para o Brasil (Tabela 11). O Quadro 7 sintetiza os resultados obtidos nesse item para a mensuração da concentração de renda e da pobreza.

De acordo com o Quadro 7, o período 1995-2005 foi marcado por uma redução da concentração de renda quando analisado pelo índice de Gini e de um aumento generalizado da pobreza quando traduzido por qualquer uma das

medidas listadas. Nesse contexto, redução da desigualdade não resultou em redução da pobreza.

Período/Medida	1995-1999	2001-2005	1995-2005
Índice de Gini	Queda 0,76%	Queda 4,55%	Queda 5,19%
FGT (0)	Aumento 11,55%	Aumento 0,31%	Aumento 23,03%
FGT (1)	Aumento 9,05%	Queda 5,41%	Aumento 16,91%
FGT (2)	Aumento 9,77%	Queda 9,84%	Aumento 11,82%
Watts (W)	Aumento 6,54%	Aumento 3,89%	Aumento 37,02%
Sen (SE)	Aumento 11,26%	Queda 6,97%	Aumento 18,84%

Quadro 7 – Síntese da variação dos indicadores para a medir desigualdade no Brasil no período 1995 a 2005.

Fonte: Dados da pesquisa

No período 1995-1999, houve uma queda mínima (0,76%) e não-significativa do índice de Gini e um aumento generalizado das medidas de pobreza. Nesse período, os efeitos do Plano Real de 1994 em relação à pobreza se consolidaram, mas em relação à distribuição de renda se mostraram ineficazes. Por fim, no período 2001-2005 houve uma queda do índice de Gini acompanhada somente pelas medidas de pobreza que dão maior peso em sua constituição aos mais pobres (FGT(1), FGT(2) e Sen (SE)). Em virtude dessa melhoria nas medidas de distribuição da renda no período 2001-2005, o relatório do IPEA (IPEA, 2006) estabeleceu que a redução na concentração teria elevados impactos sobre a redução da pobreza e como a renda *per capita* não havia crescido no período, a queda na pobreza deveria ser integralmente atribuída à redução da desigualdade.

Existe na literatura uma discussão sobre o comportamento das medidas de pobreza que em alguns momentos se comporta de forma mais anticíclica do que a desigualdade, ou seja, com bruscos aumentos durante recessões e um substancial declínio com a volta do crescimento. A renda real *per capita* média aumentou nos períodos de 1995-2005 e 2001-2005 em, respectivamente, 0,45% e 2,74% e se reduziu no período 1995-1999 em 3,97%. Para estabelecer essa

relação direta entre crescimento e variação da medida de pobreza deve-se recorrer a algum tipo de decomposição e isso será feito no próximo item.

5.2 Decomposição das variações das medidas de pobreza

Em virtude da queda recente da desigualdade no Brasil no período 2001-2005, existe um debate envolvendo a questão da distribuição de renda e seus impactos na pobreza. O relatório do IPEA (IPEA, 2006) estabelece que a redução na concentração de renda gera um impacto nas medidas de pobreza. Por outro lado, Salm (2007) afirma que atribuir a diminuição da pobreza à melhoria na distribuição de renda é uma maneira de desqualificar a importância do crescimento e nesse caso a ordem dos fatores pode alterar o produto. Nesse debate há uma confusão entre os conceitos de causalidade e decomposição.

A identidade entre variações na renda familiar *per capita* e nos índices de desigualdade de renda sobre a redução da pobreza deveria ser aparentemente clara numa base de dados com informações de indivíduos ao longo do tempo. No entanto, os modelos de decomposição representam uma aproximação discreta de uma decomposição infinitesimal e nesse sentido representam uma aproximação do efeito de cada componente explicativa da pobreza. De maneira mais simples, os modelos de decomposição estabelecem os fatores reais responsáveis pelo aumento ou diminuição das medidas de pobreza sem considerar a causalidade desse movimento, partindo de um grupo de variáveis previamente definidas.

A Tabela 15 mostra essa decomposição para o índice de pobreza intitulado proporção de pessoas pobres. As variações nas medidas de pobreza são decompostas em três componentes: (a) componente de crescimento, (b) componente de redistribuição e (c) resíduo ou componente residual. Uma característica a se ressaltar na Tabela 15 é que o resíduo existe sempre ao longo do período analisado e isso mostra que a medida de pobreza não é aditivamente separável entre a renda média e a Curva de Lorenz (RAVALLION; DATT, 1991). Também não se pode atribuir nem ao componente de crescimento e nem

ao componente de distribuição o valor do termo residual porque ele pode aparecer devido à instabilidade de um ou outro componente.

Tabela 15. Decomposição da variação do índice de pobreza, proporção de pobres (P_0 ou $FGT(0)$), para o Brasil no período de 1995 a 2005*.

Período	P_0 (t)%	P_0 (t+n)%	(a)	(b)	(c)	Δ (em p.p.)
1995-1996	26,664	27,588	-2,107	5,492	-2,461	0,924
1996-1997	27,588	27,700	-0,642	3,263	-2,509	0,112
1997-1998	27,700	28,955	-0,319	4,059	-2,485	1,255
1998-1999	28,955	29,747	-0,025	2,270	-1,453	0,792
1999-2001	29,747	32,701	-4,036	9,537	-2,548	2,954
2001-2002	32,701	31,618	-2,072	4,326	-3,337	-1,083
2002-2003	31,618	34,033	-1,613	7,070	-3,042	2,415
2003-2004	34,033	33,135	-1,601	3,278	-2,575	-0,898
2004-2005	33,135	32,803	-3,173	5,762	-2,921	-0,332
1995-1999	26,664	29,747	-3,461	10,352	-3,808	3,084
2001-2005	32,701	32,803	-8,796	15,823	-6,925	0,101
1995-2005	26,664	32,803	-14,264	36,626	-16,223	6,139

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza = a+b+c; * os valores apresentados têm como base o período inicial.

A decomposição da Tabela 15 coloca em evidência o que está direcionando o processo de mudança de pobreza. Ao longo da Tabela 15, pode-se observar que ano a ano, o componente de crescimento e o resíduo tendem a diminuir a pobreza, enquanto o componente de redistribuição tende a aumentá-la. Neri (2000) estabelece que o efeito de alívio de pobreza do componente de desigualdade tende a aumentar a pobreza, quanto mais baixa for a linha de pobreza usada e maior o peso atribuído aos mais pobres ($FGT(1)$ e, especialmente, $FGT(2)$).

A linha de pobreza utilizada nesse estudo corresponde à metade do salário mínimo da semana de referência da PNAD ao longo do período 1995-2005 e, comparada com outros estudos (NERI, 2000; MANSO; BARRETO; TEBALDI, 2006; MARINHO; SOARES, 2003), é a mais baixa escolha utilizada.

Essa é uma justificativa inicial de o fato do componente de redistribuição dominar os efeitos dos componentes de crescimento e residual ao longo das Tabelas 15 e 16, quando se analisa a proporção de pessoas pobres. A proporção de pessoas pobres se eleva em 6,139 p.p. no período 1995-2005 e o componente responsável por essa elevação foi o componente de redistribuição. Nessa variação da medida FGT(0) de 6,139 p.p. (ou 23,02%) no período de 1995-2005, o componente de crescimento é responsável por 21% dessa variação, o componente de redistribuição por 55% e o componente residual por 24%.

A variação positiva da medida FGT(0) de 3,084 p.p. (11,56%) no período de 1995-1999 tem como principal componente para explicar essa variação o componente de redistribuição. Na variação de FGT(0), o componente de crescimento é responsável por 20% dessa variação, o componente de redistribuição por 59% e o componente residual por 21%. Finalmente, a variação positiva de 0,101 p.p. (0,31%) no período 2001-2005 tem como principal componente para explicá-la também o componente da redistribuição. Nessa variação de FGT(0), o componente de crescimento é responsável por 28% dessa variação, o componente de redistribuição por 50% e o componente residual por 22%.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) efetuaram a decomposição da proporção de pobres no período de 1995 a 2004 e estabeleceram que a variação da medida no período foi de -6,1%, tendo sido o componente de crescimento da renda a principal fonte de redução da pobreza. Esse resultado difere substancialmente do resultado obtido nesse estudo e isso pode ser justificado pela escolha da linha de pobreza e também pela decomposição utilizada não ser exatamente a mesma efetuada pela Tabela 15.

Neri (2000) fez a decomposição da proporção de pessoas pobres no período de 1985 a 1995 para diferentes linhas de pobreza, sem considerar o termo residual. Quando a linha de pobreza é equivalente a 0,5 S.M., a variação em FGT(0) é de 1,02 p.p. e o principal componente responsável por essa variação é o componente da desigualdade (efeito positivo); a 1,0 S.M., a variação em FGT(0) é de -2,74 p.p. e o principal componente responsável por essa variação é

o componente da desigualdade (efeito negativo); e quando equivalente a 1,5 S.M., a variação em FGT(0) é de -4,31 p.p. e o principal componente responsável por essa variação é o componente da desigualdade (efeito negativo).

Essa análise mostra que a variação na proporção de pessoas pobres é muito dependente da escolha da linha de pobreza e que o impacto do principal componente responsável pela variação também. A Tabela 16 também analisa a variação da proporção de pessoas pobres no período 1995 a 2005 considerando o efeito médio da variação.

Tabela 16. Decomposição da variação do índice de pobreza, Proporção de pobres (P_0), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-3,337	4,261	0,000	0,924
1996-1997	-1,896	2,008	0,000	0,112
1997-1998	-1,562	2,816	0,000	1,255
1998-1999	-0,751	1,544	0,000	0,792
1999-2001	-5,309	8,263	0,000	2,954
2001-2002	-3,741	2,658	0,000	-1,083
2002-2003	-3,134	5,549	0,000	2,415
2003-2004	-2,888	1,990	0,000	-0,898
2004-2005	-4,633	4,301	0,000	-0,332
1995-1999	-5,365	8,448	0,000	3,084
2001-2005	-12,259	12,360	0,000	0,101
1995-2005	-22,376	28,515	0,000	6,139

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t + n; t) = -R(t, t + n; t + n)$.

