



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
Instituto de Economia

COMO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE AFETAM A POBREZA?

Rodrigo Octávio Orair

Dissertação de Mestrado apresentada
ao Instituto de Economia da UNICAMP
para obtenção do título de Mestre em
Teoria Econômica sob a orientação do
Prof. Rodolfo Hoffmann.

Campinas, 2006

UNIDADE. BC
Nº CHAMADA UNICAMP
Oric
V _____ EX _____
TOMBO BC/ 70073
PROC 16-123-06
C _____ D X
PREÇO 11,00
DATA 22/09/06
Nº CPD _____

ii

Bib ID 387130

Ficha catalográfica elaborada pela biblioteca
do Instituto de Economia/UNICAMP

Oric

Orair, Rodrigo Octávio.

Como crescimento e desigualdade afetam a pobreza? / Rodrigo Octavio

Orair. — Campinas, SP: [s.n.], 2006.

Orientador : Rodolfo Hoffmann.

Dissertação (mestrado) — Universidade Estadual de Campinas, Instituto de
Economia.

1. Crescimento economico. 2. Igualdade. 3. Pobreza. I. Hoffmann,
Rodolfo. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III.
Título.

06-030-BIE

Título em Inglês: How growth and inequality affect poverty

Keywords: Economic growth, inequality, poverty

Área de concentração: _____

Titulação: Mestre em Ciências econômicas

Banca examinadora: Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann

Profa. Dra. Rosângela Ballini

Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho

Data da defesa: 22-05-2006

Programa de Pós-Graduação: Economia

Agradecimentos

Difícil fazer algumas distinções dentre as muitas pessoas e condições que gostaria de agradecer. Desde já, peço sinceras desculpas pelas omissões. Agradeço à sociedade, o investimento. Ao CNPq pelo auxílio financeiro. Rodolfo Hoffmann, meu orientador, não apenas pelo aprendizado, mas também pelo exemplo de respeito e dedicação à universidade pública e à pesquisa acadêmica. Aos colegas e professores das disciplinas do mestrado por proporcionarem um ambiente de discussão e estudos. Aos funcionários do IE, especialmente da secretaria acadêmica e biblioteca, sempre facilitadores e disponíveis. Alguns amigos especiais que muito ajudaram na longa rotina de viagens durante o período do mestrado: Carol, Cidinha, Daniel e Rafael. Aos familiares pelo apoio incondicional: meus pais, Vera e José Orair da Silva, e meus irmãos, Gustavo e Guilherme. Ao mais novo membro da família pela alegria: Henrique. Aos amigos de longa data: Ana Márcia, Anderson, Bruno, Bambam, Fernando, Gra, Mariana, Spencer e Túlio. Finalmente, pelo amor, dedicação e muita paciência: Thaís.

RESUMO. Este trabalho apresenta as fórmulas e discute os procedimentos para estimação das elasticidades-crescimento e das elasticidades-desigualdade das medidas de Foster, Greer e Thorbecke (FGT), que medem a magnitude dos efeitos das mudanças na renda média e na desigualdade sobre a pobreza. Utilizando uma análise de regressão, concluímos que os modelos com as elasticidades em relação à medida de desigualdade L de Theil pelo Método Log-normal foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas Unidades da Federação no Brasil (UF) de 1992 a 2004, verificando-se que esse modelo mostra desempenho significativamente melhor do que os demais. Argumentamos que a aplicação empírica das estimativas das elasticidades-desigualdade da classe de medidas de FGT pelo Método Log-normal, cuja expressão geral para $\alpha > 1$ foi deduzida neste trabalho, é mais adequada do que a utilização das elasticidades derivadas por Kakwani (1990) e amplamente difundidas na literatura.

Recorrendo às elasticidades da medida de FGT com $\alpha = 2$, demonstramos que aumentos no rendimento médio e reduções na medida de desigualdade sempre determinam reduções na medida de pobreza e que a extensão pela qual cada um destes fatores altera a medida de pobreza depende das propriedades da distribuição de renda inicial, a saber, o nível prévio da renda média e da desigualdade específicos de cada região. Observamos a natureza crescente do valor absoluto da elasticidade-crescimento e da elasticidade-desigualdade da medida de pobreza em relação ao nível inicial do rendimento médio e sua natureza decrescente em relação ao nível inicial da desigualdade.

Analisando os resultados das elasticidades nas UF em 2004, verificamos que a medida de pobreza é elástica em relação à média e ao L de Theil em todas UF, mas que a magnitude dos efeitos relativos das mudanças na média e na desigualdade sobre a pobreza serão diferenciados entre as regiões do país, sendo menores nos estados da região Nordeste e Tocantins. As elasticidades também foram utilizadas para um exercício de simulação de distintos comportamentos das medidas de pobreza no Brasil para o decênio 2004/2014, cujos resultados sugerem a possibilidade de se obter avanços expressivos no combate à pobreza, num período de tempo relativamente curto, por meio de uma composição regional de crescimento econômico e de redução da desigualdade com maior ênfase nas regiões mais carentes do país, ainda que sob taxas modestas de crescimento econômico, conduzindo a resultados mais efetivos do que trajetórias alternativas que promovam crescimento acelerado sem redução das desigualdades dentro e entre as regiões do país.

Concluímos que a questão essencial do combate à pobreza no Brasil não é simplesmente a retomada do crescimento econômico a taxas aceleradas, mas que seus resultados serão mais efetivos quando ocorrer um estilo de crescimento capaz de reduzir as acentuadas disparidades sociais e regionais do país. Com base nos resultados obtidos, argumentamos que uma estratégia eficiente de combate à pobreza deve compatibilizar políticas de crescimento e políticas redistributivas que, de forma associada, priorizem o crescimento e a redução da desigualdade nas regiões de baixo rendimento médio e de mais alta desigualdade na distribuição de renda, especialmente nos estados do Nordeste e Tocantins. Remete-se, assim, à ação pública no sentido de promover políticas que aumentem a efetividade do crescimento econômico sobre a redução da pobreza.

Palavras-chave: Pobreza, crescimento econômico, desigualdade.

ABSTRACT. The paper shows the formulas and discuss the proceedings for estimating the growth and inequality elasticities of Foster, Greer and Thorbecke's measures (FGT), that measures the magnitude of the effects of changes in mean income and inequality on poverty. The models that used the elasticities with respect to the Theil's L index computed by the Log-normal Method in a regression analysis were able to explain reasonably well the observed changes in the poverty measures for the Brazilian Federation Units from 1992 to 2004, verifying that the performance of this model is significantly better than the others. It is shown that the empirical application of the inequality elasticities for the class of FGT measures under the Lognormal Method, whose general expression for $\alpha > 1$ is derived in this paper, is more adequate than the utilization of the inequality elasticities derived by Kakwani (1990) and commonly used in the literature.

Using the eslasticities for the FGT measure with $\alpha = 2$, it is shown that growth in mean income and reduction in inequality always imply a reduction in poverty and that the extension that each one of these factors alters the poverty measure depends on the properties of the initial income distribution. It is observed that the absolute values of the growth and inequality elasticities increase with the initial level of mean income and decrease with the initial level of inequality.

Analyzing the values of the elasticities for the Brazilian Federation Units in 2004, it is shown that the poverty measure is elastic with respect to the mean income and to the Theil's L index in each Federation Unit, but the values of the elasticities differ substantially among Federation Units, being lower in the states of the Northeast Region and Tocantins. The elasticities we also used in a simulation exercise of poverty trajectories in Brazil during the decennium 2004/2114, that suggests the possibility of large reductions in poverty, in a short period of time, with a regional composition of economic growth and inequality reduction that emphasizes the poorest regions in the country, even accompanied by modest economic growth, that gives better results than alternative trajectories with high economic growth without reduction in inequalities. The conclusion is that the main question of poverty reduction in Brazil it is not simply the need for fast economic growth but that the results will be more effective with a type of economic growth that reduces the social and regional disparities in the country. Based on the results, policies that might be implemented to reduce poverty in Brazil are discussed, pointing out the importance of combining growth and redistributive policies, taking into account the regional differences.

Key words: Poverty, economic growth, inequality.

SUMÁRIO

1	Introdução.....	1
2	Metodologia.....	7
2.1	Decomposição das Variações nas Medidas de Pobreza.....	7
2.2	Elasticidade-Crescimento das Medidas de Pobreza.....	13
2.3	Elasticidade-Desigualdade das Medidas de Pobreza.....	15
2.4	A Distribuição Log-normal e as Elasticidades.....	18
2.5	Distribuição Log-normal e as Elasticidades-crescimento.....	19
2.6	Distribuição Log-normal e as Elasticidades-desigualdade.....	22
2.7	Procedimentos para Estimação das Elasticidades das Medidas de Pobreza.....	25
2.7.1	Método Kernel.....	25
2.7.2	Métodos Baseados nas Curvas de Lorenz Parametrizadas.....	26
2.7.3	Método Log-normal.....	28
2.8	Considerações Finais.....	29
3	Análise Comparativa dos Métodos de Estimação das Medidas de Pobreza.....	33
3.1	Dados.....	33
3.2	Resultados para a Linha de Pobreza de R\$75,00.....	35
3.3	Resultados para a Linha de Pobreza de R\$ 150,00.....	38
3.4	Considerações Finais.....	40
4	Avaliando a Aplicação Empírica das Fórmulas de Cálculo das Elasticidades.....	43
4.1	Modelo.....	43
4.2	Resultados das Regressões com o Componente-crescimento.....	48
4.3	Resultados das Regressões com o Componente-distribuição.....	50
4.4	Resultados das Regressões da Mudança Total nas Medidas de Pobreza.....	53
4.5	Considerações Finais.....	56
5	Efeitos do Crescimento e da Desigualdade na Pobreza.....	57
5.1	Determinantes das Mudanças nas Medidas de Pobreza.....	57
5.2	Condições Iniciais e Magnitude das Elasticidades.....	60
5.3	Comparando o Suposto Log-normal e o Suposto Kakwani.....	65
5.4	Considerações Finais.....	70

6	Diretrizes para uma Política de Combate à Pobreza no Brasil.....	73
6.1	Resultados das Elasticidades nas Unidades da Federação do Brasil em 2004..	73
6.2	Diretrizes para uma Estratégia Eficiente de Combate à Pobreza.....	76
6.3	Evolução da Média, Desigualdade e Pobreza no Brasil de 1995 a 2004.....	80
6.4	Simulação de Trajetórias da Pobreza para o Decênio 2004/2014.....	91
6.5	Conclusões.....	95
	ANEXO I.....	99
	ANEXO II.....	103
	ANEXO III.....	109
	ANEXO IV.....	115
	ANEXO V.....	121
	Referências Bibliográficas.....	123

1 Introdução

Neste trabalho procuraremos explorar como o crescimento econômico, aqui entendido como a taxa de crescimento do rendimento médio da sociedade, e as mudanças na desigualdade afetam a pobreza. Adota-se a perspectiva de que a melhora nos níveis de renda das camadas mais empobrecidas da população seja uma meta fundamental do desenvolvimento sócio-econômico, ao qual devem aspirar a universidade e as políticas públicas. Cabe ressaltar que a dimensão monetária da pobreza, captada pelas medidas de pobreza que serão utilizadas ao longo do trabalho, é parcial e limitada. Embora insuficiente, a abordagem da pobreza baseada na renda não deve ser negligenciada, uma vez que a privação de renda é uma das principais causas da pobreza na medida em que afeta o acesso dos indivíduos a condições apropriadas de saúde, educação básica e moradia, dentre outras. A partir da dimensão monetária podemos estabelecer as conexões entre crescimento econômico, desigualdade na distribuição dos rendimentos e pobreza. O objetivo principal do trabalho é o de formular diretrizes para uma estratégia eficiente de combate à pobreza no Brasil, considerando-se as especificidades de cada região do país.

Partimos do princípio de que a medida de pobreza, a renda média e a desigualdade são aspectos inter-relacionados de uma dada distribuição de renda. Portanto, para se compreender os determinantes das mudanças nas medidas de pobreza, devemos considerar não apenas as propriedades da distribuição de renda inicial - nível prévio da renda média e da desigualdade na distribuição dos rendimentos - como também avaliar separadamente os impactos das variações no rendimento médio e das mudanças na desigualdade da distribuição de rendimentos. Os estudos pioneiros na decomposição das mudanças das medidas de pobreza entre os efeitos do crescimento econômico e das mudanças na desigualdade são Kakwani (1990) e Datt & Ravallion (1992). O estudo de Kakwani (1990) introduz as fórmulas das elasticidades para uma série de medidas de pobreza em relação ao rendimento médio e ao índice de Gini, esta última derivada a partir de um determinado padrão de mudança da curva de Lorenz que, ao longo do trabalho, denominaremos de Suposto Kakwani. Datt & Ravallion (1992) desenvolveram uma metodologia para a decomposição das mudanças nas medidas de

pobreza entre *componente-crescimento*, que mede o impacto das variações do rendimento médio sobre a medida de pobreza, e *componente-distribuição*, captando o impacto das mudanças na distribuição dos rendimentos.

Uma questão crucial nesta discussão, que cabe explicitar aqui, consiste no fato de que a especificação de um padrão de mudança na curva de Lorenz é um requisito necessário para explorarmos o impacto das mudanças na desigualdade sobre a medida de pobreza. Um trabalho interessante é o de Barros e Mendonça (1997), que obtém o impacto das mudanças na distribuição de renda sobre a medida de pobreza fazendo simulações em que admite que o grau de desigualdade no Brasil se reduzisse aos níveis observados em determinados países latino-americanos (Bolívia, Colômbia, Costa Rica, México, Panamá, Uruguai e Venezuela), ou seja, que o Brasil passasse a ter a curva de Lorenz desses países. Uma vez especificada a forma de alteração da desigualdade, podemos estabelecer uma expressão que relacione as mudanças nas medidas de desigualdade, como por exemplo o índice de Gini, com as mudanças nas medidas de pobreza e derivar as elasticidades-desigualdade teóricas.

Na literatura sobre este tema, usualmente recorre-se às elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani. A proliferação da utilização destas elasticidades se deve em grande medida ao artigo de Datt (1998), que desenvolve algoritmos computacionais para estimação das elasticidades e das medidas da pobreza utilizando a abordagem das curvas de Lorenz parametrizadas, abordagem adequada para dados agrupados, por exemplo, para dados disponíveis na forma de tabelas de frequência relativa da população e rendimento médio por estratos de rendimento.¹ O autor apresenta as fórmulas das elasticidades das medidas de pobreza, derivadas a partir do Suposto Kakwani, em função dos parâmetros das curvas de Lorenz estimados a partir das coordenadas $(p, L(p))$ obtidas dos dados agrupados. Neder (2004) apresenta as elasticidades em relação ao índice de Gini utilizando as fórmulas apresentadas por Datt (1998) para as áreas rurais do Brasil em 2001, adaptando os microdados da PNAD para o método adequado aos dados agrupados.

¹ Datt, Chen & Ravallion desenvolveram o programa *Povcall* para cálculo das estimativas das elasticidades e das medidas de pobreza, no âmbito da divisão de Pobreza e Recursos Humanos do Banco Mundial, que implementa os algoritmos apresentados no trabalho de Datt (1998), também responsável pela proliferação da utilização das elasticidades derivadas a partir do Suposto Kakwani. O programa *Povcall* está disponibilizado no sítio www.worldbank.org.

Adotando um padrão distinto de mudança na desigualdade, surgiram trabalhos que recorrem ao Suposto Log-normal para captar os efeitos das mudanças na desigualdade sobre a pobreza. Hoffmann (1995) discute as relações entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade na distribuição de renda a partir do suposto de que a distribuição de renda é log-normal, mas não obtém valores das elasticidades das medidas de pobreza. Neste artigo, o autor procurou mostrar de que forma as medidas de pobreza variam em função dos níveis prévios do índice de Gini e da relação entre a renda média e a linha de pobreza. Também utilizando o Suposto Log-normal, Bourguignon (2002) apresenta as expressões da elasticidade-crescimento e da elasticidade-desigualdade para a proporção de pobres e para o índice de insuficiência de renda e explora as inter-relações entre os valores das elasticidades e os níveis iniciais do rendimento médio e da desigualdade na distribuição dos rendimentos. Hoffmann (2005) analisa as elasticidades das medidas de pobreza em relação à renda média e ao índice de Gini, derivadas a partir do Suposto Log-normal, para a distribuição da renda domiciliar per capita nas Unidades da Federação no Brasil nos anos de 1999, 2001 e 2002. Vale enfatizar que a suposição de padrões distintos de mudança na desigualdade - Suposto Log-normal ou Suposto Kakwani - conduz a diferentes expressões para as elasticidades-desigualdade.

Uma abordagem alternativa para se obter os efeitos do rendimento médio e da desigualdade sobre a pobreza consiste em ajustar equações de regressão utilizando a medida de pobreza como variável dependente e variáveis explanatórias relacionadas ao rendimento médio e a uma determinada medida de desigualdade. Marinho e Soares (2003) calcularam as elasticidades da proporção de pobres em relação à média nos estados brasileiros no período entre 1985 e 1999 a partir de equações de regressão que relacionam os logaritmos da medida de pobreza, da média e do índice de Gini. Menezes-Filho e Vasconcelos (2004) mostraram que um modelo que inclui crescimento, mudanças na desigualdade e interações entre crescimento da renda e condições iniciais, tais quais a desigualdade inicial da renda, foram capazes de explicar razoavelmente bem a evolução da pobreza nos estados do Brasil de 1981 a 2001.

Embora utilizadas extensivamente, pouco se atentou para uma análise sistemática do grau de adequação da aplicação empírica das fórmulas de cálculo das elasticidades, derivadas a partir de supostos *ex-ante* de mudanças na desigualdade, como é o caso das elasticidades-desigualdade derivadas a partir do Suposto Log-normal ou do Suposto Kakwani. Esta é uma lacuna que procuramos preencher por meio de uma análise de regressão com intuito de

precisar em que medida as elasticidades teóricas são capazes de explicar as mudanças *ex-post* nas medidas de pobreza, utilizando um painel com 270 observações das mudanças nas medidas de pobreza nas 27 Unidades da Federação no Brasil de 1992 a 2004. Neste trabalho, apresentamos as fórmulas das elasticidades das medidas de Foster, Greer e Thorbecke (1984), discutimos os procedimentos adequados para estimação das elasticidades e deduzimos uma expressão geral para a elasticidade-desigualdade da classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha > 1$, sob o Suposto Log-normal. A dedução desta expressão nos permite fazer comparações entre o desempenho explicativo das elasticidades derivadas a partir do Suposto Log-normal e das elasticidades derivadas sob o Suposto Kakwani de mudança da desigualdade.

O objetivo principal desta análise é o de avaliar o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculo das elasticidades e, secundariamente, avaliar qual padrão de mudança da curva de Lorenz - Suposto Kakwani ou Log-normal - representa melhor as mudanças observadas nas medidas de pobreza calculadas para as Unidades da Federação do Brasil de 1992 a 2004. Diante disto, o trabalho realiza uma contribuição à crescente literatura sobre “*Crescimento Para Pobres*” (“*Pro-Poor Growth*”) que se caracteriza pela ênfase nos aspectos distributivos do processo de crescimento econômico e seus impactos sobre a pobreza. O restante da pesquisa prosseguirá utilizando somente aquelas elasticidades que apresentaram o melhor desempenho explicativo para os dados da distribuição de renda no Brasil de 1992 a 2004. Com base nos resultados das elasticidades, podemos avaliar os efeitos do crescimento e das mudanças da desigualdade nas distintas regiões do país e formular diretrizes para uma política eficiente de combate à pobreza no Brasil. Remete-se, assim, à ação pública no sentido de promover políticas de crescimento e políticas redistributivas, com combinações regionais específicas, que aumentem a efetividade do crescimento econômico sobre a redução da pobreza.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. A decomposição das variações nas medidas de pobreza, as expressões e os procedimentos para cálculo das estimativas da elasticidade-crescimento e da elasticidade-desigualdade da classe de medidas de Foster, Greer e Thorbecke são apresentados no capítulo seguinte. O capítulo 3 será dedicado a uma análise comparativa dos métodos de estimação das medidas de pobreza utilizando os dados da distribuição de renda no Brasil. No capítulo 4 avaliamos o grau de adequação da aplicação

empírica das diversas fórmulas de cálculo das elasticidades das medidas de pobreza, utilizando tanto as elasticidades-desigualdade deduzidas a partir do Suposto Kakwani quanto as deduzidas sob o Suposto Log-normal.

Proseguiremos a pesquisa nos capítulos 5 e 6 utilizando somente as elasticidades obtidas pela metodologia que apresentou o maior poder explicativo sobre as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas Unidades da Federação de 1992 a 2004. No capítulo 5, vamos explorar de forma mais pormenorizada os efeitos do crescimento econômico e das mudanças da desigualdade na distribuição de renda sobre as medidas de pobreza, que serão extremamente úteis no sentido de facilitar o trabalho de aplicação empírica das elasticidades. No capítulo final, com base na análise dos resultados das elasticidades para as Unidades da Federação no Brasil em 2004 e suas implicações, o objetivo é o de traçar algumas diretrizes para uma política eficiente de combate à pobreza no Brasil. Neste capítulo, também foi incluído um exercício de simulação de trajetórias da pobreza no Brasil para o decênio 2004/2014. No Anexo I deduzimos a expressão geral para a elasticidade-desigualdade das medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha > 1$ sob o Suposto Log-normal.

2 Metodologia

2.1 Decomposição das Variações nas Medidas de Pobreza

Consideremos a classe geral de medidas de pobreza aditivamente separáveis

$$\theta = \int_0^z P(z, x) f(x) dx \quad (2.1.1)$$

em que $f(x)$ é a função de densidade de probabilidade do rendimento x , z é a linha de pobreza e $P(z, x)$ é uma função homogênea de grau zero em x e z , sujeita a

$$\frac{\partial P}{\partial x} < 0, \quad \frac{\partial^2 P}{\partial x^2} \geq 0 \text{ e } P(z, z) = 0$$

A classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) é obtida fazendo

$$P(z, x) = \left(\frac{z - x}{z} \right)^\alpha \quad (2.1.2)$$

na qual α é um parâmetro que estabelece como a insuficiência de renda ($x - z$) de cada pobre afeta a medida de pobreza. Quando $\alpha = 0$, esta medida de pobreza é a proporção pobres $H = F(z)$, que atribui pesos iguais para todos os pobres, independentemente da intensidade da pobreza. Para $\alpha = 1$, o fator de ponderação atribuído a cada pobre depende da insuficiência de sua renda em relação à linha de pobreza. Temos o índice de insuficiência de renda:

$$\varphi(\alpha = 1) = \int_0^z \left(\frac{z - x}{z} \right) f(x) dx = HI$$

em que $I = \frac{1}{H} \int_0^z \left(\frac{z - x}{z} \right) f(x) dx$ é a razão de insuficiência de renda. Quanto maior o valor de α , maior o peso atribuído aos mais pobres. Para $\alpha = 2$, o fator de ponderação atribuído a cada pobre é proporcional ao quadrado da insuficiência de sua renda em relação à linha de pobreza. Desenvolvendo a expressão:

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^z \left(\frac{z - x}{z} \right)^2 f(x) dx = H \left[I^2 + (1 - I)^2 C_*^2 \right]$$

sendo $C_*^2 = \left[\frac{1}{\mu_*^2 H} \int_0^z x^2 f(x) dx - 1 \right]$ o quadrado do coeficiente de variação do rendimento dos pobres e $\mu_* = \frac{1}{H} \int_0^z x f(x) dx$ o rendimento médio dos pobres. A medida de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ é uma função da proporção de pobres (H), da razão de insuficiência de renda (I) e da desigualdade na distribuição de renda entre os pobres medida pelo coeficiente de variação do rendimento dos pobres (C_*). Portanto, a medida leva em consideração aspectos relacionados à desigualdade na distribuição de renda entre os pobres, extensão e intensidade da pobreza.

As variações na medida de pobreza podem ser decompostas entre dois fatores determinantes: 1) magnitude da taxa de crescimento econômico (crescimento do rendimento médio da população); 2) mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos. Com o intuito de decompor as mudanças nas medidas de pobreza nesses dois componentes podemos diferenciar a equação (2.1.1):

$$\frac{d\theta}{\theta} = \frac{1}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} d(x) f(x) dx$$

e reescrevê-la como

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) g(p) dp \quad (2.1.3)$$

em que $x(p)$ é a curva de quantis, $H = F(z)$ é a proporção de pobres e $g(p) = d \ln(x(p))$ é a taxa de crescimento do p -ésimo percentil da distribuição de renda.

Da definição da curva de Lorenz, obtém-se $L'(p) = \frac{x(p)}{\mu}$ em que μ é o rendimento médio da população e $L'(p)$ a derivada primeira da curva de Lorenz. Rearranjando os termos, tomando logaritmo e diferenciando:

$$g(p) = d \ln(x(p)) = d \ln \mu + d \ln(L'(p))$$

que substituindo em (2.1.3) nos fornece:

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d \ln(\mu) dp + \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d \ln(L'(p)) dp \quad (2.1.4)$$

Na equação (2.1.4) as variações relativas nas medidas de pobreza são decompostas em dois termos aditivos:

- 1) *componente-crescimento*, que mede o impacto das variações do rendimento médio sobre a medida de pobreza;
- 2) *componente-distribuição*, que mede o impacto das mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos (modificações na curva de Lorenz) sobre a medida de pobreza.

Uma expressão equivalente à equação (2.1.4) utilizável diretamente em aplicações empíricas pode ser derivada a partir da decomposição proposta por Datt e Ravallion (1992). De acordo com esses autores, a mudança absoluta na medida de pobreza θ entre o período inicial t e o período final $t+n$ pode ser decomposta conforme:

$$\theta_{t+n} - \theta_t = C(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (2.1.5)$$

em que o *componente-crescimento* e o *componente-distribuição* são respectivamente:

$$C(t, t+n; r) = \theta(z, \mu_{t+n}, L_r(p)) - \theta(z, \mu_t, L_r(p))$$

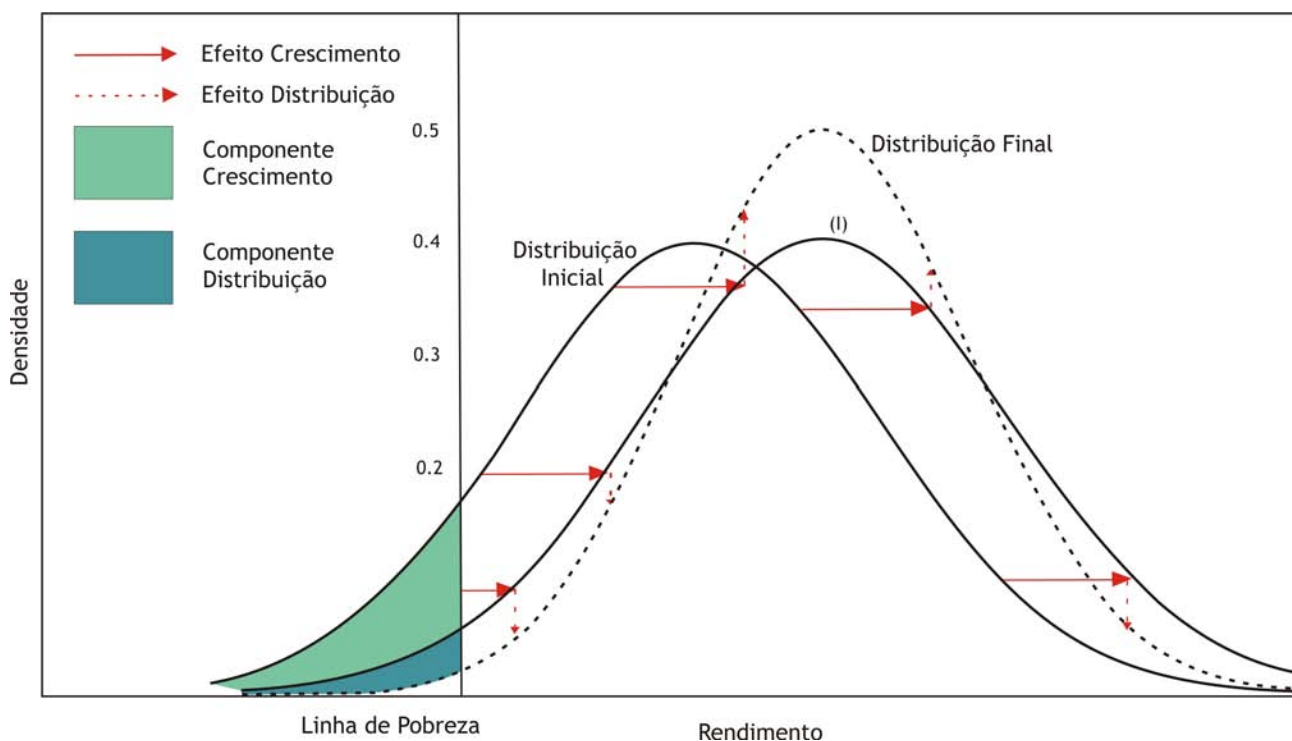
$$D(t, t+n; r) = \theta(z, \mu_r, L_{t+n}(p)) - \theta(z, \mu_r, L_t(p))$$

e $R(t, t+n; r)$ corresponde a um resíduo. O argumento r determina o período de referência com respeito ao qual a mudança observada na medida de pobreza é decomposta.

A figura 2.1, tomada de Bourguignon (2002), provê uma representação geral da decomposição das mudanças na medida de pobreza ao distinguir dois estágios na mudança da função de densidade da distribuição do rendimento entre o período inicial e o período final. Inicialmente, há um deslocamento horizontal, sem mudanças na forma da função de densidade, para uma distribuição de renda intermediária (I) cujo rendimento médio é idêntico ao rendimento médio final. Para simplificar a análise enfocaremos a medida de pobreza $H = F(z)$, representada pela área à esquerda da linha de pobreza e sob a função de densidade do rendimento. O *componente-crescimento* corresponde à mudança na medida de pobreza decorrente da mudança no rendimento médio, sob o suposto de que a forma inicial da distribuição dos rendimentos é mantida constante (área verde-claro na figura 2.1). Portanto, utilizamos a distribuição dos rendimentos do período inicial como referência para a obtenção do *componente-crescimento*.

No estágio seguinte há uma mudança para a distribuição final cuja forma da função de densidade é distinta da função de densidade da distribuição intermediária (I). Neste caso, adota-se a renda média do período final como referência para a obtenção do *componente-distribuição*. O *componente-distribuição* será a mudança na medida de pobreza decorrente da mudança na distribuição dos rendimentos, sob o suposto de que o rendimento médio permaneceu constante ao nível do rendimento médio final (área verde-escuro na figura 2.1). A mudança total na medida de pobreza corresponde à soma do *componente-crescimento* (área verde-claro na figura 2.1) e do *componente-distribuição* (área verde-escuro na figura 2.1).

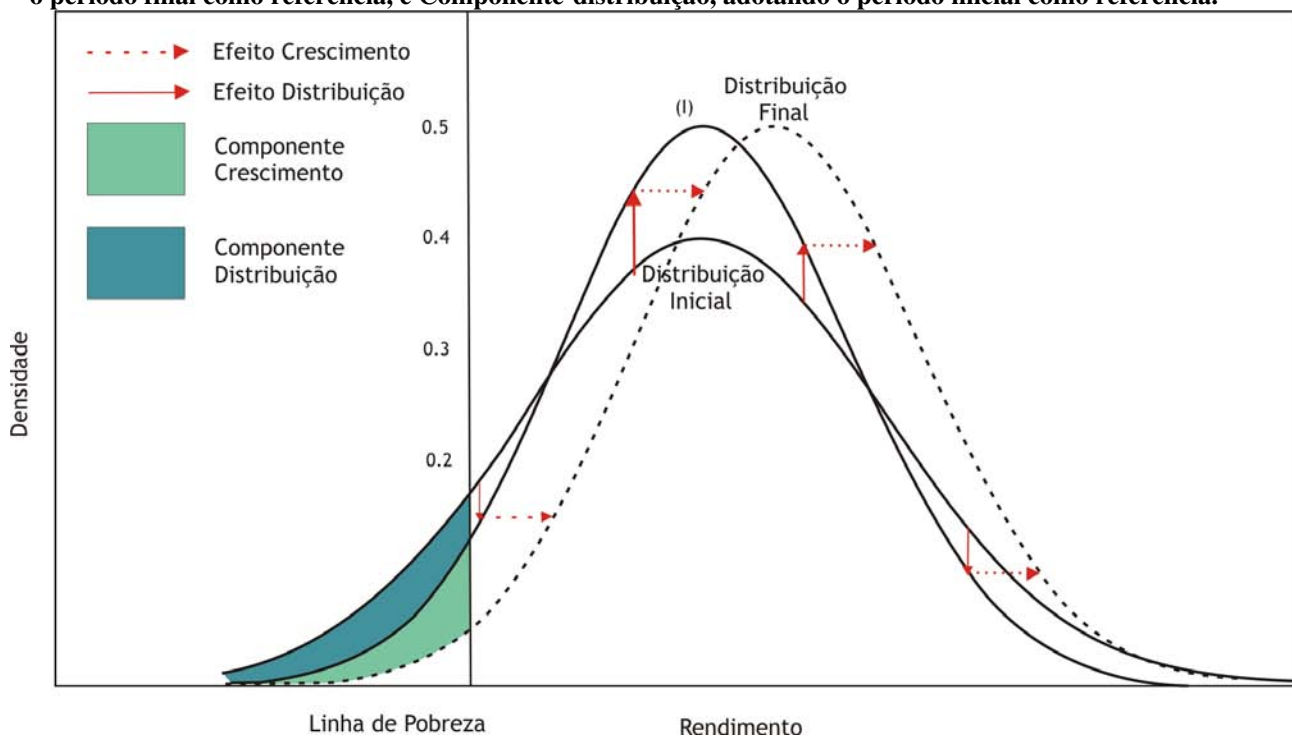
Figura 2.1 Decomposição da mudança na medida de pobreza entre Componente-crescimento, adotando o período inicial como referência, e Componente-distribuição, adotando o período final como referência.



Esta decomposição envolve o problema de *dependência da trajetória*. Conforme ilustrado na figura 2.2, também seria plausível que a ordem das mudanças na função de densidade da distribuição fosse inversa, com a mudança na forma da função precedendo o deslocamento horizontal. O *componente-distribuição* tomaria como referência o período

inicial (renda média inicial) e o *componente-crescimento* se basearia no período final (distribuição de renda final). Analogamente ao caso anterior, a mudança total na medida de pobreza corresponde à soma do *componente-crescimento* (área verde-claro na figura 2.2) e do *componente-distribuição* (área verde-escuro na figura 2.2). Note que, se adotamos o período inicial como período de referência para obtenção do *componente-crescimento*, o mais adequado seria adotar o período final como período de referência para o *componente-distribuição*. Inversamente, se adotamos o período inicial como período de referência para obtenção do *componente-distribuição*, o mais adequado seria adotar o período final como período de referência para o *componente-crescimento*. Utilizando qualquer um desses dois procedimentos, a soma dos dois componentes é exatamente igual à mudança total da medida de pobreza no período analisado.

Figura 2.2 Decomposição da mudança na medida de pobreza entre Componente-crescimento, adotando o período final como referência, e Componente-distribuição, adotando o período inicial como referência.



Suponha-se que tomemos o período inicial como período de referência tanto para o *componente-crescimento* quanto para o *componente-distribuição*. Neste caso, estaríamos considerando a soma do *componente-crescimento* na figura 2.1 (área verde-claro na figura 2.1) com o *componente-distribuição* na figura 2.2 (área verde-escuro na figura 2.2) como componentes da decomposição, o que faz emergir um resíduo. Em outros termos, para $r = t$ ou $r = t + n$, a presença do termo residual na fórmula (2.1.5) proposta por Datt e Ravallion (1992) decorre do fato de se utilizar o mesmo período de referência para a obtenção tanto do *componente-crescimento* quanto do *componente-distribuição*. Para demonstrar, fazendo $r = t$ podemos reescrever o termo de resíduo em (2.1.5):

$$R(t, t + n; t) = C(t, t + n; t + n) - C(t, t + n; t) = D(t, t + n; t + n) - D(t, t + n; t) = -R(t, t + n; t + n) \quad (2.1.6)$$

Desenvolvendo a expressão (2.1.5) para $r = t + n$ e substituindo (2.1.6), obtemos:

$$\theta_{t+n} - \theta_t = C(t, t + n; t) + D(t, t + n; t + n) = C(t, t + n; t + n) + D(t, t + n; t)$$

que apresenta duas decomposições alternativas da mudança na medida de pobreza nas quais o termo residual foi eliminado. Em síntese, diferentemente do proposto por Datt e Ravallion (1992) que utilizam o mesmo período de referência para obter os componentes da decomposição, propõem-se que um procedimento mais adequado consiste em adotar o período inicial como período de referência para a obtenção do *componente-crescimento* e o período final como referência para o *componente-distribuição*, ou vice-versa; evitando o surgimento do termo residual e considerando a totalidade da mudança na distribuição de renda.²

Embora este procedimento elimine o resíduo, ainda assim persiste o problema de *dependência da trajetória*. Com intuito de minimizá-lo, podemos tomar a média entre as duas decomposições alternativas. Tomando a média e adaptando as fórmulas para considerar variações relativas na medida de pobreza θ , obtemos finalmente:

$$\Delta \ln \theta = \frac{1}{2} [C(t, t + n; t) + C(t, t + n; t + n)] + \frac{1}{2} [D(t, t + n; t) + D(t, t + n; t + n)] \quad (2.1.7)$$

² No rodapé 3 do artigo de Datt e Ravallion (1992), os próprios autores aventaram a possibilidade de eliminação do termo residual tomando-se a média dos componentes obtidos utilizando os períodos inicial e final como referência. No entanto, classificaram este procedimento como “arbitrário”. Argumenta-se aqui que esta eliminação do resíduo não seja arbitrária mas sim apropriada para efetuar a decomposição pois permite levar em consideração a totalidade da mudança na distribuição de renda. O recurso a este procedimento que elimina o termo residual também foi utilizado por Kakwani (2000).

em que o *componente-crescimento* e o *componente-distribuição* são respectivamente:

$$\begin{aligned} C(t, t+n; r) &= \ln \theta(z, \mu_{t+n}, L_r(p)) - \ln \theta(z, \mu_t, L_r(p)) \\ D(t, t+n; r) &= \ln \theta(z, \mu_r, L_{t+n}(p)) - \ln \theta(z, \mu_r, L_t(p)) \end{aligned}$$

De forma equivalente à expressão (2.1.4), a expressão (2.1.7) decompõe as variações relativas nas medidas de pobreza entre *componente-crescimento* e *componente-distribuição*. Esta decomposição pode ser utilizada diretamente em aplicações empíricas.

2.2 Elasticidade-Crescimento das Medidas de Pobreza

Para medir o efeito do crescimento da renda média sobre a proporção de pobres partimos de $L'(H) = \frac{z}{\mu}$, a inclinação da curva de Lorenz no ponto de abscissa $p = H$.

Supondo que a curva de Lorenz não se modifica, as mudanças relativas nesta medida de pobreza serão dadas por:

$$\frac{dH}{H} = \frac{1}{H} \frac{\partial H}{\partial \mu} d\mu = -\frac{1}{H} \frac{z}{\mu^2 L''(H)} d\mu \quad (2.2.1)$$

sendo $L''(H)$ a derivada segunda da curva de Lorenz no ponto de abscissa $p = H$. Podemos substituir $L''(H) = \frac{1}{\mu f(z)}$, em que $f(z)$ é a função de densidade de probabilidade da renda x no

ponto $x = z$, em (2.2.1) e obter:

$$\frac{dH}{H} = -\frac{zf(z)}{H} \frac{d\mu}{\mu}$$

Segue-se a expressão da elasticidade-crescimento da proporção de pobres:

$$\varepsilon[H|\mu] = -\frac{zf(z)}{H} \quad (2.2.2)$$

que corresponde ao percentual de pobres que cruzam a linha de pobreza em resposta ao crescimento de 1% na renda média, supondo-se que a curva de Lorenz permaneceu inalterada.

Para a classe geral de medidas de pobreza aditivamente separáveis podemos obter as elasticidades-crescimento a partir da equação (2.1.4). Supondo-se constante a desigualdade na distribuição dos rendimentos (a curva de Lorenz não se modifica), a equação (2.1.4) se reduz a:

$$d \ln \theta = d \ln(\mu) \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) dp \quad (2.2.3)$$

Então, a elasticidade-crescimento é

$$\varepsilon[\theta|\mu] = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \mu} = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) dp \quad (2.2.4)$$

Esta equação consiste na expressão geral da elasticidade-crescimento da classe de medidas de pobreza aditivamente separáveis definida pela expressão (2.1.1).

A classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke $\varphi(\alpha)$ é um caso particular das medidas θ com $\frac{\partial P}{\partial x} = \frac{-\alpha}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1}$. Portanto, utilizando (2.2.4):

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x) dx \quad (2.2.5)$$

Uma vez que

$$\left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha = \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} - \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} \frac{x}{z},$$

podemos escrever

$$\begin{aligned} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x) dx &= \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha f(x) dx \\ \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x) dx &= \varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha) \end{aligned} \quad (2.2.6)$$

Substituindo (2.2.6) em (2.2.5), segue-se a expressão geral da elasticidade em relação ao rendimento médio da classe de medidas de Foster, Greer e Thorbecke (FGT) para $\alpha > 0$:³

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\alpha \left[\frac{\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)}{\varphi(\alpha)} \right] \quad (2.2.7)$$

2.3 Elasticidade-Desigualdade das Medidas de Pobreza

Uma vez que a desigualdade na distribuição de renda pode se modificar de infinitas formas, não é possível estabelecer uma fórmula simples relacionando mudanças nas medidas de desigualdade, como por exemplo, o índice de Gini, e as mudanças nas medidas de pobreza. Para explorar o impacto das mudanças na desigualdade sobre a medida da pobreza necessita-se especificar um padrão de mudança na curva de Lorenz. Kakwani (1990) supõe que as mudanças na curva de Lorenz ocorrem de acordo com a seguinte fórmula:

$$\begin{aligned} L^*(p) &= L(p) - \lambda[p - L(p)] \\ \text{ou} \quad L^*(p) &= L'(p) - \lambda[1 - L'(p)] \end{aligned} \quad (2.3.1)$$

o que implica que quando $\lambda > 0$ toda a curva de Lorenz se move para baixo, resultando num aumento da desigualdade. Por simplicidade, denominaremos este padrão de mudança da curva de Lorenz de Suposto Kakwani. A partir deste suposto, os deslocamentos da curva de Lorenz vão estar relacionados diretamente às mudanças proporcionais no índice de Gini. Ou seja, dado $G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$, após a mudança da curva de Lorenz de $L(p)$ para $L^*(p)$, obtemos o novo valor do índice de Gini:

$$G^* = 1 - 2 \int_0^1 [L(p) - \lambda(p - L(p))] dp = (1 + \lambda)G$$

Consequentemente, $\lambda = \frac{\Delta G}{G}$ é a mudança proporcional no índice de Gini.