Nessa abordagem, o componente residual é anulado e apenas os componentes de crescimento e redistribuição são responsáveis pela variação na medida de pobreza. A variação de 6,139 p.p. (ou 23,02%) no período de 1995 a 2005 da proporção de pessoas pobres pode ser explicada em 44% pelo componente de crescimento e em 56% pelo componente de redistribuição. O componente dominante nessa variação é o mesmo assinalado pela Tabela 15, o

componente de redistribuição, no entanto, há um reescalonamento das magnitudes em virtude de o resíduo ser zerado.

No período 1995-1999, a variação de 3,084 p.p. (11,56%) pode ser explicada em 39% pelo componente de crescimento e em 61% pelo componente de redistribuição. O componente dominante nessa variação é o componente de redistribuição. No período mais recente, 2001-2005, a variação de 0,101 p.p. (0,31%) pode ser explicada em 50% pelo componente de crescimento e em 50% pelo componente de redistribuição. Não há componente dominante nesse período, visto que os componentes se equivalem.

As Tabelas 17 e 18 analisam a variação da medida hiato de pobreza (FGT(1)) ao longo do período 1995 a 2005. O primeiro ponto a ressaltar é que o único componente que apresenta uma contribuição sempre negativa é o componente residual. A contribuição dos componentes de crescimento e de redistribuição não é mais homogênea como na medida anterior, ou seja, o efeito oscila entre positivo e negativo de acordo com o ano analisado. O hiato de pobreza aumenta em 2,433 p.p. (16,91%) no período 1995-2005 e o componente responsável por essa elevação é o componente de redistribuição. Na variação de FGT(1), nesse período, o componente de crescimento é responsável por 18% dessa variação, o componente de redistribuição por 53% e o componente residual por 29%.

No período 1995-1999, a variação positiva de 1,300 p.p. (9,05%) tem como principal componente para explicá-la o componente de redistribuição. Na variação da medida FGT(1), nesse período, o componente de crescimento é responsável por 30% dessa variação, o componente de redistribuição por 58% e o componente residual por 12%. A variação negativa de -0,960 p.p. (5,41%) no período 2001-2005 do hiato de pobreza pode ser explicada em 33% pelo componente de crescimento, em 47% pelo componente de redistribuição e em 20% pelo componente residual. No período mais recente, 2001-2005, o componente de crescimento tem a contribuição do termo residual na redução do hiato de pobreza.

Tabela 17. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_I ou $FGT(I)$), para o Brasil no período de 1995 a 2005*.

Período	$P_I(t)\%$	$P_I(t+n)\%$	(a)	(b)	(c)	Δ (em p.p.)
1995-1996	14,376	15,082	-1,573	2,595	-0,316	0,706
1996-1997	15,082	15,282	-0,506	0,810	-0,103	0,201
1997-1998	15,282	15,804	-0,440	1,052	-0,090	0,522
1998-1999	15,804	15,675	-0,090	-0,024	-0,015	-0,129
1999-2001	15,675	17,769	-2,044	4,849	-0,712	2,093
2001-2002	17,769	16,810	0,822	-0,329	-1,452	-0,959
2002-2003	16,810	18,138	-1,406	3,069	-0,336	1,328
2003-2004	18,138	17,118	-1,220	0,375	-0,175	-1,020
2004-2005	17,118	16,808	-1,812	1,935	-0,433	-0,309
1995-1999	14,376	15,675	-2,522	4,787	-0,965	1,300
2001-2005	17,769	16,808	-5,120	7,142	-2,983	-0,960
1995-2005	14,376	16,808	-6,707	20,080	-10,941	2,433

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza = a+b+c; * os valores apresentados têm como base o período inicial.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), ao decompor a variação do hiato de pobreza no período de 1995 a 2004, estabelecem que uma variação negativa da ordem de -11,1% tem como principal componente dessa variação o crescimento (72,1%). As análises da decomposição do hiato de pobreza nesse estudo revelam que o componente de distribuição é o principal responsável em dois períodos (1995-2005 e 1995-2005) pela variação dessa medida de pobreza e no período mais recente (2001-2005) o componente de crescimento acrescido do termo residual responde por essa variação.

Neri (2000) também faz a decomposição do hiato de pobreza no período 1985 a 1995 para diferentes linhas de pobreza e os resultados obtidos são: para uma linha de pobreza de 0,5 S.M., a variação em $FGT(1)$ é de 1,88 p.p. e o principal componente responsável por essa variação é o componente de redistribuição (efeito positivo); para uma linha de pobreza de 1,0 S.M., a variação em $FGT(1)$ é de 0,48 p.p. e o principal componente responsável por essa variação é o componente de redistribuição (efeito positivo); e, por fim, quando a

linha de pobreza é de 1,5 S.M., a variação em FGT(1) é de -0,91 p.p. e tanto o componente de redistribuição quanto o de crescimento atuam para reduzir a medida de pobreza: ambos com efeito negativo.

Esse resultado também sinaliza que a decomposição do hiato de pobreza é bastante sensível à escolha da linha de pobreza utilizada. A Tabela 18 analisa a variação do hiato de pobreza no período de 1995 a 2005 considerando o efeito médio da variação.

Tabela 18. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_t ou $FGT(1)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-1,731	2,437	0,000	0,706
1996-1997	-0,558	0,759	0,000	0,201
1997-1998	-0,485	1,007	0,000	0,522
1998-1999	-0,098	-0,031	0,000	-0,129
1999-2001	-2,399	4,493	0,000	2,093
2001-2002	-1,616	0,657	0,000	-0,959
2002-2003	-1,574	2,901	0,000	1,328
2003-2004	-1,308	0,287	0,000	-1,020
2004-2005	-2,028	1,719	0,000	-0,309
1995-1999	-3,005	4,304	0,000	1,300
2001-2005	-6,611	5,650	0,000	-0,960
1995-2005	-12,177	14,610	0,000	2,433

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$.

A variação positiva de 2,433 p.p. (16,91%) no período de 1995 a 2005 do hiato de pobreza pode ser explicada em 50% pelo componente de crescimento e em 50% pelo componente de redistribuição. Não há componente dominante nesse período em relação à variação dessa medida. No período 1995-1999, a variação positiva de 1,300 p.p. (9,05%) pode ser explicada em 41% pelo componente de crescimento e em 59% pelo componente de redistribuição. O componente dominante nessa variação é o componente de redistribuição.

No período mais recente, de 2001-2005, a variação negativa de -0,960 p.p. (5,41%) no hiato de pobreza pode ser explicada em 54% pelo componente de crescimento e em 46% pelo componente de redistribuição. Isso implica que nesse período mais recente a variação da renda familiar *per capita* média tem sido o principal responsável pela melhoria na medida FGT(1).

As Tabelas 19 e 20 analisam a variação da medida hiato quadrático de pobreza (FGT(2)) no período de 1995 a 2005. A variação positiva da medida FGT(2) de 1,206 p.p. (11,77%) no período de 1995-2005 tem como principal componente para explicá-la o componente de redistribuição. Na variação de FGT(2), o componente de crescimento é responsável por 15% dessa variação, o componente de redistribuição por 52% e o componente residual por 33%.

Tabela 19. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou FGT(2)), para o Brasil no período de 1995 a 2005*.

Período	$P_2(t)\%$	$P_2(t+n)\%$	(a)	(b)	(c)	Δ (em p.p.)
1995-1996	10,246	11,013	-0,992	1,913	-0,154	0,767
1996-1997	11,013	11,066	-0,323	0,406	-0,030	0,053
1997-1998	11,066	11,461	-0,291	0,707	-0,022	0,395
1998-1999	11,461	11,240	-0,059	-0,160	-0,002	-0,221
1999-2001	11,240	12,709	-1,263	3,208	-0,476	1,469
2001-2002	12,709	11,758	-0,948	0,116	-0,120	-0,951
2002-2003	11,758	12,725	-0,913	2,056	-0,176	0,967
2003-2004	12,725	11,916	-0,804	0,036	-0,042	-0,809
2004-2005	11,916	11,452	-1,141	0,898	-0,221	-0,464
1995-1999	10,246	11,240	-1,545	3,153	-0,614	0,994
2001-2005	12,709	11,452	-3,158	4,006	-2,105	-1,257
1995-2005	10,246	11,452	-3,847	13,444	-8,391	1,206

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza = a+b+c; * os valores apresentados têm como base o período inicial.

No período 1995-1999, a variação positiva de 0,994 p.p. (9,70%) pode ser explicada em 29% pelo componente de crescimento, em 59% pelo componente de redistribuição e em 12% pelo componente residual. O componente dominante nesse período é o componente de redistribuição.

Adicionalmente, a variação de -1,257 p.p. (9,89%) no período de 2001-2005 tem como principais componentes para explicá-la o componente de crescimento e o componente residual, ambos contribuindo para uma redução na medida FGT(2). Na variação de FGT(2), o componente de crescimento é o responsável por 34% dessa variação, o componente de redistribuição por 43% e o componente residual por 23%.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), decompondo a medida FGT(2) no período de 1995 a 2004, estabelecem que a variação do hiato de pobreza ao quadrado (FGT(2)) foi de -12,9%, tendo sido o componente de redistribuição a principal fonte de redução da pobreza. Os resultados obtidos na decomposição de FGT(2) nesse estudo para o período 1995-2005 também têm como principal componente o de redistribuição, no entanto, o efeito (positivo) foi contrário ao obtido acima.

Neri (2000), ao decompor as variações da medida FGT(2) no período de 1985 a 1995, obtém os seguintes resultados de acordo com a linha de pobreza escolhida: para 0,5 S.M., a variação em FGT(2) foi de 2,05 p.p. e o principal componente responsável por essa variação foi o componente de redistribuição (efeito positivo); para 1,0 S.M., a variação em FGT(2) foi de 1,40 p.p. e o principal componente responsável por essa variação foi o componente de redistribuição (efeito positivo); e para 1,5 S.M., a variação em FGT(2) foi de 0,46 p.p. e o principal componente responsável por essa variação foi o componente de redistribuição (efeito positivo). Essa análise de FGT(2) retrata a idéia de que o componente de redistribuição tende a explicar mais a medida de pobreza à proporção que se dá mais peso ao mais pobres.

Os resultados obtidos nesse estudo para o período mais recente não corroboram essa afirmação visto que para o período mais recente (2001-2005), o componente de crescimento foi o principal responsável pela redução na medida de pobreza. A Tabela 20 analisa a variação do hiato ao quadrado no período de 1995 a 2005 considerando o efeito médio da variação.