Se, como resultado da mudança na desigualdade (sem mudança no rendimento médio), a proporção de pobres muda de H para H^* , devemos ter:

³ Esta expressão foi apresentada em Kakwani (1990).

$$L^*(H^*) = L'(H^*) - \lambda[1 - L'(H^*)] = \frac{z}{\mu} \quad (2.3.2)$$

devido ao padrão de mudança da curva de Lorenz definido em (2.3.1).

Para que a medida de pobreza H se torne igual a H^* na curva de Lorenz $L(p)$, z deve passar para um novo nível z^* dado por $L'(H^*) = \frac{z^*}{\mu}$. Substituindo em (2.3.2) e

rearranjando os termos:

$$z^* = \frac{z + \lambda\mu}{1 + \lambda} \quad (2.3.3)$$

Seja $H^* = F(z^*)$. Utilizando o teorema do valor médio:

$$F(z^*) = F(z) + (z^* - z)f\left[z + \delta(z^* - z)\right], \quad \text{com } 0 < \delta < 1 \quad (2.3.4)$$

A elasticidade da proporção de pobres em relação ao índice de Gini corresponde ao limite de

$$\frac{\Delta H/H}{\Delta G/G} = \frac{F(z^*) - F(z)}{F(z)\lambda} \quad (2.3.5)$$

quando $\lambda \rightarrow 0$. Substituindo (2.3.3) e (2.3.4) em (2.3.5):

$$\frac{\Delta H/H}{\Delta G/G} = \frac{1}{F(z)} \left(\frac{\mu - z}{1 + \lambda} \right) f\left[z + \delta \left(\frac{z + \lambda\mu}{1 + \lambda} - z \right) \right]$$

Aplicando o limite quando $\lambda \rightarrow 0$, obtemos:

$$\varepsilon[H|G] = \frac{(\mu - z)}{H} f(z)$$

Lembrando (2.2.2), segue-se que

$$\varepsilon[H|G] = -\frac{(\mu - z)}{z} \varepsilon[H|\mu] \quad (2.3.6)$$

Para obter a elasticidade em relação ao índice de Gini da classe geral de medidas de pobreza aditivamente separáveis utilizaremos a equação (2.1.4). Supondo-se constante a renda média, as mudanças relativas na medida de pobreza serão dadas por:

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d \ln(L'(p)) dp \quad (2.3.7)$$

Sabemos que $L'(p) = \frac{x(p)}{\mu}$. Utilizando (2.3.1) temos:

$$d \ln(L'(p)) = \frac{\lambda[L'(p) - 1]}{L'(p)} = \frac{\lambda[x(p) - \mu]}{x(p)} \quad (2.3.8)$$

Substituindo (2.3.8) em (2.3.7):

$$d \ln \theta = \lambda \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} [x(p) - \mu] dp$$

Como λ é a variação relativa em G , a elasticidade da medida de pobreza θ em relação ao índice de Gini corresponde a:

$$\varepsilon[\theta|G] = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} [x(p) - \mu] dp$$

Lembrando (2.2.4) segue-se que

$$\varepsilon[\theta|G] = \varepsilon[\theta|\mu] - \frac{\mu}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} dp \quad (2.3.9)$$

Este resultado foi derivado a partir do suposto de que o rendimento médio da população não se modifica e de que a mudança da curva de Lorenz ocorre conforme o padrão definido na expressão (2.3.1).

Para as medidas de pobreza FGT com $\alpha > 0$ a expressão geral da elasticidade em relação ao índice de Gini é:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|G] = \varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] + \alpha \frac{\mu}{z} \frac{\varphi(\alpha - 1)}{\varphi(\alpha)} \quad (2.3.10)$$

que pode ser obtida facilmente pela substituição de $\frac{\partial P}{\partial x} = \frac{-\alpha}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1}$ em (2.3.9).

2.4 A Distribuição Log-normal e as Elasticidades

Diz-se que uma variável aleatória positiva x tem distribuição log-normal com dois parâmetros α e β^2 se $y = \ln x$ é normalmente distribuída com média α e variância β^2 . A distribuição log-normal com dois parâmetros é indicada por $\Lambda(\alpha; \beta^2)$. A função de densidade da distribuição de x é

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \alpha}{\beta}\right)^2\right] \quad x > 0 \quad (2.4.1)$$

Da função geratriz de momentos $\mu_r = E(e^{ry})$ da distribuição normal, o r -ésimo momento com relação à origem corresponde a

$$\mu_r = E(e^{ry}) = E(X^r) = e^{r\alpha + r^2\beta^2/2} \quad (2.4.2)$$

Fazendo $r = 1$ em (2.4.2), a média será

$$\mu = E(X) = e^{\alpha + \beta^2/2} \quad (2.4.3)$$

Tomando logaritmo e rearranjando os termos na expressão acima:

$$\alpha = \ln \mu - \beta^2/2 \quad (2.4.4)$$

Substituindo (2.4.4) em (2.4.1):

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)^2\right] \quad x > 0 \quad (2.4.5)$$

em que a função de densidade da distribuição de x é uma função do desvio padrão do logaritmo β e da média μ .

O próprio Theil (1967) mostrou que, para a distribuição log-normal, a medida de desigualdade L de Theil é:

$$L = \frac{\beta^2}{2} \quad (2.4.6)$$

O índice de Gini dessa distribuição é [ver Aitchison e Brown (1957)]

$$G = 2\Phi\left(\frac{\beta}{\sqrt{2}}\right) - 1 \quad (2.4.7)$$

sendo Φ a função de distribuição de uma variável normal reduzida.

A função de quantis da distribuição log-normal é

$$x(p) = e^{\alpha + Z(p)\beta} = \mu e^{Z(p)\beta - \beta^2/2} \quad (2.4.8)$$

em que $Z(p) = \Phi^{-1}(p)$.⁴ Temos então:

$$g(p) = d \ln(x(p)) = d \ln \mu + [Z(p) - \beta] d\beta \quad (2.4.9)$$

Já vimos que $g(p) = d \ln(x(p))$ é a taxa de crescimento no p -ésimo percentil da distribuição de renda. Vamos admitir que a distribuição do rendimento x seja log-normal. Então, as mudanças relativas na medida de pobreza θ podem ser obtidas substituindo (2.4.9) em (2.1.3). Obtemos a expressão:

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d \ln(\mu) dp + \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) [Z(p) - \beta] d\beta dp \quad (2.4.10)$$

que decompõe as variações relativas nas medidas de pobreza em dois termos aditivos – *componente-crescimento* e *componente-distribuição* – supondo que a distribuição do rendimento x permaneça log-normal.

2.5 Distribuição Log-normal e as Elasticidades-crescimento

Utilizando a expressão (2.4.5), podemos fazer

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \int_0^z x^r \frac{1}{\sqrt{2\pi} \beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)^2\right] dx$$

⁴ Note-se que utilizamos a letra Z maiúscula para indicar a inversa da função de distribuição da variável normal reduzida e z minúsculo para a linha de pobreza.

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \mu^r \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\pi} \beta x} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right)^2 + r \ln(x/\mu) \right] dx$$

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \mu^r \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\pi} \beta x} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} \right)^2 + (1-2r) \ln(x/\mu) + \left(\frac{\beta}{2} \right)^2 \right] \right\} dx$$

Completando o quadrado no expoente, temos:

$$\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r \right) \beta \right]^2 - r(r-1)\beta^2 = \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} \right)^2 + (1-2r) \ln(x/\mu) + \left(\frac{\beta}{2} \right)^2$$

Daí,

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\pi} \beta x} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r \right) \beta \right]^2 \right\} dx$$

Fazendo $u = \frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r \right) \beta$ e $du = \frac{1}{\beta x} dx$ na integral:

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_{-\infty}^{\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r \right) \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

Obtemos finalmente uma expressão que será útil na dedução das estimativas das elasticidades e das medidas de pobreza:

$$\int_0^z x^r f(x) dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \Phi \left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r \right) \beta \right] \quad (2.5.1)$$

sendo Φ a função de distribuição de uma variável normal reduzida.

Fazendo $r=0$ nesta expressão, segue-se a estimativa log-normal da proporção de pobres:

$$H = \int_0^z f(x) dx = \Phi \left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) \quad (2.5.2)$$

Supondo-se constante a desigualdade na distribuição dos rendimentos, medida pelo desvio padrão dos logaritmos da renda, as mudanças relativas na proporção de pobres serão dadas por:

$$\frac{dH}{H} = \frac{1}{H} \frac{\partial H}{\partial \mu} d\mu = -\frac{1}{\beta H} \phi \left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) \frac{d\mu}{\mu}$$

em que ϕ é a função de densidade da distribuição normal reduzida. Segue-se a expressão da elasticidade-crescimento da proporção de pobres:

$$\varepsilon[H|\mu] = -\frac{1}{\beta H} \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) = -\frac{zf(z)}{H} \quad (2.5.3)$$

pois $f(z) = \frac{1}{\beta z} \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)$. Note-se que a expressão acima é idêntica à obtida em (2.2.2).

De acordo com (2.2.4), podemos obter a expressão geral da elasticidade-crescimento para a classe de medidas de pobreza aditivamente separáveis:

$$\varepsilon[\theta|\mu] = \frac{1}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x f(x) dx \quad (2.5.4)$$

com $f(x)$ definida em (2.4.5).

Lembrando (2.2.7), podemos definir a elasticidade-crescimento da classe de medidas FGT para $\alpha > 0$ como:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\alpha \left[\frac{\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)}{\varphi(\alpha)} \right]$$

Desenvolvendo a expressão da medida de FGT com $\alpha = 1$:

$$\varphi(\alpha = 1) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right) f(x) dx = \int_0^z f(x) dx - \int_0^z \frac{x}{z} f(x) dx$$

Fazendo $r=0$ e $r=1$ na expressão (2.5.1), segue-se a estimativa log-normal da medida de FGT com $\alpha = 1$:

$$\begin{aligned} \varphi(\alpha = 1) &= \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) - \frac{\mu}{z} \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) \\ \varphi(\alpha = 1) &= H - \frac{\mu}{z} \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) \end{aligned} \quad (2.5.5)$$

Para a medida de FGT com $\alpha = 2$, temos:

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^2 f(x) dx = \int_0^z f(x) dx - 2 \int_0^z \frac{x}{z} f(x) dx + \int_0^z \frac{x^2}{z^2} f(x) dx$$

Fazendo $r = 0$, $r = 1$ e $r = 2$ na expressão (2.5.1), segue-se a estimativa log-normal da medida de FGT com $\alpha = 2$:

$$\begin{aligned} \varphi(\alpha = 2) &= \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) - 2\frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) + \frac{\mu^2 e^{\beta^2}}{z^2}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2}\right) \\ \varphi(\alpha = 2) &= 2\varphi(\alpha = 1) - H + \frac{\mu^2 e^{\beta^2}}{z^2}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2}\right) \end{aligned} \quad (2.5.6)$$

Recorrendo às estimativas das medidas de pobreza em (2.5.2), (2.5.5) e (2.5.6) e substituindo-as em (2.2.7), as expressões das elasticidades-crescimento para a medida de FGT com $\alpha = 1$ e com $\alpha = 2$ são, respectivamente:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha = 1)|\mu] = -\frac{H - \varphi(\alpha = 1)}{\varphi(\alpha = 1)} = -\frac{1}{\varphi(\alpha = 1)} \frac{\mu}{z} \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) \quad (2.5.7)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon[\varphi(\alpha = 2)|\mu] &= -2 \frac{\varphi(\alpha = 1) - \varphi(\alpha = 2)}{\varphi(\alpha = 2)} \\ \varepsilon[\varphi(\alpha = 2)|\mu] &= \frac{-2}{\varphi(\alpha = 2)} \left[\frac{\mu}{z} \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) - \frac{\mu^2 e^{\beta^2}}{z^2} \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2}\right) \right] \end{aligned} \quad (2.5.8)$$

2.6 Distribuição Log-normal e as Elasticidades-desigualdade

Com base em (2.5.2), podemos definir as mudanças relativas na proporção de pobres, supondo-se que o rendimento médio permanece inalterado, como

$$\frac{dH}{H} = \frac{1}{H} \frac{\partial H}{\partial \beta} d\beta = \frac{1}{H} \left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2} + \frac{1}{2} \right) \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) d\beta$$

Segue-se a elasticidade da proporção de pobres em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos:

$$\varepsilon[H|\beta] = \frac{1}{H} \left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) \quad (2.6.1)$$

Diferenciando a expressão (2.5.5):

$$\begin{aligned}\frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)} &= \frac{1}{\varphi(\alpha=1)} \frac{\partial\varphi(\alpha=1)}{\partial\beta} d\beta \\ \frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)} &= \frac{1}{\varphi(\alpha=1)} \left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2} + \frac{1}{2} \right) \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) d\beta \\ &\quad - \frac{1}{\varphi(\alpha=1)} \frac{\mu}{z} \left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2} - \frac{1}{2} \right) \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) d\beta\end{aligned}$$

Observando-se que

$$\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)^2} = \frac{\mu}{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right)^2} = \frac{\mu}{z} \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right)$$

as mudanças relativas no índice de insuficiência de renda, supondo-se que o rendimento médio permanece inalterado, serão dadas por

$$\frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)} = \frac{1}{\varphi(\alpha=1)} \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) d\beta$$

Segue-se a elasticidade do índice de insuficiência de renda em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos:⁵

$$\varepsilon[\varphi(\alpha=1)|\beta] = \frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)} \phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) \quad (2.6.2)$$

Para a classe geral de medidas de pobreza aditivamente separáveis, se supomos que o rendimento médio permanece constante, a equação (2.4.10) se reduz a:

$$d \ln \theta = \frac{d\beta}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) [Z(p) - \beta] dp$$

Com base em $Z(p) = \frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}$, sendo $Z(p)$ a inversa da função de distribuição

da variável normal reduzida, esta expressão pode ser reescrita conforme:

⁵ Esta expressão foi apresentada por Bourguignon (2002) mas, provavelmente por erro de digitação, com sinal contrário.

$$d \ln \theta = \frac{d\beta}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) f(x) dx$$

com $f(x)$ definida em (2.4.5). A elasticidade da medida de pobreza θ em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos é

$$\varepsilon[\theta|\beta] = \frac{\beta}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) f(x) dx \quad (2.6.3)$$

Este resultado foi derivado a partir do suposto de que o rendimento médio da população não se modifica e de que a distribuição dos rendimentos permanece log-normal.

A classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke é um caso particular das medidas θ . Pode-se demonstrar que a expressão geral da elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos da classe de medidas de FGT com $\alpha > 1$ é:⁶

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \alpha(\alpha - 1) \frac{\beta^2}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha - 2) - 2\varphi(\alpha - 1) + \varphi(\alpha)] \quad (2.6.4)$$

Segue-se que a elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos da medida de FGT com $\alpha = 2$ é dada por

$$\varepsilon[\varphi(\alpha = 2)|\beta] = \frac{2}{\varphi(\alpha = 2)} \frac{\mu^2 \beta^2 e^{\beta^2}}{z^2} \Phi \left(\frac{\ln z/\mu}{\beta} - \frac{3}{2} \beta \right) \quad (2.6.5)$$

obtida facilmente pela substituição das estimativas das medidas de FGT com $\alpha = 0$, $\alpha = 1$ e $\alpha = 2$ [ver (2.5.2), (2.5.5) e (2.5.6)] em (2.6.4). As elasticidades das medidas de pobreza em relação ao L de Theil e ao índice de Gini podem ser derivadas a partir das relações (2.4.6) e (2.4.7), isto é, podemos obter as elasticidades em relação ao L de Theil e ao índice de Gini multiplicando as respectivas elasticidades em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos pelas seguintes expressões:

$$\frac{d\beta/\beta}{dL/L} = \frac{L}{\beta^2} = \frac{1}{2} \quad (2.6.6)$$

$$e \quad \frac{d\beta/\beta}{dG/G} = \frac{G}{\beta \sqrt{2} \phi(\beta/\sqrt{2})} \quad (2.6.7)$$

⁶ Ver Anexo I para dedução dessa expressão.

Note-se que as expressões das elasticidades em relação ao índice de Gini expostas em (2.3.6) e (2.3.9) diferem das elasticidades obtidas a partir de (2.6.1) e (2.6.3). Isto ocorre porque a suposição de que a distribuição dos rendimentos permaneça log-normal implica um padrão de mudança da curva de Lorenz distinto do anterior. Sob o suposto de que a distribuição dos rendimentos permanece log-normal temos

$$d \ln(L'(p)) = d \ln(x(p)) - d \ln \mu = [Z(p) - \beta] d\beta \quad (2.6.8)$$

obtida rearranjando os termos da expressão (2.4.9). Conforme a expressão (2.3.8), sob o Suposto Kakwani temos

$$d \ln(L'(p)) = \frac{\lambda[x(p) - \mu]}{x(p)}$$

sendo λ a mudança relativa no índice de Gini, que corresponde a um padrão de mudança da curva de Lorenz distinto daquele definido na expressão (2.6.8).

2.7 Procedimentos para Estimação das Elasticidades das Medidas de Pobreza

2.7.1 Método Kernel

Definida a linha de pobreza, as elasticidades das medidas de pobreza de FGT com $\alpha > 0$ podem ser obtidas pela substituição direta dos valores do rendimento médio e das medidas de pobreza calculados com base nos microdados nas fórmulas (2.2.7) e (2.3.10). O mesmo procedimento não pode ser repetido para as elasticidades da proporção de pobres pois, neste caso, necessitamos da estimativa da densidade $f(x)$ quando $x = z$. Se os microdados estão disponíveis podemos estimar $f(x)$ por meio da metodologia de *Kernel* ou núcleo, que é o procedimento não-paramétrico de estimação de densidade mais comumente utilizado.

Na prática, a distribuição do rendimento tem a característica de ter intervalos entre as observações cujas frequências relativas podem ser sintetizadas graficamente no histograma. O método consiste em estimar a densidade da distribuição em determinados pontos por meio de uma função *Kernel* ponderada que suavize os intervalos entre os pontos empiricamente observados. A estimativa *Kernel* de $f(x)$ pode ser definida como:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{b} K\left(\frac{x-x_i}{b}\right)$$

onde x representa o ponto no qual se deseja estimar a densidade, N o número de observações, x_i a observação i , K a função *Kernel* que determina a forma de cada um dos intervalos e b corresponde à largura da janela que determina o comprimento dos intervalos (filtra o impacto da observação x_i sobre a densidade de x). Intuitivamente, $\hat{f}(x)$ compõem-se de uma soma ponderada dos pontos empiricamente observados, onde o fator de ponderação cai à medida que cada x_i se afasta de x . A função K e a largura da janela b são fatores que afetam a precisão da estimativa. Definidos K e b , podemos estimar a densidade na linha de pobreza $\hat{f}(z)$ a partir das observações dos valores dos rendimentos. As elasticidades da proporção de pobres podem ser obtidas substituindo os valores de $\hat{f}(z)$, H e μ nas fórmulas (2.2.2) e (2.3.6).

2.7.2 Métodos Baseados nas Curvas de Lorenz Parametrizadas

Os métodos baseados nas curvas de Lorenz parametrizadas foram desenvolvidos para casos em que os dados da distribuição estão disponíveis sob a forma de dados agrupados.⁷ Adicionalmente à estimação da densidade $\hat{f}(z)$, são necessárias estimativas das próprias medidas de pobreza. A abordagem paramétrica consiste em, a partir de certas coordenadas $(p, L(p))$ obtidas dos dados agrupados, reconstruir a curva de Lorenz estimando os parâmetros de uma especificação da forma funcional que atenda certas condições matemáticas: ser contínua no intervalo $[0,1]$, passar pelos pontos $(0,0)$ e $(1,1)$, ser monoteticamente crescente, $L'(0^+) \geq 0$; e convexa, $L''(p) \geq 0$. Esta prática envolve inevitavelmente o risco de erro de especificação. De fato, enquanto várias formas funcionais têm sido propostas, nenhuma delas surgiu como forma predominantemente superior em aplicações empíricas. Duas das formas funcionais mais difundidas são a curva de Lorenz Beta [Kakwani (1980)] e a Quadrática Geral [Arnold e Villasenor (1989)].

⁷ Por exemplo, os dados estão disponíveis na forma de tabelas de frequência relativa da população e rendimento médio por estratos de rendimento.

A função da curva de Lorenz Beta corresponde a:

$$L(p) = p - \theta p^\gamma (1-p)^\delta$$

em que θ , γ e δ são parâmetros. Rearranjando os termos e tomando logaritmo:

$$\ln(p - L(p)) = \ln \theta + \gamma \ln p + \delta \ln(1-p)$$

Utilizando as coordenadas $(p, L(p))$ dos dados agrupados, os parâmetros podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários fazendo a regressão de $\ln(p - L(p))$ contra $\ln p$ e $\ln(1-p)$.

A parametrização Quadrática Geral parte da expressão de uma forma quadrática geral:

$$ap^2 + bpL(p) + cL(p)^2 + dp + eL(p) + f = 0 \quad (2.7.1)$$

Supondo-se $c=1$, para que a função de Lorenz cumpra as condições supracitadas devemos ter $f=0$ e $e=-(a+b+d+1)$. A função da curva de Lorenz Quadrática Geral pode ser obtida resolvendo a expressão (2.7.1):⁸

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

em que $e=-(a+b+d+1)$, $m=b^2-4a$ e $n=2be-4d$.

Os parâmetros a , b e d podem ser estimados com base na seguinte regressão sem intercepto:

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + d(p-L)$$

Dados os parâmetros estimados, os procedimentos para obter as estimativas das medidas de pobreza e da densidade $f(x)$ quando $x=z$ são análogos para os dois modelos:

- 1) são obtidas as derivadas primeira e segunda da equação da curva de Lorenz parametrizada;
- 2) se conhecemos o rendimento médio μ , podemos resolver $L'(H) = \frac{z}{\mu}$ e obter a estimativa da proporção de pobres;

⁸ Resolvendo a equação (2.7.1) obtém-se duas fórmulas explícitas da curva de Lorenz, embora apenas uma seja apropriada, uma vez que a outra não atende às condições matemáticas estabelecidas.

3) a estimativa $\hat{f}(z)$ pode ser obtida com base em $L'(H) = \frac{1}{\mu f(z)}$;

4) utilizando $L'(p) = \frac{x}{\mu}$, a estimativa da medida de FGT com $\alpha = 1$ é calculada

$$\text{por meio de } \varphi(\alpha = 1) = \int_0^H \left(\frac{z-x}{z} \right) dp = H - \frac{\mu}{z} \int_0^H L'(p) dp = H - \frac{\mu}{z} L(H);$$

5) a estimativa da medida de FGT com $\alpha = 2$ pode ser obtida desenvolvendo

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^H \left(\frac{z-x}{z} \right)^2 dp = H - 2\varphi(\alpha = 1) + \frac{\mu^2}{z^2} \int_0^H L'(p)^2 dp.$$

As elasticidades das medidas de pobreza são obtidas substituindo as estimativas das medidas de pobreza e $\hat{f}(z)$ nas fórmulas derivadas nas seções 2.2 e 2.3 deste capítulo [ver (2.2.2), (2.2.7), (2.3.6) e (2.3.10)].⁹

2.7.3 Método Log-normal

Pressupor que a distribuição do rendimento é log-normal corresponde a adotar uma forma funcional de dois parâmetros para a função de densidade do rendimento. Assim como os métodos baseados na parametrização da curva de Lorenz, esta prática envolve o risco de erro de especificação. Se o rendimento médio μ e o desvio padrão do logaritmo dos rendimentos β estão disponíveis, as estimativas das medidas de pobreza e das elasticidades em relação ao rendimento médio e ao desvio padrão do logaritmo dos rendimentos são obtidas por substituição direta nas respectivas fórmulas apresentadas nas seções 2.5 e 2.6 do presente capítulo [ver (2.5.3) a (2.5.8), (2.6.1), (2.6.2) e (2.6.5)]. Além de sua simplicidade, uma vantagem desta metodologia é a possibilidade de inclusão das elasticidades das medidas de pobreza em relação ao L de Theil, medida de desigualdade mais sensível às mudanças nos rendimentos dos pobres. As elasticidades em relação ao L de Theil e ao índice de Gini podem

⁹ Para uma exposição mais pormenorizada sobre a utilização da metodologia baseada nas curvas de Lorenz parametrizadas para estimação das elasticidades ver Datt (1998).

ser obtidas multiplicando as respectivas elasticidades em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos pelas expressões (2.6.6) e (2.6.7). Um procedimento alternativo adotado em Hoffmann (2005) consiste em determinar β com base no valor do índice de Gini G a partir da relação:

$$\beta = \sqrt{2}\Phi^{-1}\left(\frac{G+1}{2}\right)$$

sendo Φ^{-1} a inversa da função de distribuição de uma variável normal reduzida.

2.8 Considerações Finais

Neste capítulo derivamos as fórmulas das elasticidades teóricas das medidas de pobreza e apresentamos procedimentos alternativos para estimação das elasticidades. Uma vez que a desigualdade na distribuição de renda pode modificar-se de infinitas maneiras, não é possível estabelecer uma fórmula simples relacionando mudanças nas medidas de desigualdade e mudanças nas medidas de pobreza. Por esta razão, a especificação de um padrão de mudança da curva de Lorenz é um requisito necessário para derivar as elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza. Seguindo Kakwani (1990), as fórmulas das elasticidades-desigualdade na seção 2.3 foram obtidas a partir do pressuposto de que, sendo λ a mudança relativa no índice de Gini, e sendo p e $L(p)$ as coordenadas da curva de Lorenz inicial, a mudança da ordenada é $\Delta L(p) = -\lambda[p - L(p)]$. Isso significa que um crescimento de $100\lambda\%$ no índice de Gini é obtido aumentando na mesma proporção as discrepâncias $[p - L(p)]$. Na seção 2.6 as elasticidades-desigualdade foram derivadas admitindo que a distribuição permaneça log-normal, o que corresponde a adotar o padrão de mudança da curva de Lorenz especificado na expressão (2.6.8). Denominaremos estes padrões de mudança da curva de Lorenz de Suposto Kakwani e Suposto Log-normal, respectivamente. Em termos das elasticidades-crescimento, não existem suposições arbitrárias e as fórmulas apresentadas nas seções 2.2 e 2.5 são idênticas, embora os valores das estimativas das elasticidades possam diferir em função das metodologias de obtenção das estimativas serem distintas.

A especificação de um padrão *ex-ante* de mudança da curva de Lorenz, que pode modificar-se de infinitas maneiras, é uma limitação da aplicação empírica das elasticidades-desigualdade teóricas na análise das mudanças nas medidas de pobreza. Na literatura sobre este tema, usualmente recorre-se às elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani (1990). Embora utilizadas extensivamente, pouco se atentou para uma análise sistemática do grau de adequação da aplicação empírica das fórmulas das elasticidades, derivadas a partir de supostos *ex-ante* de mudanças na desigualdade. Esta é uma lacuna que procuramos preencher neste trabalho por meio de uma análise de regressão com intuito de precisar em que medida as elasticidades teóricas são capazes de explicar as mudanças *ex-post* nas medidas de pobreza. Adicionalmente, a dedução da expressão geral para a elasticidade-desigualdade da classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha > 1$ sob o Suposto Log-normal realizada neste trabalho nos permite fazer comparações entre o desempenho explicativo destas elasticidades e das elasticidades derivadas a partir do Suposto Kakwani. Estes são os objetivos do capítulo 4: avaliar o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculo das elasticidades e, secundariamente, avaliar qual padrão de mudança da curva de Lorenz - Suposto Kakwani ou Log-normal - representa melhor as mudanças observadas nas medidas de pobreza calculadas para as Unidades da Federação do Brasil nos anos de 1992 a 2004.

Por fim, cabem aqui algumas considerações a respeito dos procedimentos alternativos para estimação das elasticidades. A opção pelo procedimento adequado para estimação das elasticidades sob o Suposto Kakwani depende em última instância da disponibilidade dos dados da distribuição dos rendimentos. Se os microdados estão disponíveis, o procedimento mais adequado é evitar as estimativas e utilizar as próprias medidas de pobreza calculadas, substituindo-as diretamente nas fórmulas das elasticidades. Para a estimativa $\hat{f}(z)$, necessária exclusivamente para calcular as elasticidades da proporção de pobres, podemos recorrer ao método não-paramétrico *Kernel* de estimação da densidade. Por outro lado, se os dados da distribuição dos rendimentos estão disponíveis na forma de dados agrupados, utiliza-se uma metodologia baseada na parametrização da curva de Lorenz. Neste caso, adicionalmente à estimativa $\hat{f}(z)$, requerem-se estimativas das próprias medidas de pobreza.

A necessidade de estimação das medidas de pobreza consiste numa dificuldade adicional dos métodos paramétricos de estimação das elasticidades, incluindo aqui tanto os métodos baseados nas curvas de Lorenz parametrizadas quanto o Método Log-normal que assume uma forma funcional de dois parâmetros para a função de densidade do rendimento. Estimativas pouco exatas das medidas de pobreza, em decorrência do erro de especificação da forma funcional, podem comprometer a estimação das elasticidades. Por esta razão, o próximo capítulo será dedicado a uma avaliação do grau de exatidão das estimativas das medidas de pobreza pelos métodos paramétricos. O objetivo do capítulo 3 será comparar o grau de exatidão das estimativas das medidas de pobreza obtidas pelo Método Log-normal e pelos métodos baseados nas curvas de Lorenz parametrizadas, mais especificadamente as curvas de Lorenz Beta e Quadrática Geral.

3 Análise Comparativa dos Métodos de Estimação das Medidas de Pobreza

3.1 Dados

Vamos utilizar os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no período de 1992 a 2004. Considera-se a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* para domicílios particulares permanentes com declaração do rendimento domiciliar. O rendimento *per capita* é obtido dividindo o rendimento domiciliar pelo número de pessoas do domicílio, excluindo as pessoas cuja condição no domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico. A análise restringe-se aos domicílios com rendimento domiciliar não-nulo (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorado). Cabe lembrar que, até o ano de 2003, a PNAD coletava dados apenas das áreas urbanas nos estados da antiga Região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá). Por uniformidade com o período anterior, no ano de 2004 foram consideradas apenas as áreas urbanas destes estados.

Os rendimentos do período 1992 a 2004 foram expressos em reais de maio-junho de 2005, utilizando como deflator um índice derivado do INPC a partir de dois ajustes: 1) alteração da data de referência, centrando o índice no primeiro dia do mês; 2) alteração do valor referente a julho de 1994, de forma a levar em consideração a defasagem inflacionária decorrente da mudança de unidade monetária ocorrida naquele mês. Como a PNAD levanta o rendimento de setembro e a maioria das pessoas recebe esse rendimento no início de outubro, obtém-se um deflator para o início de outubro calculando a média geométrica entre os valores do INPC em setembro e outubro. Os ajustes baseiam-se em Corseuil e Foguel (2002). Adotou-se como período-base o primeiro bimestre de vigência do novo salário mínimo de R\$ 300,00. As medidas de pobreza foram calculadas utilizando duas linhas de pobreza alternativas com valores de $\frac{1}{4}$ e $\frac{1}{2}$ desse salário mínimo, ou seja, R\$75,00 e R\$ 150,00 per capita em moeda de maio-junho de 2005.

Foram utilizadas como medidas de pobreza a proporção de pobres, o índice de insuficiência de renda e a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$. As medidas de pobreza, calculadas diretamente dos dados observados, servirão como referência para comparação das metodologias de estimação das medidas de pobreza expostas na seção 2.7 do capítulo anterior. Portanto, o objetivo deste capítulo será comparar a exatidão das estimativas das medidas de pobreza obtidas pelo método Log-normal e pelos métodos baseados nas curvas de Lorenz parametrizadas, mais especificadamente as curvas de Lorenz Beta e Quadrática Geral.

As estimativas das medidas de pobreza pelo método Log-normal podem ser facilmente obtidas pela substituição dos valores observados do rendimento médio (μ) e do desvio padrão do logaritmo dos rendimentos (β) nas fórmulas (2.5.2), (2.5.5) e (2.5.6). Conforme exposto anteriormente, as metodologias baseadas nas curvas de Lorenz parametrizadas são adequadas para dados da distribuição dos rendimentos disponíveis na forma de dados agrupados. Sendo assim, agrupamos os dados obtidos na PNAD em dez estratos de acordo com o rendimento domiciliar *per capita*. Faz-se analogia ao agrupamento por classes de rendimento nominal em termos de salário mínimo utilizado nas tabelas do CENSO divulgadas pelo IBGE. Seguem-se os intervalos que delimitam cada um destes estratos:

- 1) até $\frac{1}{4}$ do valor do salário mínimo vigente no período de coleta dos dados;
- 2) mais de $\frac{1}{4}$ a $\frac{1}{2}$ salário mínimo;
- 3) mais de $\frac{1}{2}$ a 1 salário mínimo;
- 4) mais de 1 a $1\frac{1}{2}$ salário mínimo;
- 5) mais de $1\frac{1}{2}$ a 2 salários mínimos;
- 6) mais de 2 a 3 salários mínimos;
- 7) mais de 3 a 5 salários mínimos;
- 8) mais de 5 a 10 salários mínimos;
- 9) mais de 10 a 20 salários mínimos;
- 10) mais de 20 salários mínimos.

Desnecessário dizer que a forma de agrupamento dos microdados da PNAD afeta os resultados das estimativas das medidas de pobreza. A partir das coordenadas $(p, L(p))$ obtidas dos dados agrupados, são estimados os parâmetros da curva de Lorenz, conforme os métodos apresentados na seção 2.7.2, necessários para o cálculo das estimativas das medidas de pobreza. As estimativas das medidas de pobreza pelos métodos da curva de Lorenz Beta e Quadrática Geral foram calculadas por meio do programa POVCAL utilizado pelos pesquisadores do Banco Mundial.¹⁰

3.2 Resultados para a Linha de Pobreza de R\$75,00

Na tabela 3.1 são apresentados os valores da proporção de pobres (H) calculados diretamente dos rendimentos *per capita* dos domicílios no Brasil, de 1992 a 2004, para a linha de pobreza de R\$ 75,00 em valores de maio-junho de 2005. Na mesma tabela estão as estimativas da proporção de pobres utilizando os métodos Log-normal, curva de Lorenz Beta e Quadrática Geral (QG); bem como o valor absoluto do desvio destas estimativas em relação aos valores calculados diretamente com os microdados. Podemos observar na tabela 3.1 que o método Beta resultou em estimativas que superestimaram consideravelmente a proporção de pobres. Por exemplo, a estimativa Beta no ano de 2004 foi quase o dobro da proporção de pobres observada, nos valores de 25,969% e 13,027% da população, respectivamente. Já os valores das estimativas Quadrática Geral e Log-normal são sempre semelhantes e muito próximos aos valores observados da proporção de pobres, sendo que o método Quadrática Geral sempre superestimou o valor observado da medida de pobreza. Adotando-se a soma dos desvios absolutos das estimativas das medidas de pobreza em relação aos valores observados como critério de exatidão das estimativas, o método que conduziu a estimativas mais exatas foi o método Log-normal. Por outro lado, o valor da soma dos desvios absolutos do método Beta foi consideravelmente superior aos valores obtidos nos métodos Log-normal e Quadrática Geral.

¹⁰ Programa para cálculo das estimativas das elasticidades e das medidas de pobreza disponível no sítio www.worldbank.org.

Tabela 3.1. Proporção de pobres (H) e estimativas da proporção de pobres pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	H	Estimativa de H			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,20329	0,21633	0,32862	0,21836	(0,01304)	(0,12533)	(0,01507)
1993	0,20785	0,22369	0,32931	0,21532	(0,01584)	(0,12146)	(0,00747)
1995	0,15378	0,16297	0,26318	0,15228	(0,00919)	(0,10941)	(0,00150)
1996	0,16208	0,16412	0,25924	0,15365	(0,00203)	(0,09716)	(0,00844)
1997	0,15984	0,16573	0,26186	0,15632	(0,00589)	(0,10202)	(0,00352)
1998	0,14556	0,15599	0,26075	0,14409	(0,01043)	(0,11520)	(0,00147)
1999	0,15575	0,16258	0,27668	0,15108	(0,00682)	(0,12092)	(0,00468)
2001	0,15257	0,15825	0,27669	0,15046	(0,00568)	(0,12413)	(0,00210)
2002	0,14190	0,15036	0,28124	0,14237	(0,00845)	(0,13933)	(0,00047)
2003	0,15246	0,16060	0,29298	0,15589	(0,00814)	(0,14052)	(0,00343)
2004	0,13027	0,13812	0,25969	0,13581	(0,00784)	(0,12942)	(0,00554)
SOMA					(0,09337)	(1,32489)	(0,05368)

(1) Adotando linha de pobreza de 75,00 reais de maio-junho de 2005.

Prosseguindo a análise, na tabela 3.2 podemos observar os valores do índice de insuficiência de renda (HI) calculados a partir dos microdados para a linha de pobreza de R\$ 75,00, suas estimativas pelos métodos Log-normal, curva de Lorenz Beta e Quadrática Geral (QG) e os desvios das estimativas em relação ao valor observado. A tabela 3.3 dispõe os mesmos resultados para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT). Em ambos os casos, o método Beta apresentou estimativas que superestimaram as medidas de pobreza e a maior soma dos desvios absolutos. O método Log-normal persistiu apresentando estimativas muito próximas aos valores observados e a menor soma dos desvios absolutos. O método Quadrática Geral, por sua vez, apresentou valores intermediários para os desvios absolutos (menores do que o método Beta e maiores do que o Log-normal) e estimativas que sempre subestimaram as medidas de pobreza, tanto na tabela 3.2 quanto na tabela 3.3. Para exemplificar, a estimativa da medida FGT com $\alpha = 2$ pela metodologia Quadrática Geral apresentou o valor de 0,01290 no ano de 2004, cerca de metade do valor observado de 0,02451. No mesmo ano, as estimativas Beta e Log-normal foram 0,03878 e 0,02481, respectivamente. Adotando-se como critério de exatidão a soma dos desvios absolutos das estimativas em relação ao valor observado, podemos afirmar que a metodologia Log-normal para estimação das medidas de pobreza apresentou o maior grau de exatidão entre as metodologias analisadas.

Tabela 3.2 Índice de insuficiência de renda (HI) e estimativas do índice de insuficiência de renda pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar per capita⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	HI	Estimativa de HI			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,08484	0,07989	0,10146	0,08911	(0,00495)	(0,01661)	(0,00426)
1993	0,08539	0,07847	0,11923	0,08858	(0,00692)	(0,03383)	(0,00319)
1995	0,05692	0,04790	0,09068	0,05796	(0,00902)	(0,03376)	(0,00104)
1996	0,05880	0,05125	0,09036	0,05901	(0,00755)	(0,03156)	(0,00021)
1997	0,05928	0,05203	0,08852	0,06034	(0,00726)	(0,02924)	(0,00106)
1998	0,05418	0,04521	0,08283	0,05415	(0,00897)	(0,02865)	(0,00003)
1999	0,05597	0,04719	0,09333	0,05682	(0,00877)	(0,03736)	(0,00086)
2001	0,05580	0,04645	0,07745	0,05681	(0,00934)	(0,02165)	(0,00102)
2002	0,05075	0,04113	0,07571	0,05264	(0,00962)	(0,02495)	(0,00189)
2003	0,05567	0,04713	0,07840	0,05861	(0,00854)	(0,02273)	(0,00294)
2004	0,04649	0,03679	0,06344	0,04897	(0,00970)	(0,01695)	(0,00248)
SOMA					(0,09065)	(0,29730)	(0,01897)

(1) Adotando linha de pobreza de 75,00 reais de maio-junho de 2005.

Tabela 3.3 Índice de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) e estimativas do índice de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar per capita⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	FGT	Estimativa de FGT			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,04845	0,03852	0,06207	0,04932	(0,00993)	(0,01362)	(0,00086)
1993	0,04853	0,03574	0,07013	0,04936	(0,01279)	(0,02160)	(0,00083)
1995	0,02963	0,01841	0,05005	0,03059	(0,01122)	(0,02043)	(0,00096)
1996	0,03092	0,02093	0,05065	0,03136	(0,01000)	(0,01972)	(0,00044)
1997	0,03155	0,02135	0,04986	0,03219	(0,01020)	(0,01831)	(0,00064)
1998	0,02758	0,01715	0,04737	0,02832	(0,01043)	(0,01979)	(0,00074)
1999	0,02878	0,01792	0,05602	0,02971	(0,01086)	(0,02724)	(0,00093)
2001	0,02948	0,01786	0,05069	0,02980	(0,01162)	(0,02121)	(0,00032)
2002	0,02624	0,01475	0,05425	0,02718	(0,01149)	(0,02801)	(0,00094)
2003	0,02961	0,01814	0,05769	0,03062	(0,01148)	(0,02807)	(0,00100)
2004	0,02451	0,01290	0,03878	0,02481	(0,01161)	(0,01427)	(0,00030)
SOMA					(0,12162)	(0,23227)	(0,00796)

(1) Adotando linha de pobreza de 75,00 reais de maio-junho de 2005.