Tabela 20. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou $FGT(2)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-1,069	1,836	0,000	0,767
1996-1997	-0,338	0,391	0,000	0,053
1997-1998	-0,302	0,696	0,000	0,395
1998-1999	-0,060	-0,161	0,000	-0,221
1999-2001	-1,501	2,970	0,000	1,469
2001-2002	-1,008	0,056	0,000	-0,951
2002-2003	-1,001	1,968	0,000	0,967
2003-2004	-0,825	0,016	0,000	-0,809
2004-2005	-1,252	0,788	0,000	-0,464
1995-1999	-1,852	2,846	0,000	0,994
2001-2005	-4,210	2,953	0,000	-1,257
1995-2005	-8,042	9,248	0,000	1,206

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$.

A variação positiva de 1,206 p.p. (11,77%) no período de 1995 a 2005 em $FGT(2)$ pode ser explicada em 47% pelo componente de crescimento e em 53% pelo componente de redistribuição. O componente dominante nessa variação é o componente de redistribuição. No período 1995-1999, a variação de 0,994 p.p. (9,70%) pode ser explicada em 39% pelo componente de crescimento e em 61% pelo componente de redistribuição. Esse último componente é o dominante para a variação da medida $FGT(2)$. Finalmente, no período mais recente, de 2001-2005, a variação de -1,257 p.p. (9,89%) pode ser explicada em 59% pelo componente de crescimento e em 41% pelo componente da redistribuição.

O componente dominante no período 2001-2005 é o componente de crescimento. O relatório do IPEA (IPEA, 2006) aponta a redução da concentração de renda no período mais recente como a responsável pela redução na pobreza, mas, de acordo com a decomposição da medida $FGT(2)$, o principal

responsável por essa redução é o componente de crescimento. Neri (2000) aponta a decomposição realizada ao longo desse item como muito simples e pouco robusta, estando os resultados da decomposição muito associados à escolha da linha de pobreza utilizada. Por isso, os resultados devem ser analisados tendo em vista a linha de pobreza utilizada.

5.3 Elasticidades para os componentes de crescimento e distribuição de renda

A partir das elasticidades estimadas em relação às variações da renda média (elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento) e do índice de Gini (elasticidade-gini), pode-se estabelecer qual a melhor estratégia para reduzir a pobreza no Brasil ao longo do tempo. A Tabela 21 apresenta as elasticidades da pobreza em relação às variações da renda média e do índice de Gini ao longo do período de 1995-2005, considerando a classe de indicadores FGT (0, 1 e 2).

Tabela 21. Elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda familiar *per capita* média e ao índice de Gini no Brasil, de 1995 a 2005.

Ano	ElcresP ₀	ElcresP ₁	ElcresP ₂	ElginiP ₀	ElginiP ₁	ElginiP ₂
1995	-0,9728	-1,2340	-1,4581	3,0069	7,9053	12,6888
1996	-0,9401	-1,1546	-1,3337	2,9807	7,8316	12,5700
1997	-0,9173	-1,1170	-1,2802	2,7828	7,4224	11,9513
1998	-0,9324	-1,1533	-1,3366	2,6826	7,1955	11,5999
1999	-0,9407	-1,1666	-1,3546	2,5614	6,8993	11,1341
2001	-0,8812	-1,0604	-1,1981	2,0133	5,7029	9,2996
2002	-0,9414	-1,1889	-1,3946	2,1421	5,9805	9,7238
2003	-0,9138	-1,1279	-1,2994	1,8315	5,2650	8,6129
2004	-0,9661	-1,2097	-1,4124	1,9329	5,4211	8,8275
2005	-0,9719	-1,2144	-1,4158	1,8540	5,2241	8,5157

Fonte: Dados da pesquisa

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação ao crescimento da renda média ($ElcresP_0$) durante o período de 1995 a 2005, pode-se observar inicialmente que a elasticidade da pobreza se relaciona

negativamente às variações na renda real familiar *per capita* média, sendo seu valor absoluto maior quando a desigualdade é menor. Quanto maior o valor da elasticidade-renda em valores absolutos, maior o efeito sobre a proporção de pessoas pobres. Ao longo do período de 1995 a 2005, pode-se observar certa estabilidade no comportamento da elasticidade-renda pobreza ($ElcresP_0$), em torno de -0,9. Esse resultado indica que se houver um acréscimo de 1% na renda real familiar *per capita* média, a proporção de pessoas pobres se reduz em 0,9%.

Os anos que apresentaram maiores valores para a elasticidade-renda em relação à proporção de pessoas pobres ($ElcresP_0$) foram o de 1995 pós Plano Real com -0,9728 e o de 2005 com -0,9719. Essas elasticidades são construídas usando apenas as características da distribuição de renda ano a ano das PNADs, e esses dois altos valores da elasticidade-renda se justificam porque em 1995 e 2005 é que foram registradas as maiores taxas de crescimento da renda real familiar *per capita* média de, respectivamente, 23,59% e 7,08%. Marinho e Soares (2003) observam que a elasticidade-renda pobreza é menor nas economias com menor renda média.

Hoffmann (2005b) estima elasticidades a partir de parâmetros da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* admitindo que essa distribuição seja a log-normal e encontra as seguintes estimativas para elasticidade-renda em relação à proporção de pessoas pobres ($ElcresP_0$) em 1999, 2001 e 2002, de -0,84, -0,84 e -0,87¹¹⁹, respectivamente. Deve-se ressaltar que as estimativas da Tabela 21 foram baseadas no ajustamento da Curva de Lorenz e em virtude disso diferem desses valores.

As estimativas de elasticidade-renda ou elasticidade-gini obtidas pelo método de Kakwani (1990) podem levar a estimativas substancialmente mais altas do que o valor obtido admitindo que a distribuição permaneça log-normal (HOFFMANN, 2005b). Em virtude disso, os resultados para elasticidade-renda ($ElginiP_0$) da Tabela 21 são mais elevados do que os mencionados acima, visto

¹¹⁹ O valor absoluto da elasticidade-renda cresce com o rendimento e decresce com o aumento da desigualdade.

que o método utilizado nesse estudo segue a formulação de Kakwani (1990) e Datt (1998).

Outra característica que deve ser observada na Tabela 21 é o fato de que quanto mais peso no indicador de pobreza se dá aos mais pobres entre os pobres, maiores são as elasticidades tanto de crescimento quanto da distribuição de renda. Isso implica que $(ElcresP_0) < (ElcresP_1) < (ElcresP_2)$ em qualquer dos anos analisados¹²⁰.

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação à desigualdade ($ElginiP_0$) durante o período de 1995 a 2005, pode-se observar que esta elasticidade é uma função decrescente da desigualdade (de G), ou seja, no períodos em que há redução da desigualdade há também redução da elasticidade. A elasticidade da pobreza em relação ao índice de Gini ($ElginiP_0$) não apresenta um padrão de comportamento ao longo do período de 1995 a 2005, mas uma flutuação no intervalo (1,8540;3,0069).

No ano de 2005, por exemplo, isso indica que um aumento percentual unitário do índice de Gini ocasionaria uma elevação na proporção de pessoas pobres (P_0) de 1,85%. Hoffmann (2005b) encontra as seguintes estimativas para elasticidade-gini em relação à proporção de pessoas pobres ($ElginiP_0$), respectivamente, em 1999, 2001 e 2002, de 1,81, 1,84 e 1,87.

Recorrendo a um efeito simétrico da alteração do índice de Gini, os resultados da Tabela 21 apontam que, no período 1995 a 2005, uma política redistributiva seria mais efetiva do que o crescimento econômico para erradicar a pobreza. Os modelos de elasticidade são modelos preditivos e indicam alternativas para elaboração de políticas públicas, se fosse mantida a mesma estrutura de distribuição.

A partir do cálculo das elasticidades, é possível fazer simulações dos efeitos tanto do crescimento da renda familiar *per capita* média como das variações do padrão de distribuição de renda. As Tabelas 22 e 23 apresentam tais simulações em valores nominais para o período 1995-2005. A Tabela 22

¹²⁰ Isso também implica que $ElginiP_0 < ElginiP_1 < ElginiP_2$.

apresenta tal simulação levando em conta uma variação de 1% na renda nominal familiar *per capita* média e seu impacto sob o indicador proporção de pessoas pobres.

Tabela 22. Efeitos da variação de 1% na renda familiar *per capita* média em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 2005.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/ mês)
1995	50,00	158874963	44548540	44115171	433368	996940392	984638148	12302244
1996	56,00	161323169	44960767	44538091	422676	1168108802	1154621817	13486985
1997	60,00	163779827	47414260	46979328	434931	1343322141	1328317232	15004909
1998	65,00	166252088	49160742	48702367	458375	1483716759	1466605053	17111706
1999	68,00	168753552	50524813	50049526	475287	1585878380	1567377523	18500857
2001	90,00	173821934	58178201	57665534	512667	2540581387	2513641062	26940325
2002	100,00	176391015	57397636	56857294	540342	2621170482	2590007387	31163095
2003	120,00	178985306	61517250	60955105	562144	3468735230	3429611365	39123865
2004	130,00	181586030	59996024	59416402	579622	3529124493	3486432674	42691819
2005	150,00	184184264	61793821	61193246	600574	4185587399	4134757626	50829773

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: LP = linha de pobreza adotada; n = total de pessoas; np1 = número de pessoas pobres antes da alteração da renda média; np2 = número de pessoas pobres após a alteração da renda média; dif = diferença; R1 = recursos mensais necessários para elevar a renda de todas as pessoas pobres à linha de pobreza antes a alteração; R2 = mesmos recursos necessários após a alteração.

Em 2005, a população brasileira era de 184.184.264 habitantes, entre os quais 61.793.821 eram considerados pobres a partir de uma linha de pobreza de R\$150,00. Com uma variação de 1% da renda nominal familiar *per capita* média, esse contingente de pessoas pobres seria reduzido em 600.574 pessoas e o montante necessário para eliminar completamente a pobreza sofreria um decréscimo da ordem de R\$50.829.773 (Valores em R\$ de 2005).

De maneira análoga, a Tabela 23 apresenta uma simulação levando em conta uma variação de 1% no Índice de Gini e seu efeito em relação à proporção de pessoas pobres. Agora, para o ano de 2005, com a mesma população brasileira de 184.184.264 habitantes, entre os quais 61.793.821 considerados pobres, o efeito da variação do indicador de concentração em 1% iria reduzir o número de pessoas pobres em 1.145.657 pessoas. Esse patamar de redução é cerca de 90,7% maior que a variação da renda média.

Tabela 23. Efeitos da variação de 1% no Índice de Gini em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 2005.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/ mês)
1995	50,00	158874963	44548540	43209009	1339530	996940392	918129263	78811129
1996	56,00	161323169	44960767	43620621	1340146	1168108802	1076627193	91481609
1997	60,00	163779827	47414260	46094815	1319444	1343322141	1243615398	99706743
1998	65,00	166252088	49160742	47841956	1318786	1483716759	1376955919	106760840
1999	68,00	168753552	50524813	49230670	1294143	1585878380	1476463873	109414507
2001	90,00	173821934	58178201	57006899	1171302	2540581387	2395694571	144886816
2002	100,00	176391015	57397636	56168121	1229515	2621170482	2464411382	156759100
2003	120,00	178985306	61517250	60390561	1126688	3468735230	3286106320	182628910
2004	130,00	181586030	59996024	58836361	1159663	3529124493	3337807125	191317368
2005	150,00	184184264	61793821	60648163	1145657	4185587399	3966928128	218659271

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: LP = linha de pobreza adotada; n = total de pessoas; np1 = número de pessoas pobres antes da alteração da renda média; np2 = número de pessoas pobres após a alteração da renda média; dif = diferença; R1 = recursos mensais necessários para elevar a renda de todas as pessoas pobres à linha de pobreza antes a alteração; R2 = mesmos recursos necessários após a alteração.

As elasticidades e simulações apresentadas indicam que o efeito potencial da redução da concentração de renda é muito maior do que o efeito da renda média. O que a metodologia não permite (porque subentende completa separabilidade entre a Curva de Lorenz e a renda média) é determinar o efeito cruzado dessas duas fontes, sinalizando a necessidade de utilização de algum tipo de parametrização que permita calcular tais efeitos.

5.4 Índice de Pareto e a evolução da renda familiar *per capita*

A literatura que analisa os principais responsáveis pela redução da pobreza aponta o papel fundamental desempenhado pela renda familiar *per capita* média. Além disso, a *proxy* utilizada por muitos modelos para representar o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza ao longo do tempo também é representada pela renda familiar *per capita* média. É muito comum associar as mudanças nos indicadores de pobreza ao longo do tempo a flutuações da renda familiar *per capita* média ou a variações dos indicadores de concentração de renda.

Tanto os modelos de decomposição quanto os de determinação de elasticidades também recorrem à renda familiar *per capita* média para estabelecer seus resultados. Por isso, torna-se relevante conhecer em que grau essa variável tem se modificado ao longo do tempo. A Tabela 24 apresenta a evolução da renda nominal familiar *per capita* média com seu respectivo intervalo de confiança ao longo do período de 1995 a 2005. Em suas estimativas foram consideradas todas as informações do desenho amostral (pesos, estratos e unidades primárias).

Tabela 24. Renda nominal familiar *per capita* média para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Ano	Renda nominal familiar <i>per capita</i> média (μ)			
	Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%	
1995	200,1913	2,517926	195,255	205,1276
1996	227,7598	2,7298	222,4082	233,1114
1997	237,1964	2,8730	231,5642	242,8287
1998	245,6753	2,9807	239,832	251,5186
1999	247,356	3,0037	241,4676	253,2444
2001	289,2007	16,3885	257,0052	321,3962
2002	418,6249	4,8710	409,0753	428,1745
2003	350,9038	3,9355	343,1884	358,6192
2004	379,0683	4,0681	371,0928	387,0437
2005	426,2561	4,7701	416,9046	435,6077

Fonte: Dados da pesquisa

Visando a eliminar os efeitos da inflação na variação da renda familiar *per capita* média, a Tabela 25 apresenta o comportamento dessa variável em termos reais. A evolução da renda real familiar *per capita* média é um importante indicador da evolução das condições sociais do país. Deve-se ressaltar o efeito do Plano Real na taxa de crescimento da renda real familiar *per capita* média no período 1993-1995, ou seja, um aumento de 23,5%. Após o ano de 1995, a taxa de crescimento da renda real familiar *per capita* média só atingiu um valor acima de 5% no ano de 2005. Essa estagnação e até mesmo retração (como ocorreu em

1997, 1999 e 2003) da real familiar *per capita* média justificam o aumento ou a manutenção dos níveis da pobreza.

No Brasil, o principal componente para redução da pobreza é o componente de crescimento traduzido pela evolução da renda real familiar *per capita* média (NEDER; SILVA, 2004; MANSO; BARRETO, TEBALDI, 2006). Somente no período mais recente, de 2001-2005, é que o índice de Gini também começou a contribuir marginalmente para essa redução.

Tabela 25. Renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Ano	Renda real familiar <i>per capita</i> média (μ)				
	Estimativa	Taxa. Crescimento %	Erro padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%	
1995	424,3441	23,5957	5,337231	413,8807	434,8074
1996	429,4382	1,2005	5,147028	419,3478	439,5286
1997	428,6451	-0,1847	5,191928	418,4668	438,8233
1998	430,737	0,4880	5,226016	420,4921	440,982
1999	407,461	-5,4038	4,947983	397,7613	417,1608
2001	414,8846	1,8219	23,51086	368,6972	461,0719
2002	418,6249	0,9015	4,871085	409,0753	428,1745
2003	391,6678	-6,4394	4,392688	383,0561	400,2794
2004	398,0378	1,6264	4,270956	389,6648	406,4108
2005	426,2561	7,0894	4,77044	416,9039	435,6083

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: * valores em R\$ de setembro de 2005 (deflacionados pelo INPC – Restrito).

As taxas de crescimento da renda real familiar *per capita* média não sinalizam se a evolução dessa medida foi estatisticamente significativa ao longo do tempo. Por isso é interessante analisar a evolução desta renda real familiar *per capita* média através das suas diferenças, e a Tabela 26 apresenta essa estimativa. Deve-se ressaltar que a estimação das variâncias e dos erros padrões das estimativas das diferenças da renda real familiar *per capita* média sofre o efeito do fator inflação quanto mais afastados se encontram do período de referência. Isto não interfere nos resultados, acarretando somente uma maior precisão nas

estimativas das diferenças de renda familiar *per capita* média para a estimativa que contenha o período de referência (2004-2005) ou esteja mais próximas do mesmo.

Tabela 26. Diferenças na renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período 1995-2005*.

Período	Estimativa	Erro padrão Linearização	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
1995 - 1996	-5,094083	4,430614	-1,15	0,250	-13,77984	3,591678
1996 - 1997	0,7930723	4,918523	0,16	0,872	-8,848957	10,4351
1997 - 1998	-2,091948	4,421433	-0,47	0,636	-10,75937	6,575476
1998 - 1999	23,27601	4,676386	4,98	0,000	14,10891	32,44312
1999 - 2001	-7,423521	24,2985	-0,31	0,760	-55,05606	40,20902
2001 - 2002	-3,740342	24,01017	-0,16	0,876	-50,81039	43,32971
2002 - 2003	26,95714	5,453559	4,94	0,000	16,26588	37,6484
2003 - 2004	-6,370057	5,126057	-1,24	0,214	-16,41921	3,679098
2004 - 2005	-28,21832	5,010599	-5,63	0,000	-38,04113	-18,39551
1995 - 1999	16,88305	5,327614	3,17	0,002	6,439302	27,32681
2001 - 2005	-11,37158	23,98995	-0,47	0,636	-58,40146	35,6583
1995 - 2005	-1,912048	7,15843	-0,27	0,789	-15,94404	12,11994

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: * valores em R\$ de setembro de 2005 (deflacionados pelo INPC – Restrito).

De acordo com a Tabela 26, no período de 1995-2005, em três momentos a variação da renda real familiar *per capita* média foi estatisticamente significativa: em 1998-1999 com uma redução de R\$23,27; em 2002-2003 com uma redução de R\$26,95; e no período 2004-2005 com um aumento de R\$28,21. Nos períodos 1995-2005 e 2001-2005, a variação da renda real familiar *per capita* média não foi estatisticamente significativa. Somente no período 1995-1999, a variação da renda real familiar *per capita* média foi estatisticamente significativa e o resultado desse movimento foi uma redução de R\$16,88 no indicador.

A literatura também aponta que transcorrida metade da década (2001-2005), a renda real familiar *per capita* média não tem contribuído para redução dos indicadores da pobreza. O IPEA (2006) ressalta que esta renda não cresceu no período 2001-2004 e que toda queda da pobreza verificada pode ser

integralmente atribuída à redução na desigualdade. No entanto, há uma contradição no próprio relatório, ao ressaltar que no período de 2001-2004 a renda média dos 10% mais pobres cresceu a uma taxa anual média de 7%, enquanto a renda média nacional declinou 1% ao ano (a.a.) e o crescimento da renda média dos 20% mais pobres foi de cerca de 20 p.p., acima do observado entre os 20% mais ricos.

Portanto, nesse contexto, a sensação dos mais pobres no período de 2001-2005 no Brasil era de estarem vivendo em um país com uma alta taxa de crescimento econômico, enquanto os 20% mais ricos tiveram a percepção de estar vivendo em um país estagnado. Esse tipo de informação retrata um problema bastante presente em medidas que sumarizam informação como a Tabela 26. Ao agregar as informações dos mais pobres, da classe média e dos mais ricos, anula-se toda a variação e isso compromete a análise das variáveis e também a busca de relações.

Uma última estimativa apresentada nesse estudo diz respeito ao indicador que caracteriza o estrato de renda mais rico, bem como o valor mínimo a partir do qual a distribuição de Pareto ajusta os valores de renda. O ponto de partida para essa estimativa é definir um valor mínimo de renda para efetuar tal ajuste, ou seja, uma classe de valores a partir do qual a distribuição de Pareto representa uma distribuição adequada para descrever o conjunto de dados. Nesse estudo optou-se pelo ajustamento dos valores de renda que representam o 1% dos valores mais altos de renda, conforme Clementi e Gallegati (2004).

A Figura 9 apresenta em valores reais a flutuação da renda desse estrato de indivíduos 1% mais ricos ao longo do período de 1995 a 2005. A partir das Figuras 9, faz-se uso das funções de densidade estabelecidas para estimar o Índice de Pareto e o valor mínimo, a partir do qual a distribuição da Lei de Potência é ajustada.