3.3 Resultados para a Linha de Pobreza de R\$ 150,00

Nesta seção repetimos a análise da seção anterior adotando uma nova linha de pobreza com maior valor real. Na tabela 3.4 e na tabela 3.5 podemos observar os valores da proporção de pobres (H) e do índice de insuficiência de renda (HI) calculados com os microdados para a linha de pobreza de R\$ 150,00, suas estimativas utilizando os métodos Log-normal, curva de Lorenz Beta e Quadrática Geral (QG) e os desvios das estimativas em relação ao valor observado. Novamente o método Beta apresentou um viés que superestimou as medidas de pobreza e somas dos desvios absolutos significativamente superiores às obtidas pelos demais métodos. O método Quadrática Geral também persistiu apresentando um padrão sistemático para os desvios, no caso das medidas H e HI calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00, sempre superestimando os valores observados. Os valores das estimativas Quadrática Geral e Log-normal são semelhantes e próximos aos valores observados das medidas de pobreza. Entretanto, diferentemente do caso anterior, o método Quadrática Geral conduziu às menores somas dos desvios absolutos para as estimativas das medidas de pobreza H e HI calculadas na linha de pobreza de R\$ 150,00.

Tabela 3.4 Proporção de pobres (H) e estimativas da proporção de pobres pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	H	Estimativa de H			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,43032	0,43816	0,47941	0,43738	(0,00784)	(0,04909)	(0,00706)
1993	0,43976	0,45038	0,47860	0,42908	(0,01063)	(0,03885)	(0,01067)
1995	0,36033	0,37274	0,40264	0,34329	(0,01241)	(0,04231)	(0,01705)
1996	0,35806	0,36548	0,39578	0,34276	(0,00742)	(0,03772)	(0,01530)
1997	0,36140	0,36773	0,39943	0,34613	(0,00633)	(0,03803)	(0,01527)
1998	0,34758	0,36236	0,39853	0,33154	(0,01478)	(0,05095)	(0,01604)
1999	0,36443	0,37564	0,41333	0,34512	(0,01122)	(0,04890)	(0,01931)
2001	0,35771	0,36708	0,41496	0,34252	(0,00937)	(0,05725)	(0,01519)
2002	0,35143	0,36351	0,41704	0,33378	(0,01208)	(0,06561)	(0,01765)
2003	0,36716	0,37451	0,43033	0,35478	(0,00735)	(0,06318)	(0,01238)
2004	0,34027	0,34886	0,40434	0,32918	(0,00859)	(0,06407)	(0,01108)
SOMA					(0,10801)	(0,55596)	(0,15699)

(1) Adotando linha de pobreza de 150,00 reais de maio-junho de 2005.

Tabela 3.5 Índice de insuficiência de renda (HI) e estimativas do índice de insuficiência de renda pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar per capita⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	HI	Estimativa de HI			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,20494	0,20718	0,25562	0,21220	(0,00224)	(0,05068)	(0,00727)
1993	0,20814	0,21215	0,26433	0,20898	(0,00401)	(0,05619)	(0,00084)
1995	0,15971	0,16137	0,21407	0,15490	(0,00166)	(0,05436)	(0,00482)
1996	0,15946	0,16118	0,21112	0,15566	(0,00171)	(0,05166)	(0,00380)
1997	0,16103	0,16255	0,21183	0,15791	(0,00152)	(0,05079)	(0,00313)
1998	0,15391	0,15549	0,20854	0,14779	(0,00157)	(0,05463)	(0,00612)
1999	0,15986	0,16166	0,22143	0,15447	(0,00180)	(0,06157)	(0,00540)
2001	0,15634	0,15779	0,21411	0,15364	(0,00145)	(0,05777)	(0,00270)
2002	0,15128	0,15238	0,21486	0,14713	(0,00109)	(0,06358)	(0,00416)
2003	0,15881	0,16058	0,22254	0,15912	(0,00177)	(0,06373)	(0,00031)
2004	0,14151	0,14294	0,20040	0,14232	(0,00143)	(0,05889)	(0,00081)
SOMA					(0,02025)	(0,62385)	(0,03934)

(1) Adotando linha de pobreza de 150,00 reais de maio-junho de 2005.

Por fim, podemos verificar na tabela 3.6 os valores da medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) calculada para a linha de pobreza de R\$ 150,00, suas estimativas pelos métodos Log-normal, curva de Lorenz Beta e Quadrática Geral (QG) e respectivos desvios absolutos. Observando as estimativas e desvios do método Beta e com base nos resultados anteriores, podemos concluir que a metodologia Beta para estimação das medidas de pobreza apresentou um viés que superestimou consideravelmente todas as medidas de pobreza e o menor grau de exatidão entre as metodologias analisadas. Já o método Quadrática Geral sempre subestimou o valor observado da medida de FGT, mas os valores dos desvios absolutos são muito inferiores aos do método Beta.

Em relação à metodologia que apresentou o maior grau de exatidão, tomando-se a soma dos desvios absolutos das estimativas em relação aos valores observados como critério de exatidão, o resultado para as medidas de pobreza calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 é ambíguo. As metodologias Log-normal e Quadrática Geral apresentaram valores próximos aos valores observados em todos os casos mas, enquanto o método Quadrática Geral apresentou menor soma dos desvios absolutos para a proporção de pobres e para o índice de insuficiência de renda, o método Log-normal apresentou a menor soma dos desvios absolutos

para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$. No entanto, o método Log-normal foi o único que não apresentou um padrão sistemático dos desvios, seja sempre superestimando ou sempre subestimando os valores observados para cada uma das medidas de pobreza nas duas linhas de pobreza alternativas, como ocorreu com os métodos Quadrática Geral e Beta. Analisando isoladamente a medida de FGT com $\alpha = 2$, para ambas as linhas de pobreza, o valor do desvio absoluto da estimativa log-normal em todos os anos nunca foi superior a 5% do valor observado da medida de pobreza.

Tabela 3.6 Índice de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) e estimativas do índice de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ pelos métodos Quadrática Geral (QG), Beta e Log-normal para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾, Brasil 1992 a 2004.

Ano	FGT	Estimativa de FGT			Desvio Absoluto		
		QG	Beta	Lognormal	QG	Beta	Lognormal
1992	0,12640	0,12397	0,16247	0,13159	(0,00243)	(0,03607)	(0,00520)
1993	0,12783	0,12522	0,17334	0,13008	(0,00260)	(0,04551)	(0,00225)
1995	0,09277	0,08855	0,13645	0,09161	(0,00422)	(0,04367)	(0,00117)
1996	0,09388	0,09027	0,13516	0,09253	(0,00362)	(0,04128)	(0,00136)
1997	0,09470	0,09123	0,13482	0,09416	(0,00347)	(0,04013)	(0,00053)
1998	0,08894	0,08476	0,13113	0,08668	(0,00419)	(0,04218)	(0,00226)
1999	0,09237	0,08826	0,14240	0,09076	(0,00411)	(0,05003)	(0,00161)
2001	0,09086	0,08630	0,13338	0,09045	(0,00456)	(0,04253)	(0,00040)
2002	0,08598	0,08130	0,13432	0,08552	(0,00468)	(0,04833)	(0,00046)
2003	0,09183	0,08771	0,13962	0,09356	(0,00412)	(0,04779)	(0,00172)
2004	0,07973	0,07512	0,11979	0,08151	(0,00460)	(0,04006)	(0,00179)
SOMA					(0,04260)	(0,47758)	(0,01876)

(1) Adotando linha de pobreza de 150,00 reais de maio-junho de 2005.

3.4 Considerações Finais

O objetivo central deste capítulo foi comparar as metodologias para estimação das medidas de pobreza utilizando a soma dos desvios absolutos das estimativas em relação aos valores das medidas de pobreza calculados com os microdados como critério de exatidão. Concluimos que a metodologia Beta para estimação das medidas de pobreza apresentou um viés que superestimou as estimativas, em ambas as linhas de pobreza analisadas, e o menor grau de exatidão entre as metodologias analisadas. Em termos da metodologia mais precisa, o resultado foi ambíguo. A metodologia Log-normal apresentou maior grau de exatidão para

todas as medidas de pobreza calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00 e para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ na linha de pobreza de R\$ 150,00. A metodologia Quadrática Geral apresentou maior exatidão para a proporção de pobres e para o índice de insuficiência de renda calculados adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00. Entretanto, diferentemente do método Log-normal, o método Quadrática Geral apresentou um padrão sistemático dos desvios, seja sempre superestimando ou sempre subestimando os valores observados para cada uma das medidas de pobreza nas duas linhas de pobreza alternativas. Os resultados sugerem que, dentre as abordagens baseadas nas curvas de Lorenz parametrizadas, a Quadrática Geral se ajusta muito melhor aos dados da distribuição de renda no Brasil.

Cabe lembrar que os resultados das metodologias baseadas nas curvas de Lorenz parametrizadas dependem da forma de agrupamento dos dados da distribuição do rendimento. Estas abordagens procuram reconstruir a curva de Lorenz estimando os parâmetros a partir de certas coordenadas $(p, L(p))$ obtidas dos dados agrupados. Espera-se que, na medida em que aumente o número destas coordenadas, isto é, na medida em que aumente o número de estratos dos dados agrupados, haja uma melhora no ajustamento da curva de Lorenz e na exatidão das estimativas das medidas de pobreza. Neste caso em que os microdados estavam disponíveis, a forma de agrupamento em dez estratos de rendimento nominal em termos de salário mínimo foi uma decisão arbitrária. Cabe ressaltar, entretanto, que não é usual que, em aplicações empíricas nas quais não dispomos dos microdados, os dados estejam agrupados num número muito maior de estratos.

Um resultado importante para o tema central desta pesquisa é o alto grau de exatidão da metodologia log-normal cujas estimativas apresentaram valores sempre muito próximos aos valores observados das medidas de pobreza, em especial para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$, medida de pobreza considerada unanimemente na literatura como superior às outras duas. Esta não é uma constatação surpreendente. A discussão de formas funcionais apropriadas para representar a distribuição de renda remonta ao século XIX. Vilfredo Pareto (1897) foi o primeiro a propor um modelo de distribuição de renda na forma de função de densidade de probabilidade. Estudos empíricos mostraram que a distribuição de Pareto se ajustava bem apenas à cauda superior da distribuição, não se adequando à cauda

inferior. Gibrat (1931) sugeriu a distribuição log-normal de dois parâmetros, mais tarde analisada por Aitchison e Brown (1957). A distribuição log-normal, por sua vez, apresentava ajuste apropriado apenas à cauda inferior da distribuição dos rendimentos, insatisfatório na cauda superior. Na medida em que as pesquisas avançaram, várias formas funcionais foram propostas com intuito de melhorar o ajustamento aos dados observados.¹¹ Entretanto, se o objeto do estudo restringe-se à análise da pobreza, pouco importa que o ajustamento para a distribuição como um todo seja ruim, desde que o ajuste na cauda inferior da distribuição de renda seja adequado. Daí a justificativa para a utilização da função de densidade log-normal em estudos sobre a pobreza. A exatidão das estimativas log-normais das medidas de pobreza apenas confirma este fato e nos qualifica a prosseguir no capítulo seguinte a análise das elasticidades utilizando a metodologia log-normal.

¹¹ Diversas formas funcionais foram propostas, adquirindo complexidade crescente, como as distribuições com três parâmetros gama generalizada [Amoroso (1924-25) e Taille (1981)], beta [Thurow (1970)], a distribuição Singh-Maddala (1976) e a distribuição Dagum (1977). McDonald e Xu (1995) mostraram que as distribuições previamente mencionadas, incluindo a distribuição de Pareto e a Log-normal, podem ser representadas como um caso especial da distribuição de cinco parâmetros Beta Geral. Para uma discussão mais detalhada sobre modelos paramétricos de distribuição de renda ver Bandourian, McDonald e Turley (2002).

4 Avaliando a Aplicação Empírica das Fórmulas de Cálculo das Elasticidades

4.1 Modelo

Neste capítulo a análise de regressão é utilizada com o objetivo principal de avaliar o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculos das elasticidades. Secundariamente, procuraremos avaliar qual padrão de mudança da curva de Lorenz - Suposto Kakwani ou Log-normal – representa melhor as mudanças observadas nas medidas de pobreza. Utilizaremos os dados advindos das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) no período 1992 a 2004. Os dados da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* para domicílios particulares permanentes com declaração não-nula do rendimento domiciliar, expressos em reais de maio-junho de 2005, foram desmembrados para considerar a distribuição em cada uma das Unidades da Federação (os 26 estados e o Distrito Federal). Foram calculados o rendimento médio, as medidas de desigualdade (desvio padrão do logaritmo dos rendimentos, índice de Gini e L de Theil) e as medidas de pobreza (proporção de pobres, índice de insuficiência de renda e medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$) das 27 Unidades da Federação durante o período de 1992 a 2004, excetuados os anos 1994 e 2000 nos quais a PNAD não foi realizada. As medidas de pobreza foram calculadas para duas linhas de pobreza alternativas, nos valores de $\frac{1}{4}$ e $\frac{1}{2}$ do salário mínimo de R\$ 300 vigente no bimestre maio-junho de 2005, ou seja, R\$75,00 e R\$ 150,00 per capita. Com base nestes dados, obtivemos um painel com 270 observações das mudanças relativas nas medidas de pobreza, no rendimento médio e nas medidas de desigualdade.¹²

Em seguida, calculamos as estimativas das elasticidades teóricas das medidas de pobreza. As elasticidades das medidas de pobreza de FGT com $\alpha > 0$ em relação ao rendimento médio e em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani podem ser obtidas facilmente pela substituição dos valores do rendimento médio e das

¹² No Anexo II estão dispostos os valores do rendimento médio, das medidas de desigualdade e das medidas de pobreza para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* nas 27 Unidades da Federação no período 1992 a 2004.

medidas de pobreza nas expressões (2.2.7) e (2.3.10) expostas no capítulo metodológico. Para obter as elasticidades da proporção de pobres necessitamos da estimativa da densidade $f(x)$ quando $x = z$. Utilizamos o estimador *Kernel* com função K *gaussiana* e *largura ótima* da janela b para estimar esta frequência.¹³ As elasticidades da proporção de pobres sob o Suposto Kakwani podem ser obtidas substituindo os valores de $\hat{f}(z)$, H e μ nas fórmulas (2.2.2) e (2.3.6). Por simplicidade, denominaremos estes procedimentos para estimação das elasticidades que adotam as medidas de pobreza calculadas com os microdados e o método não-paramétrico do tipo *Kernel gaussiano* para a estimação da densidade $\hat{f}(z)$ como **Método 1**. Vale lembrar que as expressões das elasticidades das medidas de pobreza em relação ao índice de Gini utilizadas no **Método 1** foram derivadas a partir do Suposto Kakwani de mudanças na curva de Lorenz.

Para efeito de comparação, utilizamos também o **Método Log-normal** de estimação das elasticidades cujas elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza foram derivadas a partir de um padrão distinto de mudança da curva de Lorenz. Os valores das elasticidades em relação à média e em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos sob o **Método Log-normal** são obtidos pela substituição direta dos valores do rendimento médio, do desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos e das estimativas das medidas de pobreza pelo método Log-normal nas expressões apresentadas no capítulo 2 [ver (2.5.3) a (2.5.8), (2.6.1), (2.6.2) e (2.6.5)]. Além de permitir a comparação, uma vantagem adicional de adotarmos o **Método Log-normal** é a possibilidade de inclusão das elasticidades das medidas de pobreza em relação ao L de Theil, uma medida de desigualdade mais sensível aos pobres. As elasticidades em relação ao L de Theil e ao índice de Gini podem ser obtidas multiplicando as respectivas elasticidades em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos pelas expressões (2.6.6) e (2.6.7).

Sintetizando, temos cinco elasticidades teóricas para cada medida de pobreza:

- 1) elasticidade em relação ao rendimento médio pelo **Método 1**;

¹³ A *largura ótima* corresponde ao valor de b que minimiza a soma dos quadrados dos desvios se os dados forem gaussianos e a função *kernel* gaussiana for utilizada. Portanto, não é ótima num sentido global.

- 2) elasticidade em relação ao rendimento médio pelo **Método Log-normal**;
- 3) elasticidade em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** (Suposto Kakwani);
- 4) elasticidade em relação ao índice de Gini pelo **Método Log-normal**;
- 5) elasticidade em relação ao L de Theil pelo **Método Log-normal**.

Cabe ressaltar que, em termos das elasticidades-crescimento, não existem suposições arbitrárias e suas expressões obtidas tanto pelo **Método 1** quanto pelo **Método Log-normal** são idênticas.¹⁴ Já em termos das elasticidades-desigualdade, a suposição de padrões distintos de mudança da curva de Lorenz conduz a diferentes expressões para as elasticidades.

Conforme dito anteriormente, a especificação de um padrão de mudança na curva de Lorenz é um requisito necessário para explorarmos o impacto das mudanças na desigualdade sobre a medida de pobreza e derivarmos as elasticidades-desigualdade teóricas. Isto ocorre porque a desigualdade na distribuição de renda (a curva de Lorenz) pode evoluir de infinitas formas. Dessa maneira, se não for especificada a forma de alteração da desigualdade, é impossível estabelecer uma expressão simples que relacione as mudanças nas medidas de desigualdade, como por exemplo o índice de Gini, com as mudanças nas medidas de pobreza. A especificação de um padrão *ex ante* de mudança da curva de Lorenz, que pode modificar-se de infinitas formas, consiste desde já numa limitação da aplicação empírica das elasticidades teóricas. Dispondo do painel de dados com as observações das 27 Unidades da Federação no Brasil durante o período de 1992 a 2004 podemos estimar em que medida as mudanças preconizadas pela interação entre as elasticidades teóricas e as mudanças observadas no rendimento médio e nas medidas de desigualdade são capazes de explicar as mudanças observadas nas medidas de pobreza. Em outras palavras, podemos precisar em que medida as elasticidades teóricas derivadas a partir de supostos *ex-ante* de mudanças na desigualdade são capazes de explicar as mudanças *ex-post* nas medidas de pobreza.

¹⁴ Note-se que, muito embora as expressões das elasticidades-crescimento utilizadas nos dois métodos sejam idênticas, os valores dessas elasticidades pelo **Método Log-normal** calculados utilizando as estimativas log-normais das medidas de pobreza podem diferir daqueles do **Método 1** obtidos utilizando os valores observados das medidas de pobreza e não suas estimativas.

Substituindo as expressões das elasticidades teóricas na expressão (2.1.4), as mudanças relativas nas medidas de pobreza θ podem ser decompostas numa combinação linear de dois termos que consideram explicitamente as elasticidades teóricas:

$$d \ln \theta = \varepsilon[\theta|\mu] d \ln \mu + \varepsilon[\theta|S] d \ln S$$

em que μ é o rendimento médio da população e S a medida de desigualdade (índice de Gini ou medida L de Theil). Fazendo analogia direta a esta decomposição, utilizaremos o seguinte modelo de regressão:

$$\Delta \ln \theta_{it} = \beta_1 \varepsilon[\theta|\mu]_{it} \Delta \ln \mu_{it} + \beta_2 \varepsilon[\theta|S]_{it} \Delta \ln S_{it} + e_{it} \quad (4.1.1)$$

sendo e_{it} um termo aleatório. A variável dependente $\Delta \ln \theta_{it}$ é a mudança relativa na medida de pobreza. As duas variáveis explanatórias são o produto da elasticidade-crescimento $\varepsilon[\theta|\mu]_{it}$ da medida de pobreza pela taxa de crescimento do rendimento médio $\Delta \ln \mu_{it}$, que capta o impacto das variações no rendimento médio sobre a medida de pobreza, e o produto da elasticidade-desigualdade $\varepsilon[\theta|S]_{it}$ pela mudança relativa na medida de desigualdade $\Delta \ln S_{it}$, captando o impacto das mudanças da desigualdade. Utilizaremos o método dos mínimos quadrados ordinários com correção dos desvios padrões dos parâmetros para dados em painel.¹⁵ Se as elasticidades teóricas são satisfatórias na explicação das mudanças *ex-post* nas medidas de pobreza, espera-se que os valores dos coeficientes β_1 e β_2 não sejam estatisticamente distintos da unidade e o valor explicativo do modelo seja relativamente alto.