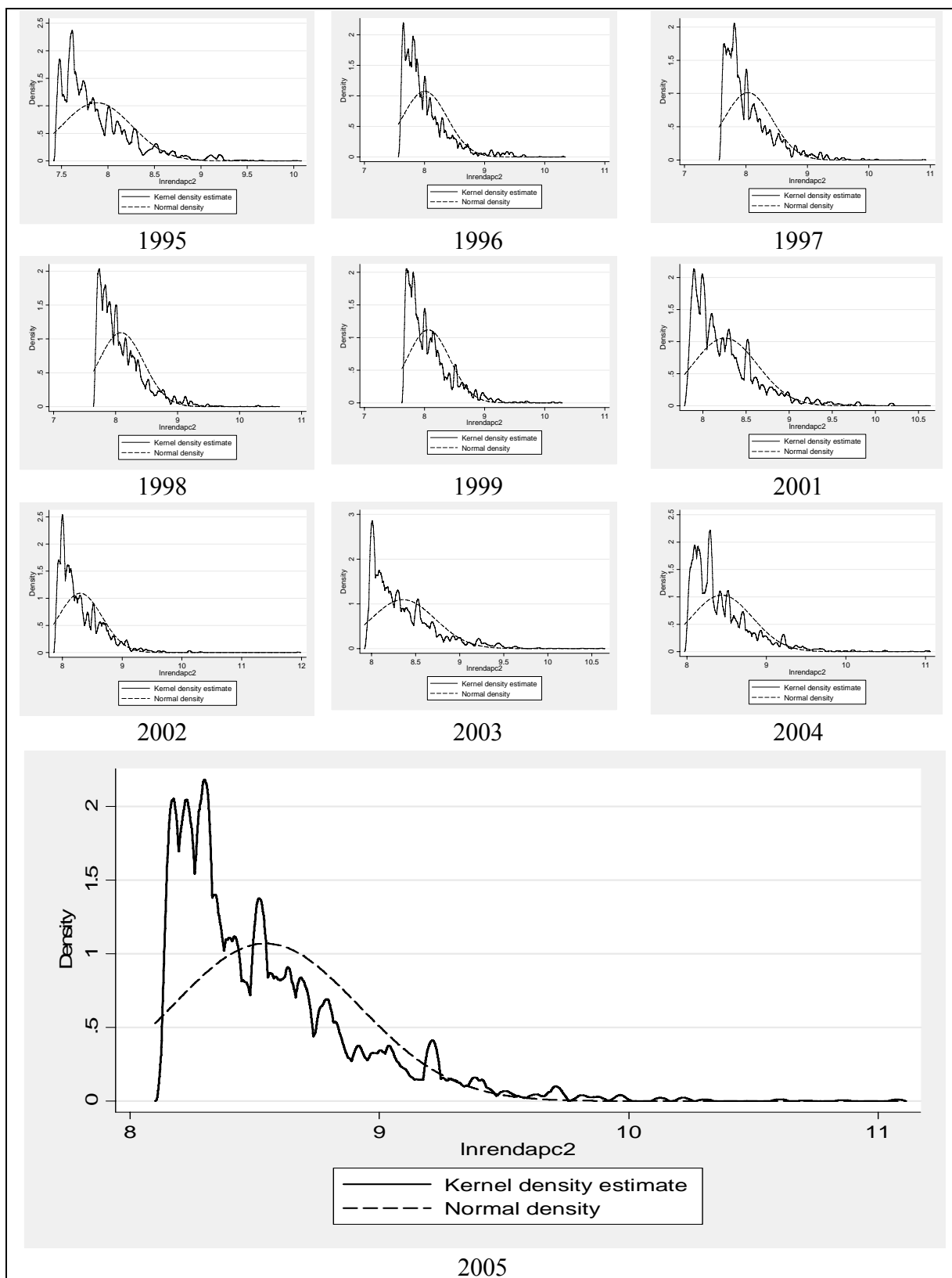


Figura 9 – Função Kernel (ou núcleo) do 1% mais rico (em valores nominais) do Brasil no período de 1995 a 2005.

Fonte: Dados da Pesquisa.

A Tabela 27 apresenta as medidas que caracterizam a distribuição de renda no estrato mais rico do Brasil (1% mais rico) no período de 1995 a 2005. O índice de Gini para o 1% mais rico do Brasil no período 1995-2005 sofreu uma redução de 5,19% (ou 1,40 p.p.), ou seja, a magnitude da queda no topo da distribuição é exatamente igual à observada para a distribuição como um todo. Analisando o período 1995-1999, também se observa uma redução do índice de Gini de 6,53% (ou 1,76 p.p.) e um aumento de 4,03% (0,99 p.p.) no período 2001-2005.

Tabela 27. Índice de Gini, renda real familiar *per capita* média, limite mínimo do estrato mais rico e índice de Pareto para o 1% mais rico em valores reais para o Brasil no período de 1995 a 2005.

Ano	Gini	$\mu(1\%)$	k1	Índice de Pareto (α)			
				Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%	
1995	0,2694	6105,58	3660,01	2,3554	0,07509	2,20802	2,50288
1996	0,2524	6161,73	3773,80	2,4809	0,07908	2,32567	2,63622
1997	0,2762	6156,48	3614,86	2,3100	0,07179	2,16913	2,45102
1998	0,2560	6197,07	3789,41	2,4552	0,07066	2,31425	2,59166
1999	0,2518	5657,68	3502,08	2,4855	0,06892	2,35024	2,62081
2001	0,2455	5829,48	3586,47	2,5364	0,07377	2,39118	2,68176
2002	0,2527	4405,94	3519,76	2,4781	0,07016	2,34043	2,61588
2003	0,2506	5159,14	3184,80	2,4944	0,06475	2,36736	2,62157
2004	0,2474	5173,36	3150,13	2,5202	0,06975	2,38330	2,65711
2005	0,2554	5605,14	3416,67	2,4574	0,06024	2,33918	2,57564

Fonte: cálculos do autor

Notas: k1 – limite mínimo do estrato mais rico em valores reais (valores em R\$ de 2005); $\mu(1\%)$ - renda real familiar per capita média do 1% mais rico em valores reais (valores em R\$ de 2005).

No período mais recente (2001-2005), o comportamento do índice de Gini para o 1% mais rico do Brasil aponta um aumento da concentração de renda e tal movimento é contrário ao observado para a distribuição como um todo. O período 2001-2005 também é marcado por uma redução (de 0,9% conforme a Tabela 2) da proporção de renda apropriada pelo 1% mais rico, ou seja, menos renda é apropriada de maneira mais desigual.

A renda familiar *per capita* média do 1% mais rico para o Brasil sofreu uma redução de 8,19% no período 1995-2005. Mais do que a magnitude da queda, essa redução mostra que o comportamento da renda familiar *per capita* média do 1% mais rico é bastante diferenciado da renda familiar *per capita* média para a distribuição como um todo que se manteve estável ao longo do mesmo período. Em termos absolutos (valores reais em R\$ de 2005), o maior valor da renda familiar *per capita* média do 1% mais rico para o Brasil é observada em 1998 e seu valor é de R\$6197,07.

O ano de 1998 foi um período de crescimento mínimo no país (0,13%) e o Brasil foi afetado por duas crises internacionais. A primeira estourou em outubro de 1997 no Sudeste da Ásia, mas seus efeitos se propagaram até o ano seguinte. Em agosto de 1998, houve a derrocada da Rússia a partir de sua moratória, e a economia brasileira sofreu fortes turbulências (SOUZA, 2001). Souma (2000) retrata que as medidas que caracterizam o topo da distribuição de renda estão mais associadas às flutuações de ativos do que ao lado real da economia (setor produtivo)¹²¹.

O índice de Pareto estimado do 1% mais rico do Brasil para o período 1995-2005 encontra-se no intervalo (2,31;2,53)¹²². Clementi e Gallegati (2004) estimam o índice de Pareto para a Itália e o valor dessa medida para os anos de 1995, 1998 e 2002 sejam de respectivamente 2,72 (0.002); 2,76 (0.002); e 2,71 (0.002). Esses resultados mostram que a desigualdade no estrato de 1% mais rico é maior no Brasil do que na Itália.

Analisando o índice de Pareto no período 1995-2005, pode-se observar que os anos de 1995 (2,35) e 1997 (2,31) apresentam a maior desigualdade da distribuição no estrato mais rico. O ano de 1995 é imediatamente posterior a um dos maiores aumentos reais da renda real familiar *per capita* média no período analisado e como a literatura aponta que o crescimento econômico tem um efeito concentrador, possivelmente, isso também teve sua contrapartida no estrato mais

¹²¹ Em economia, há uma distinção clássica entre variáveis do tipo fluxo e estoque, ou seja, a renda é uma variável fluxo, enquanto a riqueza é uma variável estoque. Uma turbulência externa pode afetar essas duas variáveis de maneira distinta, mesmo estando interligadas.

¹²² Quanto menor o índice de Pareto, mais desigual a distribuição no seu topo.

rico. O ano de 1997 foi marcado pelo enfretamento dos desequilíbrios provocados pela crise financeira no mercado asiático e as alterações no contexto internacional. No entanto, em 1997, o mercado interno e principalmente o PIB não foram contaminados por essa turbulência e a princípio não podem justificar um nível de desigualdade tão elevado para o topo da distribuição¹²³.

Por outro lado, o ano de 2001 é o que apresenta a maior magnitude para o índice de Pareto (2,53) e por isso menor desigualdade para o topo da distribuição. No ano de 2001 houve uma significativa elevação do salário mínimo e a literatura ressalta o papel desse aumento na base da distribuição (RAMOS; SANTANA, 2003). A princípio, não há nenhum efeito concentrador entre o aumento do salário mínimo e o topo da distribuição.

No modelo resenhado nesse estudo havia uma associação entre a distribuição de Pareto e a distribuição da renda real familiar *per capita* média ao longo do tempo, e tais distribuições seriam descritas pelo mesmo expoente. No entanto, da maneira como o modelo foi formulado, a renda real familiar *per capita* média que deveria ser analisada diz respeito somente aos valores de renda contidos no 1% mais rico. Nessa perspectiva, para extrapolar a argumentação para toda a distribuição, dever-se-ia tentar associar a evolução da renda real familiar *per capita* média do 1% mais rico com a evolução da renda real familiar *per capita* média de toda a população ou dos 99% restantes. Como foge do escopo desse estudo extrapolar essas considerações, isso não será analisado nesse estudo¹²⁴. O problema enunciado acima sinaliza que a distribuição de renda no Brasil deve ser analisada em cada estrato ou por grupos e a partir desta estratificação deve-se tentar relacionar cada grupo ou estrato. A partir desse corte, talvez informações mais relevantes possam ser obtidas.