Adicionalmente, podemos efetuar regressões que avaliem o poder explicativo das elasticidades teóricas considerando separadamente a elasticidade-crescimento e a elasticidade-desigualdade. De acordo com a expressão (2.1.7), derivada da decomposição de Datt e Ravallion (1992), podemos obter aproximações dos valores do *componente-crescimento* (C_{it}) e do *componente-distribuição* (D_{it}) das mudanças relativas das medidas de pobreza fazendo:

¹⁵ Espera-se que os desvios em dados em painel, com observações de uma mesma unidade ao longo do tempo, estejam correlacionados entre painéis (grandes desvios de uma unidade i no tempo t estejam associados a grandes desvios de uma unidade j no tempo t) e apresentem heterocedasticidade (as variâncias dos desvios diferem de

$$C_{it} = \frac{\ln \theta(z, \mu_{it+1}, L_{it+1}(p)) - \ln \theta(z, \mu_{it}, L_{it+1}(p)) + \ln \theta(z, \mu_{it+1}, L_{it}(p)) - \ln \theta(z, \mu_{it}, L_{it}(p))}{2}$$

$$D_{it} = \frac{\ln \theta(z, \mu_{it+1}, L_{it+1}(p)) - \ln \theta(z, \mu_{it+1}, L_{it}(p)) + \ln \theta(z, \mu_{it}, L_{it+1}(p)) - \ln \theta(z, \mu_{it}, L_{it}(p))}{2}$$

nas quais $\theta(z, \mu_{it}, L_{it}(p))$ e $\theta(z, \mu_{it+1}, L_{it+1}(p))$ são os valores observados da medida de pobreza na unidade i nos dois anos considerados, $\theta(z, \mu_{it+1}, L_{it}(p))$ corresponde ao valor da medida de pobreza na unidade i calculado após a multiplicação de todos os rendimentos no período t pelo fator μ_{t+1}/μ_t e $\theta(z, \mu_{it}, L_{it+1}(p))$ corresponde ao valor da medida de pobreza calculado após a multiplicação de todos os rendimentos em $t+1$ pelo fator μ_t/μ_{t+1} .¹⁶

Utilizando estes componentes, propõem-se dois modelos de regressão:

$$C_{it} = \beta_3 \varepsilon[\theta|\mu]_{it} \Delta \ln \mu_{it} + e_{it} \quad (4.1.2)$$

$$D_{it} = \beta_4 \varepsilon[\theta|S]_{it} \Delta \ln S_{it} + e_{it} \quad (4.1.3)$$

em que C_{it} e D_{it} são, respectivamente, o *componente-crescimento* e *componente-distribuição* da mudança na medida de pobreza. Note que a soma C_{it} e D_{it} totaliza a mudança relativa na medida de pobreza $\Delta \ln \theta_{it}$. As variáveis explanatórias de cada um dos modelos são o produto da elasticidade-crescimento $\varepsilon[\theta|\mu]_{it}$ da medida de pobreza pela taxa de crescimento do rendimento médio $\Delta \ln \mu_{it}$ e o produto da elasticidade-desigualdade $\varepsilon[\theta|S]_{it}$ pela mudança relativa na medida de desigualdade $\Delta \ln S_{it}$.

Uma última observação reside no fato de que, mesmo se a mudança na desigualdade ocorresse exatamente conforme o padrão de mudança na curva de Lorenz pré-estabelecido (Suposto Kakwani ou Suposto Log-normal) em todas as unidades e em todos os anos, o modelo em (4.1.1) não se reduziria a uma identidade ($e_{it} = 0$, $\beta_1 = 1$ e $\beta_2 = 1$). As fórmulas

unidade para unidade). A correção dos desvios padrões dos parâmetros e das estimativas de variância e covariância para dados em painel viabiliza maior precisão dos intervalos de confiança. Ver Beck e Katz (1995).

¹⁶ Os valores do *componente-crescimento* e do *componente-distribuição* das mudanças relativas nas medidas de pobreza para as UF no período 1992 a 2004 estão dispostos no Anexo III e no Anexo IV.

das elasticidades foram derivadas a partir do suposto de mudanças infinitesimais no rendimento médio ou na medida de desigualdade, requisito não atendido pelas mudanças observadas. As regressões foram realizadas utilizando todas as informações do painel de dados.¹⁷

4.2 Resultados das Regressões com o Componente-crescimento

Na tabela 4.1 estão dispostos os resultados das regressões que procuram explicar o *componente-crescimento* das mudanças relativas nas medidas de pobreza calculadas para a linha de pobreza de R\$ 75,00 utilizando a variável explanatória associada às mudanças no rendimento médio - produto da elasticidade-crescimento teórica pela taxa de crescimento do rendimento médio (valor de t entre parênteses). Na primeira regressão a elasticidade teórica foi obtida pelo **Método 1** e na segunda regressão pelo **Método Log-normal**. Na tabela 4.2 as regressões foram repetidas para o *componente-crescimento* das medidas de pobreza calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00.

Tabela 4.1 Poder explicativo das elasticidades-crescimento teóricas no componente-crescimento das mudanças relativas nas medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004.

(Variável Dependente: componente-crescimento das mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explanatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(1)}$	0,90425	0,83461	0,97389	1,04851	1,02541	1,07161	1,05651	1,01080	1,10221
	(25,45)			(88,97)			(45,31)		
R^2	0,8810			0,9830			0,9357		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	1,13330	1,07600	1,19060	1,09684	1,05652	1,13717	1,08430	1,03572	1,13287
	(38,76)			(53,31)			(43,75)		
R^2	0,9508			0,969			0,9508		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

¹⁷ As regressões foram estimadas com todas as 270 observações do painel de dados. Com intuito de atender ao requisito de mudanças infinitesimais, se restringirmos a análise apenas às observações que apresentaram mudanças no rendimento médio inferiores a 1%, por exemplo, o painel se reduziria a 22 observações. Se adicionalmente restringirmos a análise àquelas observações com mudanças no índice de Gini inferiores a 1% eliminaríamos outras 14 observações, restando 8 apenas. Alternativamente, se nos restringirmos às observações cuja mudança no L de Theil foi inferior a 1% teríamos 6 observações finais.

Tabela 4.2 Poder explicativo das elasticidades-crescimento teóricas no componente-crescimento das mudanças relativas nas medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004.

(Variável Dependente: componente-crescimento das mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explanatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(1)}$	1,05560	0,97971	1,13150	1,01668	0,98474	1,04862	1,01465	0,99364	1,03567
	(27,26)			(62,39)			(94,62)		
R^2	0,9219			0,9762			0,9876		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	1,14170	1,10424	1,17915	1,08854	1,06746	1,10962	1,07415	1,04952	1,09878
	(59,75)			(101,23)			(85,46)		
R^2	0,965			0,9922			0,9908		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

Os valores dos coeficientes de determinação (R^2) das regressões foram quase sempre superiores a 0,93, exceto nas regressões com a elasticidade-crescimento da proporção de pobres pelo **Método 1** que utiliza a estimativa *Kernel* $\hat{f}(z)$ e cujos coeficientes de determinação foram 0,8810 e 0,9219, valores também relativamente altos. Conforme esperado, os coeficientes estimados nas regressões pelo **Método 1** apresentaram valores próximos à unidade, apesar dos intervalos de 95% de confiança das regressões na linha de pobreza de R\$ 75,00 apenas se aproximarem do valor 1. Reafirmando a análise do capítulo anterior que argumentava pela adequação do uso da metodologia log-normal em estudos sobre a pobreza, o **Método Log-normal** forneceu estimativas das elasticidades-crescimento com alto poder explicativo. Muito embora os limites inferiores dos respectivos intervalos de 95% de confiança das regressões que utilizaram as elasticidades obtidas pelo **Método Log-normal** sejam sempre um pouco superiores a 1, sugerindo que estas elasticidades teóricas estejam ligeiramente subestimadas. De forma geral, as elasticidades teóricas em relação ao rendimento médio foram altamente satisfatórias na explicação do *componente-crescimento* das mudanças *ex-post* nas medidas de pobreza.

4.3 Resultados das Regressões com o Componente-distribuição

Nas tabelas 4.3 e 4.4 apresentamos os resultados das regressões que procuram explicar o *componente-distribuição* das mudanças relativas nas medidas de pobreza, calculadas adotando as linhas de pobreza de R\$ 75,00 e R\$ 150,00 respectivamente, utilizando a variável explanatória associada às mudanças na desigualdade - produto da elasticidade-desigualdade teórica pela mudança relativa na medida de desigualdade (valor de t entre parênteses). Utilizamos três elasticidades teóricas distintas: elasticidade em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** (Suposto Kakwani), elasticidade em relação ao índice de Gini pelo **Método Log-normal** e elasticidade em relação ao L de Theil pelo **Método Log-normal**.

Tabela 4.3 Poder explicativo das elasticidades-desigualdade teóricas no componente-distribuição das mudanças relativas nas medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004.

(Variável Dependente: componente-distribuição das mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explanatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(1)}$	0,40750	0,30083	0,51418	0,34826	0,27666	0,41986	0,28088	0,20587	0,35589
	(7,49)			(9,53)			(7,34)		
R^2	0,4073			0,4393			0,3558		
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(2)}$	0,92178	0,74147	1,10210	0,78125	0,62871	0,93378	0,72810	0,54202	0,91417
	(10,02)			(10,04)			(7,67)		
R^2	0,5133			0,4519			0,3376		
$\varepsilon[\theta L]^*\Delta\ln L^{(2)}$	1,04489	0,88474	1,20504	0,92161	0,78908	1,05413	0,90437	0,73207	1,07667
	(12,79)			(13,63)			(10,29)		
R^2	0,7011			0,6573			0,5408		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

Tabela 4.4 Poder explicativo das elasticidades-desigualdade teóricas no componente-distribuição das mudanças relativas nas medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004.

(Variável Dependente: componente-distribuição das mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explicatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta G]*\Delta\ln G^{(1)}$	1,04308	0,87161	1,21455	0,62592	0,52408	0,72776	0,47397	0,38869	0,55924
	(11,92)			(12,05)			(10,89)		
R^2	0,7002			0,677			0,5972		
$\varepsilon[\theta G]*\Delta\ln G^{(2)}$	1,10263	0,97768	1,22758	0,96000	0,82370	1,09631	0,87552	0,73780	1,01325
	(17,30)			(13,80)			(12,46)		
R^2	0,8015			0,6984			0,603		
$\varepsilon[\theta L]*\Delta\ln L^{(2)}$	1,06905	0,94795	1,19016	1,03059	0,92133	1,13985	0,98200	0,87016	1,09385
	(17,30)			(18,49)			(17,21)		
R^2	0,8067			0,8414			0,7874		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

Comparando-se o Suposto Kakwani com o Suposto Log-normal, as regressões utilizando as elasticidades em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** e pelo **Método Log-normal** nas tabelas 4.3 e 4.4 apresentaram valores não muito distantes para os coeficientes de determinação (R^2). O poder explicativo destas regressões foi relativamente baixo para o *componente-distribuição* das mudanças das medidas de pobreza na linha de pobreza de R\$ 75,00, com os valores dos coeficientes de determinação contidos no intervalo de 0,3376 a 0,5133. Quando adotamos a linha de pobreza de R\$ 150,00, os valores dos coeficientes de determinação das regressões que utilizaram as elasticidades em relação ao índice de Gini aumentam para todas as medidas de pobreza, atingindo valores de 0,5972 a 0,8015.

Excetuando-se a regressão para a elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00, os valores dos coeficientes obtidos nas regressões utilizando a elasticidade em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** (Suposto Kakwani) são substancialmente inferiores à unidade, enquanto os valores obtidos nas regressões utilizando as elasticidades em relação ao índice de Gini pelo **Método Log-normal** são mais próximos do valor esperado. Estes resultados sugerem que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Log-normal estão mais próximos do valor esperado e que os valores destas elasticidades derivadas a partir do Suposto Kakwani estão

consideravelmente superestimados, excetuada unicamente a elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00. Hoffmann (2005) já destacou que o Suposto Kakwani pode conduzir a estimativas das elasticidades das medidas de pobreza em relação ao índice de Gini substancialmente mais altas do que os valores obtidos admitindo que a distribuição permaneça log-normal.

De forma inequívoca, as regressões utilizando a elasticidade em relação ao L de Theil pelo **Método Log-normal** apresentaram os resultados mais adequados. Os respectivos intervalos de 95% de confiança contém o valor 1, tanto na tabela 4.3 quanto na tabela 4.4. Os valores dos coeficientes de determinação (R^2) das regressões foram sempre maiores do que os valores obtidos pelos outros dois métodos. Para a linha de pobreza de R\$ 150,00 estes valores foram de 0,8067 na regressão da proporção de pobres, 0,8414 no índice de insuficiência de renda e 0,7874 na medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$. Para a linha de pobreza de R\$ 75,00, os valores foram 0,7011, 0,6573 e 0,5408, respectivamente. Parte significativa do *componente-distribuição* das mudanças observadas nas medidas de pobreza para a linha de pobreza de R\$ 75,00 permaneceu não explicada pelo modelo, principalmente para a medida de FGT com $\alpha = 2$. Com base nestes resultados, podemos afirmar que as elasticidades-desigualdade teóricas, quando utilizamos as elasticidades em relação ao L de Theil pelo **Método Log-normal** na linha de pobreza de maior valor real, foram satisfatórias na explicação do componente-distribuição das medidas de pobreza aqui analisadas. Tomando-se como referência os resultados das regressões na seção 4.2 deste capítulo, podemos afirmar que o poder explicativo das elasticidades-desigualdade teóricas, derivadas a partir de supostos *ex-ante* de mudanças na desigualdade, mesmo quando adotamos a medida L de Theil, foi inferior ao poder explicativo das elasticidades-crescimento, derivadas sem suposições arbitrárias.

4.4 Resultados das Regressões da Mudança Total nas Medidas de Pobreza

Combinando os modelos das duas seções anteriores, realizamos regressões que procuram explicar a mudança relativa total na medida de pobreza para as linhas de pobreza de R\$ 75,00 e R\$ 150,00 utilizando conjuntamente a variável explanatória associada às mudanças no rendimento médio e a variável explanatória associada às mudanças na desigualdade - produto da elasticidade-crescimento teórica pela taxa de crescimento do rendimento médio e produto da elasticidade-desigualdade teórica pela mudança relativa na medida de desigualdade. Os resultados podem ser visualizados nas tabelas 4.5 e 4.6 (valor de t entre parênteses).

Tabela 4.5 Poder explicativo das elasticidades teóricas na mudança total das medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004. (Variável Dependente: mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explanatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(1)}$	0,71343	0,53168	0,89517	0,80524	0,62467	0,98580	0,79211	0,56488	1,01935
	(7,69)			(8,74)			(6,83)		
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(1)}$	0,38919	0,27811	0,50026	0,32739	0,26080	0,39398	0,26099	0,19561	0,32638
	(6,87)			(9,64)			(7,82)		
R^2	0,482			0,4859			0,3947		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	0,93996	0,70627	1,17364	0,84013	0,61574	1,06452	0,77064	0,47954	1,06175
	(7,88)			(7,34)			(5,19)		
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(2)}$	0,89677	0,67966	1,11387	0,71796	0,55595	0,87997	0,64869	0,45884	0,83855
	(8,10)			(8,69)			(6,70)		
R^2	0,5432			0,4794			0,3468		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	1,03738	0,85364	1,22112	0,94306	0,77349	1,11263	0,89514	0,65913	1,13114
	(11,07)			(10,90)			(7,43)		
$\varepsilon[\theta L]^*\Delta\ln L^{(2)}$	1,04851	0,85576	1,24125	0,88048	0,74547	1,01548	0,84563	0,67851	1,01276
	(10,66)			(12,78)			(9,92)		
R^2	0,7047			0,6729			0,5485		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

Tabela 4.6 Poder explicativo das elasticidades teóricas na mudança total das medidas de pobreza (θ) calculadas adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 nas Unidades da Federação no Brasil, 1992 a 2004. (Variável Independente: mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável Explanatória	Proporção de pobres			Índ. de Insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha=2$		
	Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾		Coef.	Intervalo de Conf. ⁽³⁾	
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(1)}$	0,92062 (13,78)	0,78970	1,05154	0,86859 (14,09)	0,74780	0,98939	0,84611 (11,77)	0,70520	0,98703
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(1)}$	1,00609 (9,93)	0,80761	1,20457	0,60740 (11,35)	0,50252	0,71228	0,45538 (10,38)	0,36937	0,54139
R^2	0,8052			0,7473			0,6564		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	1,08810 (22,73)	0,99426	1,18194	0,94775 (13,09)	0,80581	1,08970	0,89930 (9,87)	0,72075	1,07785
$\varepsilon[\theta G]^*\Delta\ln G^{(2)}$	1,13347 (16,34)	0,99749	1,26944	0,92323 (11,88)	0,77088	1,07559	0,82847 (10,28)	0,67058	0,98635
R^2	0,8914			0,7517			0,6327		
$\varepsilon[\theta \mu]^*\Delta\ln\mu^{(2)}$	1,11965 (21,93)	1,01960	1,21971	1,00965 (19,61)	0,90875	1,11055	0,97770 (15,04)	0,85028	1,10511
$\varepsilon[\theta L]^*\Delta\ln L^{(2)}$	1,08888 (14,57)	0,94236	1,23541	1,01438 (16,28)	0,89224	1,13653	0,96035 (14,73)	0,83259	1,08812
R^2	0,8761			0,8657			0,7946		

Todos os modelos foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários com correções dos desvios padrões para dados em painel.

(1) Elasticidade teórica obtida pelo Método 1.

(2) Elasticidade teórica obtida pelo Método Log-normal.

(3) Intervalo de 95% de confiança.

De certa forma, os resultados das regressões conjuntas nas tabelas 4.5 e 4.6 confirmam os resultados anteriores. As regressões utilizando as elasticidades em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** (Suposto Kakwani) e pelo **Método Log-normal** apresentaram valores semelhantes dos coeficientes de determinação (R^2). O poder explicativo destas regressões para a linha de pobreza de R\$ 75,00 foi relativamente baixo, com os valores dos coeficientes de determinação contidos no intervalo 0,3468 a 0,5432. Para a linha de pobreza de R\$ 150,00, os valores dos coeficientes de determinação aumentam em todas medidas de pobreza, atingindo valores de 0,6327 a 0,8914. Excetuada a regressão para as mudanças na proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00, os coeficientes das elasticidades em relação ao índice de Gini pelo **Método 1** apresentaram valores consideravelmente inferiores à unidade, sugerindo que os valores das elasticidades teóricas derivadas a partir do Suposto Kakwani estejam superestimados. Nestes casos, os coeficientes das regressões com as elasticidades em relação

ao índice de Gini pelo **Método Log-normal** apresentam valores mais próximos dos valores esperados.

Numa perspectiva mais geral, os modelos que utilizaram a elasticidade em relação ao L de Theil pelo **Método Log-normal** apresentaram os resultados mais satisfatórios dentre os modelos analisados. Excetuada apenas a regressão para as mudanças da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00, os intervalos de 95% de confiança de ambos os parâmetros nas regressões com o L de Theil contém o valor unitário e os valores dos coeficientes de determinação das regressões foram maiores do que os valores obtidos pelos outros dois modelos. Para a linha de pobreza de R\$ 150,00, o poder explicativo das regressões utilizando o L de Theil foi relativamente alto com os coeficientes de determinação (R^2) nos valores de 0,8761 na regressão da proporção de pobres, 0,8657 no índice de insuficiência de renda e 0,7946 na medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$. Para a linha de pobreza de R\$ 75,00 os valores dos coeficientes de determinação foram 0,7041, 0,6729 e 0,5485, respectivamente.¹⁸ Podemos concluir que, quando utilizamos a medida L de Theil na linha de pobreza de maior valor, as elasticidades teóricas foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza. Já para a linha de pobreza de menor valor real, principalmente para a medida de FGT com $\alpha = 2$, parte considerável das mudanças nas medidas de pobreza permaneceu não explicada pelo modelo.

¹⁸ Cabe enfatizar que estas regressões procuram explicar as variações nas medidas de pobreza a partir das variações na média e na medida de desigualdade. Se fosse feita uma regressão utilizando a medida de pobreza como variável dependente e a renda média e uma medida de desigualdade como variáveis explicativas, os coeficientes de determinação seriam substancialmente maiores. Para exemplificar, estimamos regressões com as 297 observações nas Unidades da Federação do Brasil de 1992 a 2004 do logaritmo da proporção de pobres, do índice de insuficiência de renda e da medida de FGT com $\alpha=2$, todas calculadas na linha de pobreza de R\$ 75,00, contra o logaritmo da média e do L de Theil. Obtivemos coeficientes de determinação nos valores de 0,951, 0,9595 e 0,9465 para estas regressões, respectivamente.

4.5 Considerações Finais

Baseados nos resultados das regressões que utilizaram as elasticidades teóricas, concluímos que os modelos com as elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal, na linha de pobreza de maior valor real, foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas 27 Unidades da Federação no Brasil entre 1992 e 2004. Além disto, mostramos que os valores obtidos das elasticidades em relação ao índice de Gini pelo Método Log-normal estavam quase sempre mais próximos aos valores esperados do que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani, que se mostraram consideravelmente superestimados, com exceção exclusivamente da elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00. Argumenta-se aqui que, ao menos para o caso brasileiro, a aplicação empírica das estimativas das elasticidades-desigualdade da classe de medidas de FGT pelo Método Log-normal, cuja expressão geral para $\alpha > 1$ foi deduzida neste trabalho, seja mais adequada do que a utilização das elasticidades-desigualdade derivadas por Kakwani (1990) e amplamente difundidas na literatura.