¹²³ O relatório do Banco Central de 1997 mostra que o PIB cresceu 3% nesse período (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 1998).

¹²⁴ O objetivo específico era apresentar o modelo e caracterizar o estrato de renda mais rico, usando o desenho amostral de maneira adequada.

6. RESUMO E CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi relacionar o crescimento, a distribuição de renda e a pobreza. Analisadas isoladamente no período 1995-2005, cada uma dessas grandezas não mostrou que o Brasil segue num ritmo acelerado para se tornar um país menos desigual. A concentração de renda vem se reduzindo de maneira lenta e gradual. Esse movimento só ganhou força a partir de 2001 e o país em 2005 atingiu um nível de concentração da renda (Gini de 0,58) igual ao de 1981. Mantido esse padrão de redução da concentração do período recente (2001-2005), seriam necessários 20 anos para que o país passasse a apresentar uma distribuição compatível com os países que têm nível de desenvolvimento comparável ao brasileiro.

Analisando esse processo de redução da concentração de renda, há também aspectos que podem fornecer alternativas ao país. Entre 1995 e 2005, a parcela de renda apropriada pelos mais pobres foi elevada em (0,97 p.p.), enquanto a parcela de renda dos mais ricos (1%) foi reduzida em (0,90 p.p.). Há quase uma simetria nesse movimento (aumento-redução) e a contribuição da classe média é bem reduzida.

No topo da distribuição de renda no Brasil (1% mais rico), há menos renda sendo apropriada de maneira mais desigual no período mais recente (2001-2005). No Brasil sempre se argumentou que não adiantaria combater a desigualdade no topo da distribuição porque a proporção de renda acumulada pelos mais ricos não seria suficiente para promover melhorias significativas na distribuição. No entanto, há muitas evidências de que os ricos sejam mais ricos ainda do que retratam as pesquisas de renda e de que essa eliminação do estrato

mais rico tornaria os níveis de concentração do Brasil mais próximos de outros países com nível de desenvolvimento similar.

O efeito concentrador do crescimento econômico no topo da distribuição ainda carece de uma investigação mais profunda, mas há evidências iniciais de que expansão da renda implica aumento da concentração no topo da distribuição. Em períodos de aumento da renda real familiar *per capita* média como o ocorrido após o plano Real em 1994, há um aumento da concentração no topo da distribuição. Por outro lado, o aumento do salário mínimo parece ter efeito apenas na base da distribuição de renda, enquanto períodos de flutuações internacionais (e do mercado de ativos) parecem causar um impacto positivo no aumento da desigualdade do 1% mais rico.

Uma questão chave para elucidar essas relações é testar a causalidade entre renda (variável fluxo) e riqueza (variável estoque) e o comportamento dessas grandezas de acordo com a variação da renda média, do salário mínimo e do cenário internacional. Esse estudo analisou apenas o fluxo da renda, mas muitas questões que emergem do topo da distribuição parecem estar mais associadas ao estoque de riqueza. Se algum dia o estado quiser exercer o seu papel regulador no que diz respeito à desigualdade, deverá ter bem claro que mecanismo de transferência de renda deveria ser utilizado para que o 1% mais rico contribuísse de maneira contínua para melhorias nas condições de vida da parcela mais pobre da população.

Parte considerável da desigualdade de renda no Brasil está associada aos rendimentos mais elevados e seria mais justo que todos os estratos acima da linha de pobreza dessem sua contribuição numa magnitude proporcional à parcela de renda apropriada ou num montante proporcional à sua contribuição para o aumento da concentração. De maneira mais simples, o estrato mais rico da população (1%) deveria contribuir de algum modo para o processo de eliminação da desigualdade.

Com a estrutura tributária que o país possui e o modelo concentrador identificado nesse trabalho que liga crescimento econômico e o estrato de maior renda, isso não parece acontecer sem algum tipo de intervenção estatal. A

literatura tem apontado que impostos indiretos mais progressivos melhorariam a distribuição de renda no Brasil e se tais impostos fossem implementados no estrato mais rico da população (1%), esses recursos poderiam ser transferidos integralmente para a implantação de programas de renda mínima voltados para os mais pobres, programas que promovam a convergência entre a renda rural e a renda urbana ou mesmo programas de transferência de renda e capacitação com horizonte de tempo limitado.

As reduções nas medidas de pobreza conquistadas com o advento do plano Real em 1994 foram consolidadas, mas nenhum movimento de ampliação desses efeitos foi alcançado durante o período de 1995 a 2005. O Brasil no ano de 2005 ainda tem cerca de 32,8% da sua população vivendo na pobreza. Esse estudo mostra que dois dos elementos fundamentais para a redução da pobreza são a redução nas medidas de concentração e o aumento da renda real familiar *per capita* média.

A evolução lenta e gradual das medidas de concentração ao longo do período 1995-2005 não produziu efeitos na redução da pobreza. Os modelos que analisam a que se devem as variações das medidas de pobreza mostram claramente que não se pode ainda contar com a contribuição do componente de redistribuição. Pelo contrário, em alguns anos do período 1995-2005, esse componente atuou no sentido de piorar as medidas de pobreza. Por outro lado, a renda real familiar *per capita* média permaneceu estagnada durante o período de 1995-2005. Em 1995 era de R\$424,34; enquanto em 2005 era de R\$426,25; sinalizando que essa foi uma década perdida em termos de crescimento da renda real familiar *per capita* média.

Esse cenário pessimista em relação às medidas de pobreza tem no período mais recente (2001-2005) apresentado uma perspectiva de evolução, pois as medidas de pobreza que dão mais peso aos mais pobres têm se reduzido e o principal componente responsável por esse movimento é o componente de crescimento, seja via aumento da renda real familiar *per capita* média ou via aumento da parcela de renda apropriada pelos mais pobres.

O modelo de decomposição das variações nas medidas de pobreza mostra que, nos períodos em que houve redução da pobreza no Brasil, o fator responsável por essa redução ainda é o crescimento econômico. Notadamente, a apropriação de uma maior parcela da renda pelos mais pobres causa tanto melhorias nos indicadores de concentração quanto nas medidas de pobreza.

Em relação aos modelos de elasticidades utilizados nesse estudo, tais modelos mostram qual poderia ser o papel da distribuição de renda e do crescimento no processo de desenvolvimento. A síntese desses modelos é que se fosse possível reduzir a concentração de renda, seria muito mais fácil reduzir a pobreza. O efeito potencial da redistribuição é maior do que o efeito potencial do crescimento econômico. Uma falha da metodologia utilizada nesse estudo para estabelecer essa previsão repousa no fato de que tal modelo não considera a interdependência entre esses dois componentes e o efeito conjunto que tais grandezas produzem.

Embora o resultado dos efeitos da distribuição de renda e do crescimento econômico seja divergente quando se utiliza um modelo de decomposição (variação real) ou um modelo de elasticidade (variação prevista), a comparação dos dois modelos produz um diagnóstico comum: a) sob níveis de concentração de renda mais baixos, mesmo taxas de crescimento muito baixas produzem efeitos muito maiores; b) existe uma dependência entre o nível de concentração de renda inicial e o efeito do crescimento; e c) taxas de crescimento pequenas num país muito desigual condenam o país a um quadro social desigual.

A realização desse estudo também tem em mente algumas restrições quanto aos resultados e sugestões para futuros estudos. Uma questão que não foi abordada e tem se tornado foco de debate em alguns artigos está relacionada à relação de causalidade entre as variáveis crescimento, pobreza e distribuição de renda. Notadamente o eixo norteador de todas as metodologias adotadas ao longo desse estudo estava focado na variável pobreza. Tanto os procedimentos para decomposição quanto para determinação da elasticidade tinham como foco a variável pobreza. O único modelo apresentado que fugia desse eixo norteador foi a reflexão sobre o estrato mais rico da distribuição e o comportamento da renda

real familiar *per capita* média. As principais lacunas em estudos que relacionam de maneira triangular crescimento, distribuição de renda e pobreza estão focadas na relação entre as duas primeiras variáveis e a grande questão em aberto em termos de políticas públicas é como influenciar a concentração de renda.

Estudos em distribuição de renda e pobreza são operacionalmente trabalhosos porque para determinar os cenários básicos para caracterizar cada variável e relacioná-la, exige-se uma intensa manipulação do conjunto de dados. Quanto mais longa a série utilizada, maiores os problemas oriundos e no cenário atual em que o uso do desenho amostral tende a se tornar um requisito fundamental torna-se mais oportuno trabalhar com séries mais curtas e mais homogêneas.

O uso do desenho amostral só garante que as estimativas obtidas estão adequadas estatisticamente e nesse sentido incorporá-lo a uma classe de metodologias consolidadas não traz maiores contribuições na busca de relações entre as variáveis. Ao longo desse estudo, grande parte dos indicadores estabelecidos fez uso do desenho amostral e com bastante probabilidade (99%) podem ser estabelecidas considerações acerca das variações encontradas. No entanto, deve-se ressaltar que ainda existem muitas questões em aberto do ponto de vista metodológico associadas às amostras que têm características complexas (como a PNAD) e estão refletidas nos resultados alcançados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCIA-PENALOSA, C. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. **Journal of Economic Literature**, v.37, n.4, p.1615-1660, Dec.1999.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive policies and economic growth. **Quartely Journal of Economics**, v.109, n.2, p.465-490, May.1994.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability, and investment. **European Economic Review**, v.40, n.6, p.1203-1228, Jun.1996.
- ALI, A. A. G. **Can the Sudan reduce poverty by half the year 2015?** Kuwait: Arab Planning Institute, 2003. 26p. (Working paper, 304)
- ALMEIDA, S. Por um país menos desigual. **O globo**, Rio de Janeiro, 05 nov. 2006. Economia, p. 35.
- ALVAREZ, A. R. Desenvolvimentos teóricos sobre distribuição de renda, com ênfase em seus limites. São Paulo, 1996. 76p. Tese (Mestrado) – INPE, Universidade de São Paulo.
- ANAND, S. Aspects of poverty in Malaysia. **Review of Income and Wealth**, v.23, n.1, p.1-16, Mar.1977.
- ARAÚJO, T. P.; LIMA, R. A. Políticas públicas e redução da pobreza. In: BENECKE, D. W.; NASCIMENTO, R. (Orgs.). **Política Social Preventiva: desafio para o Brasil**. Rio de Janeiro: Konrad-Adenauer-Stiftung, 2003. cap.23, p.85-108.
- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v.2, n.3, p.244-263, Sep.1970.

- AZEVEDO, J. P. Avaliando a significância estatística da queda na desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. cap.4, p.163-173.
- BACHA, E. L.; TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 1960s: acts, model results, and the controversy. TAYLOR, L. et al. (Ed.). **Models of growth and distribution for Brazil**. Oxford: Oxford University Press, 1980. p.296-342.
- BADGER, W. W. An entropy-utility model for the size distribution of income. In: WEST, B. J. (Ed.). **Mathematical models as a tool for social science**. New York: Gordon and Breach, 1980, 87-120.
- BAK, P. **How nature works: the science of self-organized criticality**. Oxford: Oxford University Press, 1997. 212p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – DEPARTAMENTO ECONÔMICO (DEPEC). Relatório 1997. **Boletim do Banco Central do Brasil**, v.34, p.1-216, Out. 1998.
- BARRETO, F. A. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza: CAEN, 2005. 17p. (Ensaio sobre pobreza, 01)
- BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v.5, n.1, p.5-32, Mar. 2000.
- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. S. P. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. 1995. 63p. (Texto para discussão, 377)
- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA. 1997. 22p. (Texto para discussão, 528)
- BARROS, R. P. de.; FOGUEL, M. N. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.719-739.

- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. S. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. 2001. 24p. (Texto para discussão, 800)
- BELL, C.; RICH, R. Rural poverty and agricultural performance in post-independence India. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.56, n.2, p.111-133, 1994.
- BIHAM, O.; HUANG, Z. F.; MALCAI, O.; SOLOMON, S. Long-time fluctuations in a dynamical model of stock market indices. **Physical Review E**, v.64, n.2, p.6101+5, Aug.2001.
- BINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex survey. **International Statistical Review**, v.51, n.3, p.279-292, Dec.1983.
- BIRDSALL, N.; LONDOÑO, L. Asset inequality matters: an assessment of the World Bank's approach to poverty reduction. **American Economic Review**, v.87, n.2, p.32-37, May.1997.
- BONELLI, R. **Distribuição de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. 1993. 32p. (Texto para discussão, 288)
- BORGES, E. Empirical nonextensive laws for the county distribution of total personal income and gross domestic product. **Physica A**, v.334, p.255-266, 2004.
- BOURGUIGNON, F. Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz' Model of wealth distribution with convex saving function. **Econometrica**, v.49, n.6, p.1469-1475, Nov.1981.
- BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. In: EICHER, T.; TURNOVSKY, S. (Ed.). **Inequality and growth: theory and policy implications**. Cambridge: The MIT Press, 2003.
- BRANT, R. Desenvolvimento social, previdência e pobreza no Brasil. **Conjuntura Social**, v.12, n.2, p.7-63, abr./jun. 2001.
- BRESSER PEREIRA, L. C. Economia política do gasto social no Brasil desde 1980/95. **Revista Econômica**, v.5, n.1, p.101-108, Jun.2003.

- BRONFENBRENNER, M. **Income distribution theory**. Chicago: Aldine Atherton, 1971. 487p.
- CEPAL. **Una década de desarrollo social en América Latina, 1990 – 1999**. Santiago de Chile: Cepal, 2004. 300p.
- CLEMENTI, F.; GALLEGATI, M. Power law tails in the italian personal income distribution, preprint cond-mat/0408067, v.1, Aug.2004, 14p.
- CLINE, W. R. **Trade policy and global poverty**. Washington D.C.: Institute for International Economic, 2004. 344p.
- COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3.ed. New York: John Wiley and Sons, 1977. 428p.
- COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama**. Rio de Janeiro: IPEA. 2002. 26p. (Texto para discussão, 898)
- CORRÊA, A. J. **Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira**. Piracicaba: Unimep. 1998. 260p.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 8p. (Texto para discussão, 897)
- COWELL, F. A.; FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. Income distribution in Brazil 1981-1990: parametric and non-parametric approaches. **Journal of Income Distributions**, v.8, n.1, p.63-76, 1998.
- DAGUM, C. The generation and distribution of income, Lorenz curve and the Gini ratio. **Economie Appliquée**, v.33, p.327-367, 1980.
- DATT, G. **Computational tools for poverty measurement and analysis**. Washington: International Food Policy Research Institute, 1998. 21p. (FCND Discussion Paper, 50)
- DEININGER, K.; SQUIRE, S. A new data set measuring income inequality **World Bank Economic Review**, v.10, n.3, p.565-591, Sep.1996.
- DEININGER, K.; SQUIRE, S. New ways of looking at old issues: asset inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v.57, n.2, p.259-287, 1998.

- DINIZ, M. B.; ARRAES, R. A. **Novas evidências para as taxas de pobreza dos Estados Brasileiros**. Fortaleza: LEP, 2007. 31p. (Ensaio sobre pobreza, 10)
- DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, v.7, n.3, p.195-225, Sep.2002.
- EASTERLY, W. Life during growth: international evidence on quality of life and per capita income. **Journal of Economic Growth**, v.4, n.3, p.239-276, Sep.1999.
- EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, v.32, n.3, p.417-458, 1993.
- EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. **Annals of Statistics**, v.7, n.1, p.1-26, Jan.1979.
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. **Statistical Science**, v.1, n.1, p.54-77, 1987.
- EPAULARD, A. **Macroeconomic performance and poverty reduction**. Washington D.C.: IMF Institute, 2003. 36p. (IMF Working Paper, 03/72)
- ESTEBAN, J. M.; RAY, D. On the measurement of polarization. **Econometrica**, v.62, n.4, p.819-851, 1994.
- FARIA, A. L. C. Aplicação do teste de elegibilidade multidimensional na definição do público alvo beneficiário de políticas públicas. Rio de Janeiro, 2006. 187p. – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Escola Nacional de Ciências Estatísticas.
- FERREIRA, C. R. Participação das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição da renda no Brasil no período de 1981 a 2001. Piracicaba, 2003. 135p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- FERREIRA, F. H. G.; BARROS, R. P. de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. **Brazilian Review of Econometrics**, v.19, n.2, p.211-296, 1999.

- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, v.8, n.1, p.147-169, Jun.2006.
- FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**, v.62, n.2, p.391-402, 1972.
- FISHLOW, A. Distribuição de renda no Brasil: um novo exame. **Dados**, v.11, p.10-80, 1973.
- FORBES, K. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v.90, n.4, p.869-887, Sep.2000.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, n.3, p.761-766, May.1984.
- GALOR, O.; ZEIRA, Z. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economics Studies**, v.60, n.1, p.35-52, Jan.1993.
- GANDRA, R. M. **O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico nos anos 90**. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, 2004. 19p. (Texto para discussão, 001)
- GARTHWAITE, P. H.; JOLLIFE, L. T.; JONES, B. **Statistical inference**. Londres: Prentice Hall, 1995. 290p.
- GIBRAT, R. **Les Inégalités Économiques**. Paris: Sirey. 1931.
- GROSSMAN, V. **Inequality, economic growth, and technological change: new aspects in an old debate**. New York: Physical-Verlag Heidelberg, 2001. 187p.
- HELTBERG, R. **The poverty elasticity of growth**. United Nations University, World Institute for Development Economics Research, 2002. 15p. (Discussion Paper, 21)
- HILL, B. M. A simple general approach to inference about the tail of a distribution. **Annals of Statistics**, v.3, n.5, p.1163-1174, Sep.1975.
- HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição de renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v.12, n.2, p.46-66, 1972.

- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990. **Revista Brasileira Economia**, v.49, n.2, p.277-294, Abr./Jun.1995.
- HOFFMANN, R. O índice de Atkinson e a sensibilidade das medidas de desigualdade a transferências regressivas. **Revista de Econometria**, v.14, n.2, p.159-176, nov.1994.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de Renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Edusp. 1998a. 275p.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. **Economia e Sociedade**, v.11, p.199-221, dez. 1998b.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda no Brasil: poucos com muito e muitos com pouco. In: DOWBOR, L.; KILSZTAJN, S. (Org.). **Economia Social no Brasil**. São Paulo: SENAC, 2001. p.43-69.
- HOFFMANN, R. A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. **Economia e Sociedade**, v.11, n.2, p.213-235, jul./dez. 2002.
- HOFFMANN, R. **A distribuição da renda no Brasil no período 1993-99**. www.unicamp.br/projetos/_rurbano.html. (03 mar. 2005a)
- HOFFMANN, R. 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.2005b.
- IBGE. Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios PNAD 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Relatório sobre o desenvolvimento Humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 1996. 185p.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006. (Nota Técnica). Versão eletrônica disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em dez. 2006.
- KAKWANI, N. On a class of poverty measures. **Econometrica**, v.48, n.2, p.437-446, Mar.1980.

- KAKWANI, N. **Poverty and economic growth with applications to Côte Cote D'Ivoire**. Washington D.C.: World Bank (LSMS), 1990. 68p. (Working paper, 63)
- KMENTA, J. **Elementos de Econometria**. 3.ed., v.2, São Paulo: Atlas, 1994.
- KRAAY, A. **When is growth Pro-poor?** Evidence from a panel of countries. Washington: World Bank, 2004. 49p. (Policy Research Working paper, 3225)
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v.45, n.1, p.1-28. Mar.1955.
- LANGE, O. **Introdução à Econometria**. 2.ed. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1967. 370p.
- LANGONI, C. G. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil: uma reafirmação. **Ensaio Econômicos EPGE**, n.7, 1973.
- LEE, E. S.; FORTHOFFER, R. N.; LORIMOR, R. J. Analysis of complex sample survey data: problems and strategies. **Sociological Methods & Research**, v.15, n.1-2, p.69-100, 1986.
- LEITE, P. G. P. G.; SILVA, D. B. N. Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, XIII., 2002, Ouro Preto. **Anais do XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais**. Ouro Preto: ABEP, 2002.
- LEVY, M.; SOLOMON, S. Power laws are logarithmic Boltzmann Laws. **International Journal of Modern Physics C**, v.7, n.4, p.595-601, 1996.
- LETTIERI, M.; PAES, N. L. **Medidas de pobreza e desigualdade**: uma análise teórica dos principais índices. Fortaleza: CAEN/LEP, 2006. 27p. (Ensaio sobre pobreza, 02).
- LI, H.; ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. **Review of Development Economics**, v.2, n.3, p.318-334, Oct.1998.
- LOPEZ, J. H. **Pro-poor growth**: a review of what we know (and what we don't). Washington: The World Bank. 2004a. 20p.