5 Efeitos do Crescimento e da Desigualdade na Pobreza

5.1 Determinantes das Mudanças nas Medidas de Pobreza

O objetivo deste capítulo será explorar mais pormenorizadamente como o crescimento econômico, aqui entendido como a taxa de crescimento do rendimento médio da população, e as mudanças na desigualdade afetam as medidas de pobreza. No capítulo anterior, por meio da análise de regressão, concluímos que os modelos com as elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza calculadas para a linha de pobreza de R\$ 150,00 (proporção de pobres, índice de insuficiência de renda e medida de FGT com $\alpha = 2$) nas 27 Unidades da Federação no Brasil de 1992 a 2004.¹⁹ Baseados nos resultados das regressões que utilizaram as elasticidades teóricas, argumentamos pela adequação da aplicação em estudos empíricos das estimativas da elasticidade-crescimento e da elasticidade-desigualdade pelo Método Log-normal para as medidas de pobreza analisadas, o que nos permite prosseguir utilizando estas elasticidades teóricas na análise das relações entre crescimento econômico, desigualdade na distribuição de renda e medidas pobreza. Enfocaremos a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$, considerada unanimemente superior às outras duas por levar em consideração aspectos relacionados à desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, extensão e intensidade da pobreza.

Partimos do princípio de que a medida de pobreza, a renda média e a desigualdade são aspectos inter-relacionados de uma dada distribuição de renda. Portanto, para se compreender os determinantes das mudanças nas medidas de pobreza, devemos considerar não apenas as propriedades da distribuição de renda inicial - níveis prévios da renda média e da desigualdade na distribuição dos rendimentos - como também avaliar separadamente os impactos das variações no rendimento médio e das mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos. Conforme exposto anteriormente, as mudanças relativas nas medidas de pobreza

¹⁹ Os parâmetros das regressões com o L de Theil para a linha de pobreza de R\$ 150,00 apresentaram valores não estatisticamente distintos da unidade, conforme esperado, e os modelos apresentaram valor explicativo relativamente alto com coeficientes de determinação nos valores de 0,8761 na regressão da proporção de pobres, 0,8657 no índice de insuficiência de renda e 0,7946 na medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$.

θ podem ser decompostas em dois termos que consideram explicitamente as elasticidades teóricas:

$$d \ln \theta = \varepsilon[\theta|\mu]d \ln \mu + \varepsilon[\theta|S]d \ln S \quad (5.1.1)$$

sendo μ o rendimento médio e S a medida de desigualdade. Temos então dois fatores determinantes das variações na medida de pobreza: 1) magnitude da taxa de crescimento do rendimento médio da população; 2) mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos. A extensão pela qual cada um destes fatores altera a medida de pobreza, por sua vez, depende da magnitude da respectiva elasticidade teórica. Nesta seção, vamos demonstrar que, de acordo com as elasticidades teóricas pelo Método Log-normal, aumentos no rendimento médio e reduções nos valores da medida de desigualdade L de Theil determinam reduções na medida de pobreza para a classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha > 1$, isto é, o sinal da elasticidade em relação ao rendimento médio é sempre negativo e o sinal da elasticidade em relação ao L de Theil é sempre positivo para estas medidas de pobreza.

Para esta demonstração, seja a expressão geral da classe de medidas de FGT:

$$\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha f(x) dx \quad (5.1.2)$$

Com base em

$$\left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha = \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} - \frac{x}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1}$$

podemos fazer:

$$\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx - \int_0^z \frac{x}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx$$

$$\varphi(\alpha) = \varphi(\alpha-1) - \int_0^z \frac{x}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx$$

Conseqüentemente, temos que

$$\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha) = \int_0^z \frac{x}{z} \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx > 0 \quad \text{para todo } \alpha > 0 \quad (5.1.3)$$

pois o termo à direita na igualdade é sempre positivo.²⁰ Em outras palavras, a medida de pobreza $\varphi(\alpha)$ é uma função monoteticamente decrescente do parâmetro α : $\varphi(\alpha - 1) > \varphi(\alpha)$ para todo $\alpha > 0$.

Analogamente, pode ser facilmente demonstrado que

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} - \frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} + \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}$$

Substituindo-a na expressão geral da classe de medidas de FGT em (5.1.2):

$$\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x)dx - \int_0^z \frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx + \int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx$$

$$\varphi(\alpha) = \varphi(\alpha - 1) - \int_0^z \frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx + \int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx$$

Recorrendo a (5.1.3), podemos também fazer

$$\varphi(\alpha - 2) - \varphi(\alpha - 1) = \int_0^z \frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx$$

Temos então que:

$$\varphi(\alpha) = \varphi(\alpha - 1) - \varphi(\alpha - 2) + \varphi(\alpha - 1) + \int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx$$

$$\varphi(\alpha - 2) - 2\varphi(\alpha - 1) + \varphi(\alpha) = \int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx > 0 \quad \text{para todo } \alpha > 1 \quad (5.1.4)$$

pois o termo à direita na igualdade é sempre positivo. Em outras palavras, a medida de pobreza $\varphi(\alpha)$ é uma função estritamente convexa do parâmetro α : $\varphi(\alpha - 1) > \varphi(\alpha)$ e $\varphi(\alpha - 2) - \varphi(\alpha - 1) > \varphi(\alpha - 1) - \varphi(\alpha)$ para todo $\alpha > 1$.

Lembrando as expressões da elasticidade da medida de FGT com $\alpha > 0$ em relação à renda média e da elasticidade da medida de FGT com $\alpha > 1$ em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal, podemos afirmar que:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha - 1) - \varphi(\alpha)] < 0 \quad \text{para todo } \alpha > 0 \quad (5.1.5)$$

²⁰ Aqui estamos desconsiderando o caso limite em que não há pobres e todos os termos desta expressão são nulos.

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|L] = \alpha(\alpha - 1) \frac{L}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha - 2) - 2\varphi(\alpha - 1) + \varphi(\alpha)] > 0 \text{ para todo } \alpha > 1 \quad (5.1.6)$$

a partir de (5.1.3) e (5.1.4) e observando que α , $\varphi(\alpha)$ e L são sempre positivos. O sinal da expressão geral da elasticidade da classe de medidas de FGT com $\alpha > 0$ em relação ao rendimento médio é sempre negativo, de modo que aumentos no rendimento médio (mantida inalterada a desigualdade) determinam reduções na medida de pobreza. Já o sinal da expressão geral da elasticidade da classe de medidas de FGT com $\alpha > 1$ em relação ao L de Theil é sempre positivo e reduções no L de Theil (renda média permanecendo constante) determinam reduções na medida de pobreza. Note-se que, apenas para a elasticidade em relação ao L de Theil, esta afirmativa depende da adoção do Suposto Log-normal.

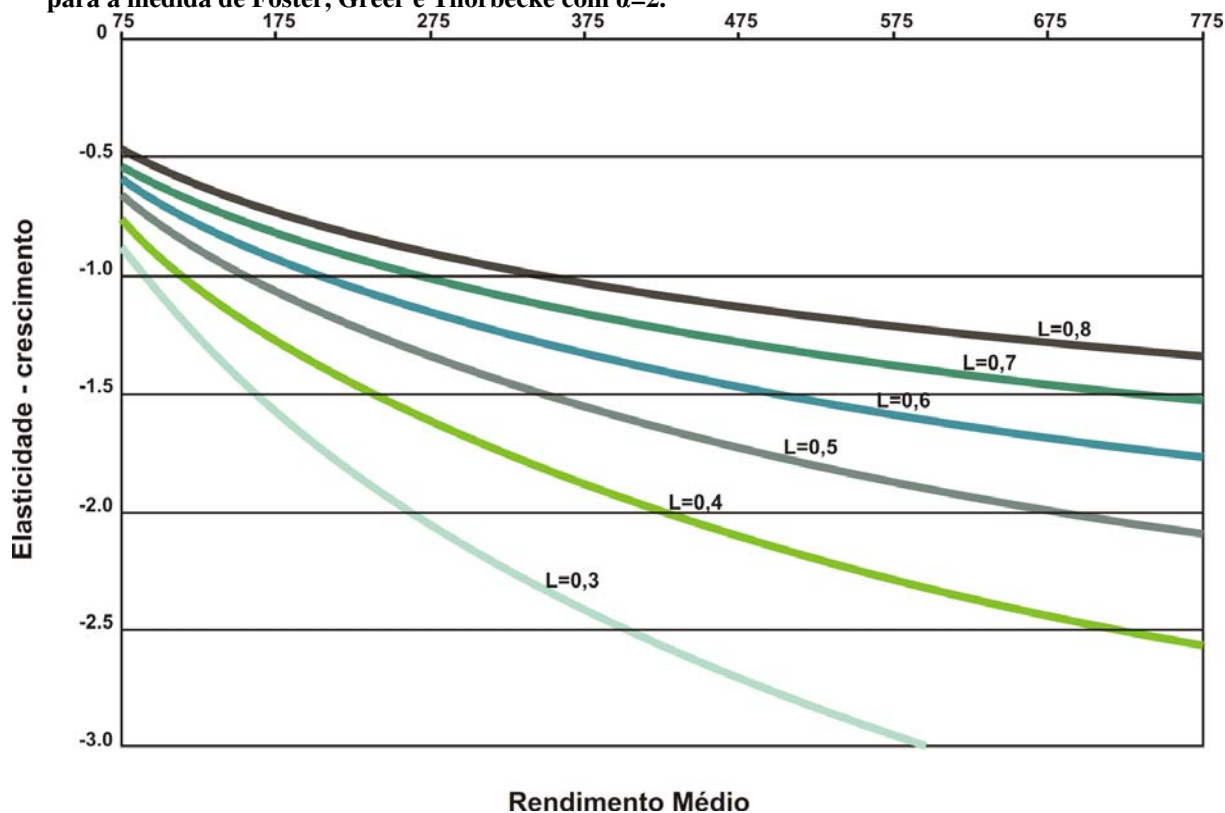
5.2 Condições Iniciais e Magnitude das Elasticidades

Nesta seção vamos explorar as relações entre a magnitude do valor absoluto das elasticidades teóricas e as propriedades da distribuição de renda inicial, a saber, os níveis prévios da renda média e da desigualdade na distribuição dos rendimentos.²¹ Na figura 5.1 apresentamos as curvas das elasticidades em relação ao rendimento médio pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ calculada para a linha de pobreza de \$ 150,00. A figura mostra como a estimativa log-normal da elasticidade-crescimento varia em função do rendimento médio para seis valores do L de Theil ($L=0,3$, $L=0,4$, $L=0,5$, $L=0,6$, $L=0,7$ e $L=0,8$).²²

²¹ Gráficos mostrando como a medida de FGT com $\alpha=2$ varia em função da renda média e do índice de Gini, supondo uma distribuição de renda log-normal, podem ser vistos em Hoffmann (1995).

²² O procedimento adotado para construir as curvas das elasticidades-crescimento na figura 5.1 foi o seguinte: 1) a partir do valor do L de Theil (L), utilizando a relação (2.4.6), determina-se β ; 2) dispondo da linha de pobreza z e do valor de β , são obtidos os valores da elasticidade-crescimento em função da média através da expressão (2.5.8). Procedimento análogo foi utilizado para as curvas das elasticidades-desigualdade na figura 5.2 a partir da expressão (2.6.5).

Figura 5.1 Curvas das Elasticidades em relação ao rendimento médio pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$.⁽¹⁾



(1) Adotando a linha de pobreza de \$ 150,00

Fixado o valor do L Theil, podemos analisar a relação entre o nível inicial da renda média e o valor absoluto da elasticidade-crescimento pelos deslocamentos ao longo de uma mesma curva da elasticidade-crescimento na figura 5.1. As curvas da elasticidade-crescimento apresentam valores sempre negativos e decrescentes em função do rendimento médio, isto é, observamos que o valor absoluto dessa elasticidade cresce em função do rendimento médio. Comparando-se as inclinações das curvas com diferentes níveis de desigualdade, verificamos que o crescimento do valor absoluto da elasticidade em função do rendimento médio é mais rápido quando o nível de desigualdade é menor. Para exemplificar, quando o rendimento médio é \$ 80,00, o valor absoluto da elasticidade-crescimento será 0,489 para o L de Theil de 0,8 e 0,912 para o L de Theil de 0,3. Se a renda média aumenta de \$ 80,00 para \$ 275,00, o valor da elasticidade-crescimento atingirá 0,904 para o L de Theil de 0,8 e 2,06 para o L de

Theil de 0,3. Para uma mesma mudança relativa na renda média, o aumento no valor absoluto da elasticidade crescimento foi maior na curva de menor nível de desigualdade do que na curva de desigualdade mais alta.

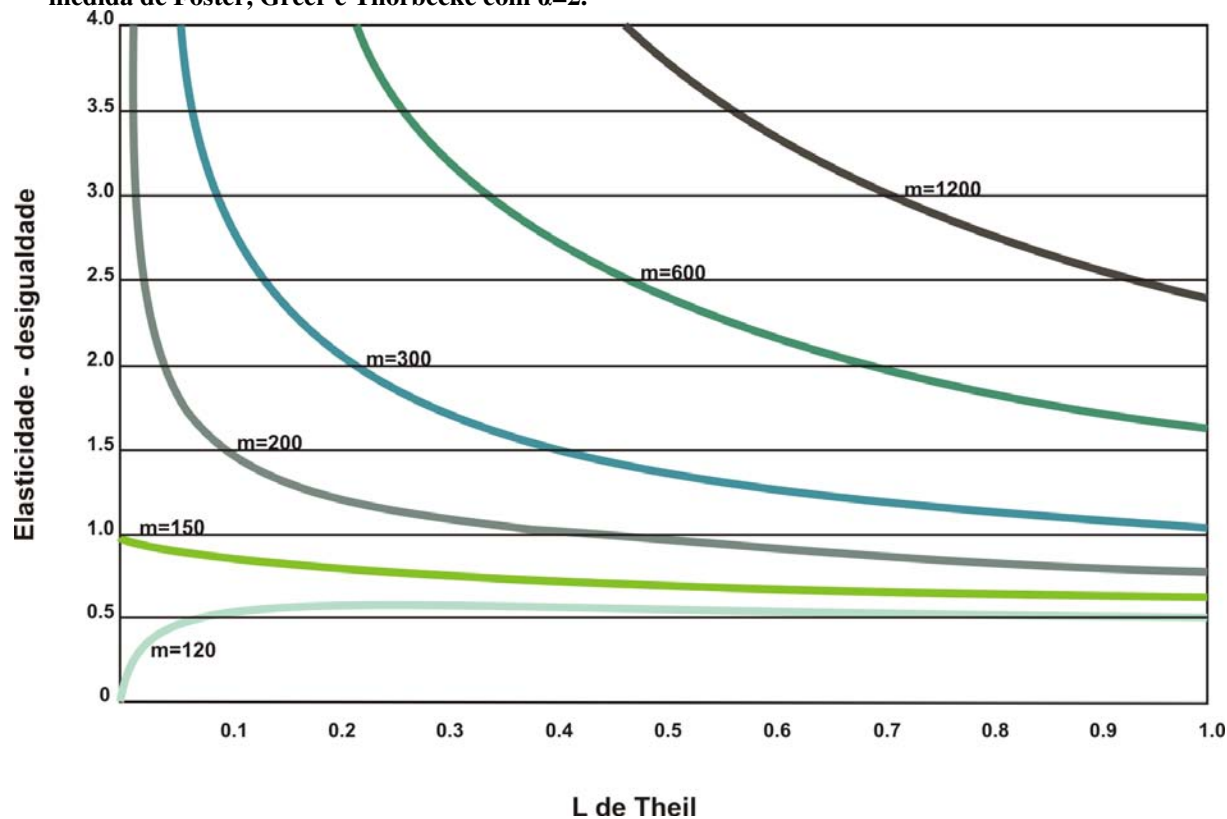
Fixado o valor do rendimento médio, podemos analisar a relação entre o nível inicial da desigualdade e o valor absoluto da elasticidade pelos deslocamentos entre as curvas da elasticidade-crescimento com distintos níveis de desigualdade na figura 5.1. Observamos que, na medida em que nos movemos de uma curva com maior nível de desigualdade para outra com menor desigualdade, o valor absoluto da elasticidade-crescimento também aumenta. Por exemplo, quando a média é \$ 575,00 e o L de Theil é 0,3, o valor absoluto da elasticidade-crescimento é 2,96. Já quando a medida de desigualdade assume valores de 0,8 ou de 0,7, para o mesmo rendimento médio de \$ 575, as elasticidades são apenas 1,21 e 1,373, respectivamente.

Com base nestas relações entre o valor absoluto da elasticidade-crescimento e as propriedades iniciais da distribuição de renda, observamos que a sensibilidade da medida de pobreza em relação ao crescimento econômico depende diretamente dos níveis prévios do rendimento médio e da desigualdade na distribuição de renda. Quanto menor o nível inicial do rendimento médio e maior o nível da medida L de Theil, menor será a magnitude do impacto do crescimento econômico sobre a medida de pobreza. Em termos dinâmicos, podemos afirmar que crescimento persistente no rendimento médio com redução da desigualdade na distribuição dos rendimentos torna a medida de pobreza cada vez mais sensível em relação à renda média e, portanto, permite que, para uma dada taxa de mudança na média, a redução na medida de pobreza ocorra a uma taxa crescente.

Na figura 5.1, esta trajetória de crescimento com redução na desigualdade corresponde aos deslocamentos de pontos nas curvas da elasticidade-crescimento mais altas e com baixo rendimento médio para pontos nas curvas mais baixas e com rendimento médio mais alto, em que os valores absolutos das elasticidades são maiores. Um aspecto adicional a ser considerado corresponde ao fato de que, para altos níveis iniciais da desigualdade na distribuição dos rendimentos, ainda que o rendimento médio seja relativamente alto, a curva da elasticidade-crescimento apresenta baixo valor absoluto e é pouco inclinada. A implicação óbvia é que, em condições de alta desigualdade na distribuição dos rendimentos, os efeitos dinâmicos do crescimento econômico sobre a medida de pobreza serão reduzidos.

Uma análise similar pode ser efetuada sobre as relações entre a magnitude do valor absoluto da elasticidade-desigualdade e os níveis prévios da renda média e da desigualdade na distribuição dos rendimentos. As curvas das elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$, calculada para a linha de pobreza de \$ 150,00, podem ser visualizadas na figura 5.2. Podemos observar como essa elasticidade varia em função do L de Theil para seis valores do rendimento médio ($m=120,00$, $m=150,00$, $m=200,00$, $m=300,00$, $m=600,00$ e $m=1.200,00$). Nesta figura limitamos os valores da medida de desigualdade L de Theil ao intervalo aberto entre 0 e 1.

Figura 5.2 Curvas das Elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$.⁽¹⁾



(1) Adotando a linha de pobreza de \$ 150,00

O deslocamento ao longo de uma mesma curva da elasticidade-desigualdade nos permite analisar a relação entre o nível inicial da medida de desigualdade L de Theil e o valor da elasticidade (mantido fixo o valor do rendimento médio). Verifica-se que o valor da elasticidade da medida de pobreza em relação ao L de Theil é sempre positivo e não

necessariamente aumenta com a redução no valor da medida de desigualdade. Quando o rendimento médio é inferior à linha de pobreza de \$ 150,00, a elasticidade-desigualdade decresce pouco ou até mesmo aumenta em função do L de Theil, para níveis muito baixos de desigualdade. Para valores do L de Theil entre 0 e 1 e do rendimento médio iguais ou superiores à linha de pobreza de \$ 150,00, as curvas da elasticidade-desigualdade apresentam valores decrescentes em função do L de Theil. Nestes casos, o valor da elasticidade-desigualdade aumenta com a redução na medida de desigualdade e este aumento é mais rápido quando o rendimento médio é mais alto. Por exemplo, a elasticidade-desigualdade corresponderá ao valor de 0,863 para o rendimento médio de \$ 200,00 e L de Theil de 0,7 e ao valor de 1,978 para o rendimento médio de \$ 600,00 e o mesmo L de Theil de 0,7.

A relação entre o nível inicial do rendimento médio e o valor da elasticidade-desigualdade pode ser analisada através dos deslocamentos entre as curvas da elasticidade-desigualdade com distintos níveis da renda média. Podemos observar na figura 5.2 que o deslocamento de uma curva com menor rendimento médio para outra com maior rendimento médio, mantido fixo o valor da medida de desigualdade, está associado a um maior valor da elasticidade-desigualdade. Por exemplo, para o valor do L de Theil de 0,2 e valores da média de \$ 120,00, \$ 150,00 e \$ 300,00, os valores da elasticidade são 0,560 0,799 e 2,034, respectivamente. Observamos também que as ordenadas das curvas das elasticidades-desigualdade com rendimento médio iguais ou inferiores à linha de pobreza de \$ 150,00 não assumem valores superiores a 1, ou seja, a medida de pobreza nunca é elástica em relação ao L de Theil quando o rendimento médio é igual ou inferior à linha de pobreza.