- LOPEZ, J. H. **Pro-growth, pro-poor: is there a trade-off?** Washington: World Bank (PRMPR), 2004b. 29p. (Working paper, 3378)
- LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship.** Mimeo. The World Bank, 2004.
- MALCAI, O.; BIHAM, O.; SOLOMON, S. Power-law distributions and Lévy-stable intermittent fluctuations in stochastic systems of many autocatalytic elements. **Physical Review E**, v.60, n.2, p.1299-1303, Aug.1999.
- MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices. **Journal of Business of the University of Chicago**, v.36, n.4, p.394-419, 1963.
- MANDELBROT, B. **The fractal geometry of nature.** San Francisco: Freeman, 1982. 468p.
- MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. **O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pró-pobres”.** Fortaleza: LEP, 2006. 26p. (Ensaio sobre pobreza, 06)
- MANTEGNA, R. N.; STANLEY, H. E. **An introduction to econophysics: correlations and complexity in finance.** Cambridge: Cambridge University, 2000. 148p.
- MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXI., 2003, Porto Seguro. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**, Porto Seguro: ANPEC, 2003.
- MEDEIROS, M. O que faz os Ricos ricos: um estudo sobre fatores que determinam a riqueza. Brasília, 2003. 271p. Tese (Doutorado) – Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília.
- MEDEIROS, M. **Uma introdução às representações gráficas da desigualdade de renda.** Brasília: IPEA, 2006. 43p. (Texto para discussão, 1202)
- MINISTÉRIO DA FAZENDA – SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. Gasto social do governo central: 2001 e 2002. **Revista Econômica**, v.5, n.1, p.9-69, Jun.2003.

- MIRRLEES, J. An exploration in the theory of optimum income taxation. **Review of Economic Studies**, v.38, n.114, p.175-208, Apr.1971.
- MONTELL, E. W.; SHLESINGER, M. F. Maximum Entropy Formalism, Fractals, Scaling Phenomena, and 1/f Noise: A Tale of Tails. **Journal of Statistical Physics**, v.32, n.2, p.209-230, 1983.
- MOONEY, C. Z.; DUVAL, R. D. **Bootstrapping**: a nonparametric approach to statistical inference. Yowa: Sage Publications. 1993. 73p.
- MYNBAEV, K. T.; LEMOS, A. **Manual de econometria**. 1.ed. Rio de Janeiro: FGV, 2004. 348p.
- NASCIMENTO SILVA, P. L. Utilizing auxiliary information for estimation and analysis in sample surveys. Southampton, 1996. Tese (Doutorado) - Department of Social Statistics, University of Southampton.
- NASCIMENTO SILVA, P. L.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, v.7, n.4, p.659-670, 2002.
- NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.42, n.3, p.469-486, Jul./Set.2004.
- NEDER, H. D. Indicadores sociais no Brasil: uma análise de sua evolução em período recente. **Parcerias Estratégicas**, n.22, p. 283-315, Jun.2006.
- NERI, M. Políticas estruturais de combate à pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap.18, p.503-526.
- NIREI, M.; SOUMA, W. **Two factor model of income distribution dynamics**. Santa Fe: SFI. 2004. 26p. (SFI Working Papers)
- PARETO, V. **Cours d'Économie politique**. Paris: F. Pichon. 1897.
- PEROTTI, R. Growth, income distribution and democracy: what the data say. **Journal of Economic Growth**, v.1, n.2, p.149-187, Jun.1996.
- PESSOA, D. G. C.; NASCIMENTO SILVA, P. L. **Análise de dados amostrais complexos**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1998. 170p.

- PESSOA; D. G. C.; NASCIMENTO SILVA, P. L.; DUARTE, R. P. N. Análise estatística de dados de pesquisas por amostragem: problemas no uso de pacotes padrões. **Revista Brasileira de Estatística**, v.58, n.210, p.53-75, 1997.
- PFEFFERMANN, D. The role of sampling weights when modeling survey data. **International Statistical Institute Review**, v.61, n.2, p. 317-337, 1993.
- POCHMANN, M. Gastos Sociais, distribuição de renda e cidadania: uma equação política. **Revista Econômica**, v.5, n.1, p.109-113, Jun.2003.
- PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Relatório de desenvolvimento humano 2004**. Brasília, 2004. <http://www.pnud.org.br> (01 mar. 2005)
- PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Relatório de desenvolvimento humano 1997**. Brasília, 1997. <http://www.pnud.org.br> (01 mar. 2005)
- QUADROS, W. J.; ANTUNES, D. J. N. **Classes sociais e distribuição de renda no Brasil dos anos noventa**. Campinas: Unicamp, 2001. 17p. (Cadernos do CESIT, 30)
- QUADROS, W. J. **Brasil: estagnação e crise**. São Paulo: Gelre, 2004. 37p. (Série Estudos do Trabalho)
- RAMOS, C. A.; SANTANA, R. **Quão pobres são os pobres. Brasil: 1992-2001**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 2003. 20p. (Textos para discussão, 275)
- RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economics Letters**, v.56, p.51-57, 1997.
- RAVALLION, M. **Pro-poor growth: a primer**. Washington: World Bank, 2004. 28p. (Policy Research Working Paper, 3242)
- RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, v.11,n.2, p.357-382, May.1997.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring pro-poor growth. **Economics Letters**, v.78, p.93-99, 2003.

- RAVALLION, M.; DATT, G. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures**: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. Washington: World Bank (LSMS), 1991. 31p. (Working paper, 83)
- RAVALLION, M.; DATT, G. **Growth and poverty in India**. Washington: World Bank, Poverty and Human Resource Division, 1994.
- REED, J. W.; JORGENSEN, M. The double Pareto-lognormal distribution: a new parametric model for size distributions. **Communications in Statistics: Theory and Methods**, v.33, n.8, p.1733-1753, 2004.
- RESENDE, T. Retrato da classe média. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 28 abr. 2007. Dinheiro, B10.
- ROBINSON, S. A note on the U-Hypothesis relating income inequality and economic development. **American Economic Review**, v.66, n.3, p.437-400, June.1976.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata? 3.ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 244p.
- RUST, K. Variance estimation for complex estimators in sample surveys. **Journal of Official Statistics**, v.1, n.4, p.381-397, 1985.
- SALAMA, P.; VALIER, J. **Pobrezas e desigualdades no terceiro mundo**. São Paulo: Nobel, 1994. 207p.
- SALM, C. Privações sociais e gasto público. **Revista Econômica**, v.5, n.1, p.83-90, Jun.2003.
- SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. cap.8, p.279-298.
- SÄRNDAL, C. E; SWENSSON, B; WRETMAN, J. H. **Model assisted survey sampling**. New York: Springer-Verlag, 1992. 694p.
- SCHROEDER, M. **Fractals, chaos, power laws**: minutes from a infinite paradise. New York: Freeman. 1991. 429p.

- SEN, A. K. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v.44, n.2, p.219-231, Mar.1976.
- SENNA, J. J. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.30, n.2, p.163-193, abr./jun.1976.
- SHUJIE, Y. Economic growth, income inequality and poverty in China under economic reforms. **The Journal of Development Studies**, v.35, n.6, p.104-130, Aug.1999.
- SIMÃO, R. C. S. Distribuição de Renda e pobreza no Estado de Minas Gerais. Piracicaba, 2003. 129p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. **Analysis of complex surveys**. Chichester: John Wiley & Sons, 1989. 309p.
- SOLOMON, S.; LEVY, M. Spontaneous scaling emergence in generic stochastic systems. **International Journal of Modern Physics C**, v.7, n.5, p.745-751, 1996.
- SON, H. H. A note on pro-poor growth. **Economic Letters**, v.82, n.3, p.307-314, Mar.2004.
- SOUMA, W. Universal structure of the personal income distribution, preprint cond-mat/0011373 v.1, Nov.2000, 10p.
- SOUMA, W.; FUGIWARA, Y. Growth and fluctuations of personal income, preprint cond-mat/0208398 v.1, Aug.2002, 9p.
- SOUZA, L. Renda do brasileiro terá ganho zero. **Folha de São Paulo**, Brasília, 30 set. 2001. Dinheiro.
- STEWART, F. **Distribuição de renda e desenvolvimento**. Brasília: NEAD, 2000. 27p.
- THEIL, H. **Economics and information theory**. Amsterdam: North-Holland, 1967. 488p.
- TSALLIS, C. Nonextensive statistics: theoretical, experimental and computational evidences and connections. **Brazilian Journal of Physics**, v.29, p.1-35, 1999.

- TSALLIS, C. As distribuições de Lévy. **Revista Brasileira de Ensino de Física**, v.22, n.2, Jun.2000.
- VIEIRA, M. T. Um estudo comparativo das metodologias de modelagem de dados amostrais complexos – uma aplicação ao SAEB 99. Rio de Janeiro, 2001. 108p. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- VILLASENOR, J.; ARNOLD, B. C. **The general quadratic Lorenz curve**. Mexico: Colegio de Postgraduados, 1984. (Technical report)
- VILLASENOR, J.; ARNOLD, B. C. Elliptical Lorenz curves. **Journal of Econometrics**, v.40, n.2, p.327-338, 1989.
- WOLFSON, M. When inequality diverge. **American Economic Review**, v.84, n.2, p.353-358, 1994.
- YAKOVENKO, V. M.; DRĂGULESCU, A. Exponential and power-law probability distributions of wealth and income in the United Kingdom and the United States, preprint cond-mat/0103544, v.2, Mar.2001, 8p.
- ZHENG, B. Testing Lorenz curves with non-simple random samples. **Econometrica**, v.70, n.3, p.1235-1243, May.2002.