Restringindo-nos ao intervalo aberto entre 0 e 1 para o L de Theil e aos valores do rendimento médio iguais ou superiores à linha de pobreza, a partir das relações entre o valor da elasticidade-desigualdade e os níveis iniciais do rendimento médio e da desigualdade na distribuição de renda, verifica-se que a magnitude do impacto da mudança no L de Theil sobre a medida de pobreza será tão maior quanto maior for o nível inicial do rendimento médio e menor o nível inicial de desigualdade. Além disto, uma trajetória temporal que combine crescimento persistente na renda média e redução na desigualdade torna a medida de pobreza cada vez mais sensível em relação às mudanças na desigualdade, determinando que, para uma dada taxa de mudança no L de Theil, a redução na medida de pobreza ocorra a uma taxa crescente. Em termos da figura 5.2, esta trajetória temporal corresponde aos deslocamentos de

pontos nas curvas da elasticidade-desigualdade mais baixas e de alta desigualdade para curvas mais altas e com menor desigualdade, as quais apresentam valores mais altos para as elasticidades.

Vale ressaltar que as afirmativas no parágrafo acima se restringem aos casos em que os rendimentos médios são iguais ou superiores à linha de pobreza. Para baixos níveis iniciais do rendimento médio, inferiores à linha de pobreza, a medida de pobreza é inelástica em relação ao L de Theil e os impactos da mudança na medida de desigualdade sobre a medida de pobreza serão extremamente reduzidos. A curva da elasticidade-desigualdade em função do L de Theil será pouco inclinada ou até mesmo inclinada positivamente, determinando que os efeitos dinâmicos da mudança no L de Theil sobre a elasticidade-desigualdade serão pouco efetivos ou até mesmo adversos, no sentido de que redução na desigualdade pode implicar uma redução no valor desta elasticidade.

5.3 Comparando o Suposto Log-normal e o Suposto Kakwani

Conforme abordado no capítulo metodológico, a suposição de padrões distintos de mudança na curva de Lorenz implica que as expressões das elasticidades-desigualdade sob o Suposto Log-normal difiram das expressões derivadas a partir do Suposto Kakwani. Multiplicando a expressão geral da elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos apresentada em (2.6.4) pela relação (2.6.7), segue-se a elasticidade em relação ao índice de Gini da classe de medidas de FGT com $\alpha > 1$ sob o Suposto Log-normal:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|G] = \alpha(\alpha - 1) \frac{\beta}{\varphi(\alpha)} \frac{G}{\sqrt{2}\phi(\beta/\sqrt{2})} [\varphi(\alpha - 2) - 2\varphi(\alpha - 1) + \varphi(\alpha)] > 0 \quad \text{para } \alpha > 1$$

sendo ϕ a função de densidade de probabilidade da distribuição normal reduzida. Esta expressão é positiva pois α , β , $\varphi(\alpha)$, G e $\phi(\beta/\sqrt{2})$ são sempre positivos e, de acordo com (5.1.4), o termo entre colchetes também é positivo. Sob o suposto Log-normal, reduções no índice de Gini (renda média permanecendo constante) sempre determinam reduções nas medidas de pobreza de FGT com $\alpha > 1$.

Lembrando a expressão (2.3.10), a elasticidade em relação ao índice de Gini da classe de medidas de FGT com $\alpha > 0$ sob o Suposto Kakwani é:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|G] = \varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] + \alpha \frac{\mu}{z} \frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)}$$

O segundo termo desta expressão é sempre positivo e, recorrendo a (5.1.5), podemos afirmar que o primeiro termo é negativo. Portanto, para satisfazer o requisito de que reduções na medida de desigualdade conduzam a reduções na medida de pobreza, a magnitude do segundo termo da expressão deve superar o valor absoluto do primeiro.

Substituindo $\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)]$ na expressão anterior:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|G] = \alpha \left(\frac{\mu - z}{z} \right) \frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)} + \alpha$$

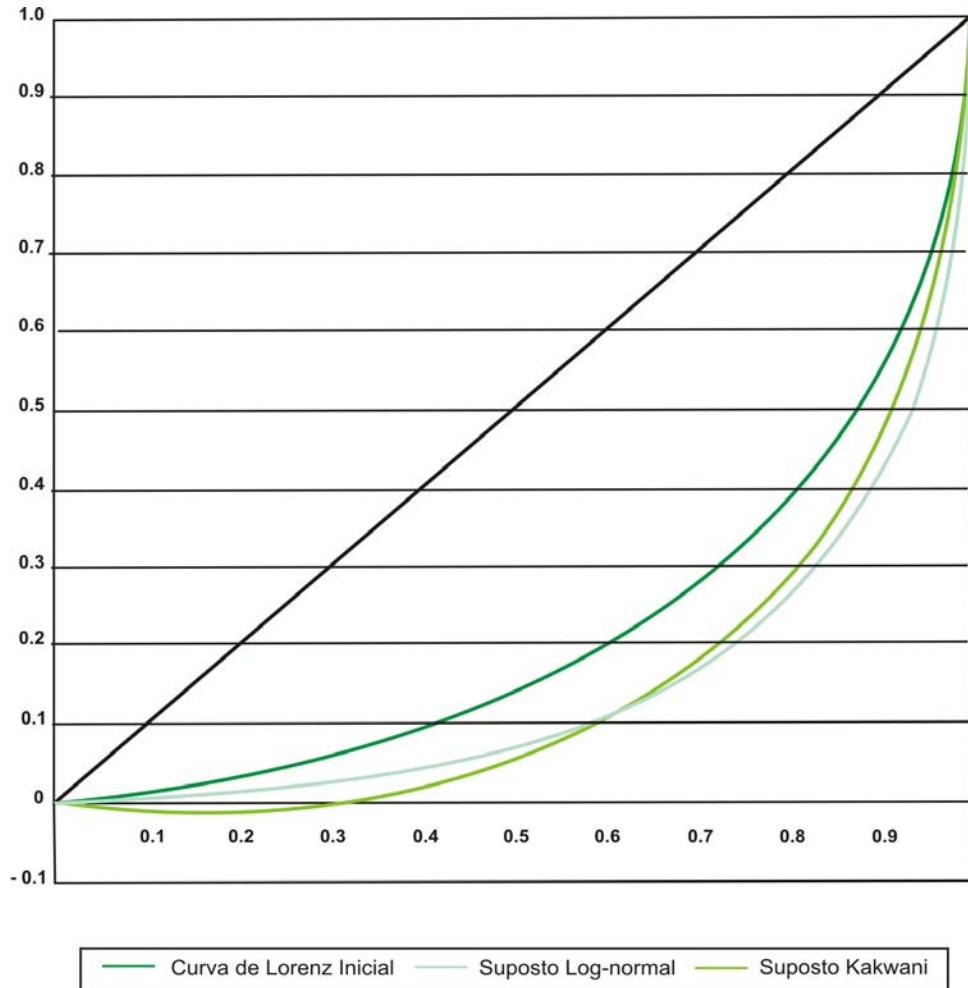
o que implica que o sinal da expressão da elasticidade em relação ao índice de Gini das medidas de FGT com $\alpha > 0$ sob o Suposto Kakwani será sempre positivo se $\mu \geq z$, isto é, a condição suficiente para que reduções no índice de Gini (renda média permanecendo constante) sempre determinem reduções na medida de pobreza é que o valor da linha de pobreza não seja superior ao rendimento médio. Em contraposição à elasticidade em relação ao índice de Gini derivada a partir do Suposto Log-normal, que é sempre positiva, a elasticidade em relação ao índice de Gini sob o Suposto Kakwani pode assumir valores negativos para rendimentos médios inferiores à linha de pobreza.

A distinção nas expressões e nas condições de não negatividade da elasticidade-desigualdade deixa claro que os efeitos das mudanças na desigualdade sobre a medida de pobreza dependem do padrão de mudança na curva de Lorenz adotado – Suposto Log-normal ou Suposto Kakwani. Na análise das inter-relações entre crescimento econômico, desigualdade na distribuição de renda e medidas pobreza, nas seções (5.1) e (5.2) deste capítulo, recorreremos às elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal, em oposição às elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas por Kakwani (1990) e amplamente difundidas na literatura. Esta opção justifica-se pelos resultados da análise de regressão efetuada no capítulo anterior em que utilizamos modelos com as elasticidades teóricas para explicar as mudanças observadas nas medidas de pobreza das 27 Unidades da Federação no

Brasil entre 1992 e 2004. Concluímos que os modelos que utilizaram as elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal apresentaram os resultados mais satisfatórios dentre os modelos analisados e que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini pelo Método Log-normal estavam mais próximos aos valores esperados do que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani, que se mostraram consideravelmente superestimados, com exceção exclusivamente da elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00.

Para visualizar como o Suposto Kakwani de mudança na desigualdade difere do Suposto Log-normal e pode conduzir a estimativas superestimadas das elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza, apresentamos três curvas de Lorenz na figura 5.3. A **Curva de Lorenz Inicial** corresponde à curva de Lorenz da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil em 2004 com valor do índice de Gini de 0,5647. Supõe-se um aumento em 25% no índice de Gini, que passa para 0,7059, e obtemos, conforme os distintos padrões de mudança na desigualdade, duas curvas de Lorenz resultantes: a curva de Lorenz **Suposto Log-normal** e a curva de Lorenz **Suposto Kakwani**. Observa-se que a curva **Suposto Kakwani** tem ordenada negativa para $p \leq 0,3134$. Conforme ressalta Hoffmann (2005), o fato de que a pressuposição de Kakwani pode levar a rendas negativas já permite questionar se ela é razoável.

Figura 5.3 Curva de Lorenz Inicial para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil em 2004 e curvas de Lorenz resultantes do aumento em 25% no índice de Gini pelo Suposto Log-normal e pelo Suposto Kakwani.



Tomando-se como referência a curva de Lorenz resultante do aumento no índice de Gini sob o Suposto Log-normal de mudança na desigualdade, a curva resultante do Suposto Kakwani é obtida com um aumento da desigualdade relativamente maior na cauda esquerda da distribuição e menor na cauda direita da distribuição. Sabemos que a inclinação da curva de Lorenz corresponde à renda relativa $L'(p) = \frac{x(p)}{\mu}$. Nos restringindo à cauda esquerda da distribuição de renda, a curva **Suposto Log-normal** é sempre mais inclinada do que a curva

Suposto Kakwani para $p < 0,287533$ e menos inclinada para $p \geq 0,287533$. Podemos concluir que o aumento da desigualdade sob o Suposto Log-normal (mantido fixo o rendimento médio) determinou uma menor redução dos rendimentos dos 28,75% mais pobres da população que, de acordo com a curva de quantis da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil em 2004, recebe rendimentos inferiores a R\$ 131,72, e uma maior redução dos rendimentos dos demais pobres, que recebem rendimentos superiores a R\$ 131,72, do que as reduções observadas sob o Suposto Kakwani. Temos então que, para linhas de pobreza inferiores a R\$ 131,72, o aumento da desigualdade (mantido fixo o rendimento médio) corresponde a um maior aumento da pobreza sob o Suposto Kakwani e conduz a uma estimativa da elasticidade-desigualdade superestimada, para todas as medidas de pobreza, em comparação com o aumento da desigualdade e com a estimativa da elasticidade-desigualdade sob o Suposto Log-normal.

Esta afirmativa não pode ser generalizada para linhas de pobreza superiores a R\$ 131,72, pois vai depender da forma pela qual cada medida de pobreza leva em consideração aspectos relacionados à desigualdade na distribuição de renda entre os pobres e intensidade da pobreza. Espera-se que uma medida que leve em consideração a intensidade da pobreza, calculada para uma linha de pobreza superior a R\$ 131,72, apresente uma estimativa da elasticidade-desigualdade sob o Suposto Kakwani superestimada em relação à estimativa sob o Suposto Log-normal, uma vez que os 28,75% mais pobres da população observaram menores reduções em seus rendimentos sob este último suposto de mudança na desigualdade. Já a estimativa da elasticidade-desigualdade da proporção de pobres, que desconsidera aspectos relacionados à desigualdade na distribuição de renda entre os pobres e intensidade da pobreza, deverá apresentar um valor subestimado no Suposto Kakwani em relação ao Suposto Log-normal, decorrente da maior redução nos rendimentos dos pobres com rendimentos superiores a R\$ 131,72 no Suposto Log-normal.²³

²³ Esta constatação é coerente com os resultados obtidos nas regressões das mudanças observadas nas medidas de pobreza nas UF do Brasil de 1992 e 2004 que sugerem que os resultados das elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas a partir do Suposto Kakwani se mostraram superestimados, com exceção exclusivamente da elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 150,00 (ver tabelas 4.5 e 4.6 do capítulo anterior).

5.4 Considerações Finais

Sintetizando, neste capítulo recorreremos às elasticidades teóricas com intuito de explorar como o crescimento econômico e as mudanças da desigualdade na distribuição de renda alteram as medidas de pobreza. Apresentamos a decomposição das mudanças nas medidas de pobreza em dois fatores determinantes: magnitude da taxa crescimento do rendimento médio da população e mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos. A extensão pela qual cada um destes fatores altera a medida de pobreza depende da magnitude da respectiva elasticidade teórica. Demonstramos que, para a classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha > 1$, o sinal da elasticidade em relação ao rendimento médio é sempre negativo e o sinal da elasticidade em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal é sempre positivo, de maneira que aumentos no rendimento médio e reduções na medida de desigualdade sempre determinam reduções na medida de pobreza.

A magnitude do valor absoluto das elasticidades teóricas, por sua vez, depende das propriedades da distribuição de renda inicial. Recorrendo às elasticidades teóricas pelo Método Log-normal para a medida de FGT com $\alpha = 2$ e excluindo os casos em que a linha de pobreza é superior ao rendimento médio, observamos a natureza crescente do valor absoluto das elasticidades teóricas em relação ao nível inicial do rendimento médio e sua natureza decrescente em relação ao nível inicial da desigualdade. Quanto maior o nível inicial do rendimento médio e menor o nível da medida L de Theil, maior será a magnitude do impacto de uma determinada taxa de mudança no rendimento médio ou de mudança na medida de desigualdade L de Theil sobre a medida de pobreza. Verificamos também a natureza crescente da taxa de redução na medida de pobreza em relação a uma trajetória temporal que combine crescimento persistente no rendimento médio com diminuição da desigualdade na distribuição dos rendimentos. Para uma determinada taxa de aumento na média e de redução no L de Theil ao longo do tempo, a redução na medida de pobreza ocorre a uma taxa cada vez maior.

As relações delineadas acima tornam visíveis a necessidade de se combinar crescimento econômico e redução da desigualdade na distribuição de renda numa estratégia eficiente de combate à pobreza, considerando-se tanto os efeitos imediatos quanto os efeitos dinâmicos das mudanças na média e na desigualdade sobre a redução da pobreza. A partir desta constatação geral, devemos também levar em consideração que a extensão dos efeitos do

crescimento econômico e das mudanças na desigualdade sobre a pobreza dependem dos níveis iniciais do rendimento médio e da desigualdade na distribuição de renda específicos de cada região. Ao longo do texto identificamos dois casos especiais em que os impactos das mudanças no rendimento médio ou da desigualdade na distribuição de renda sobre a pobreza serão pouco efetivos. O primeiro caso corresponde às regiões com alta desigualdade na distribuição dos rendimentos, nas quais os efeitos dinâmicos do crescimento econômico sobre a medida de pobreza serão reduzidos. Neste caso, se o objetivo for reduzir a pobreza, o ideal seria priorizar a redução na desigualdade.

O segundo caso ocorre em regiões com níveis de rendimento médio tão baixos que uma distribuição menos desigual da renda pouco afetará a pobreza. Quando o rendimento médio é inferior à linha de pobreza, os impactos da mudança na medida de desigualdade sobre a medida de pobreza serão extremamente reduzidos e seus efeitos dinâmicos sobre a elasticidade-desigualdade serão pouco efetivos ou até mesmo adversos, no sentido de que redução na desigualdade pode implicar numa redução no valor desta elasticidade. Sem dúvida, o objetivo de redução da pobreza nesta situação deve priorizar o crescimento econômico. Dentre estes dois casos extremos de “armadilha do combate à pobreza”, as condições específicas de cada região vão determinar a combinação mais adequada e o grau de prioridade destinado a cada uma das metas de crescimento econômico e redução na desigualdade. Em suma, uma estratégia eficiente de redução da pobreza deve combinar crescimento econômico e redução da desigualdade na distribuição de renda e o grau de prioridade destinado a estas metas depende das especificidades de cada região.

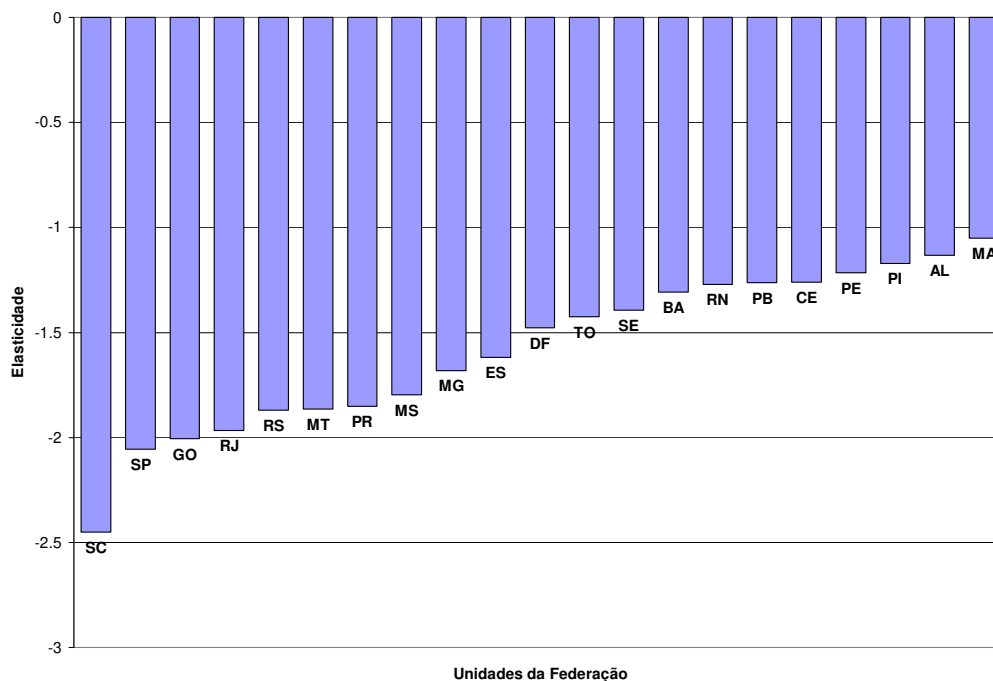
No capítulo seguinte vamos analisar os resultados das elasticidades para as Unidades da Federação no Brasil no ano 2004. As relações entre crescimento econômico e mudança da desigualdade na distribuição de renda sobre as medidas de pobreza clarificadas no presente capítulo serão extremamente úteis no sentido de facilitar este trabalho de aplicação empírica das elasticidades. No capítulo 6, com base na análise dos resultados das elasticidades e suas implicações, temos como objetivo formular diretrizes para uma política eficiente de combate à pobreza no Brasil.

6 Diretrizes para uma Política de Combate à Pobreza no Brasil

6.1 Resultados das Elasticidades nas Unidades da Federação do Brasil em 2004

No capítulo 4 avaliamos que, quando utilizamos a medida de desigualdade L de Theil, as elasticidades teóricas foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza, calculadas para a linha de pobreza de R\$ 150,00, nas 27 Unidades da Federação (UF) de 1992 a 2004. Este resultado nos qualifica a utilizar as elasticidades teóricas em aplicações empíricas. Enfatizaremos as elasticidades da medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$, medida que leva em consideração aspectos relacionados à desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, extensão e intensidade da pobreza. Na figura 6.1 estão dispostos, em ordem crescente, os valores das elasticidades em relação ao rendimento médio pelo Método Log-normal para as UF no ano de 2004 (excluídos os estados da antiga região Norte).

Figura 6.1 Elasticidades em relação ao rendimento médio pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$ (FGT) calculada adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 nas Unidades da Federação no Brasil no ano de 2004.⁽¹⁾



(1) Exclusive os estados da antiga região Norte (AC, AP, AM, PA, RO e RR).

No capítulo anterior, observamos a natureza crescente do valor absoluto das elasticidades teóricas em relação ao rendimento médio e sua natureza decrescente em relação à desigualdade. O valor absoluto da elasticidade será tão maior quanto maior for o valor do rendimento médio e menor o valor da medida de desigualdade L de Theil. A figura 6.1 confirma estas relações para o caso brasileiro. O grupo formado pelas seis UF que apresentam os maiores valores absolutos das elasticidades da medida de FGT com $\alpha = 2$ em relação ao rendimento médio engloba os quatro estados com menores valores observados na medida de desigualdade L de Theil (Santa Catarina, São Paulo, Mato Grosso e Goiás).²⁴ Este grupo engloba também quatro das cinco UF com maiores valores do rendimento médio (Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina). Os estados da região Nordeste (Sergipe, Bahia, Rio Grande do Norte, Paraíba, Ceará, Pernambuco, Piauí, Alagoas e Maranhão) e o estado de Tocantins são aqueles que apresentam os menores valores absolutos das elasticidades em relação ao rendimento médio. São também as UF com menores valores do rendimento médio, excetuado o Distrito Federal, e os maiores valores da medida de desigualdade L de Theil.

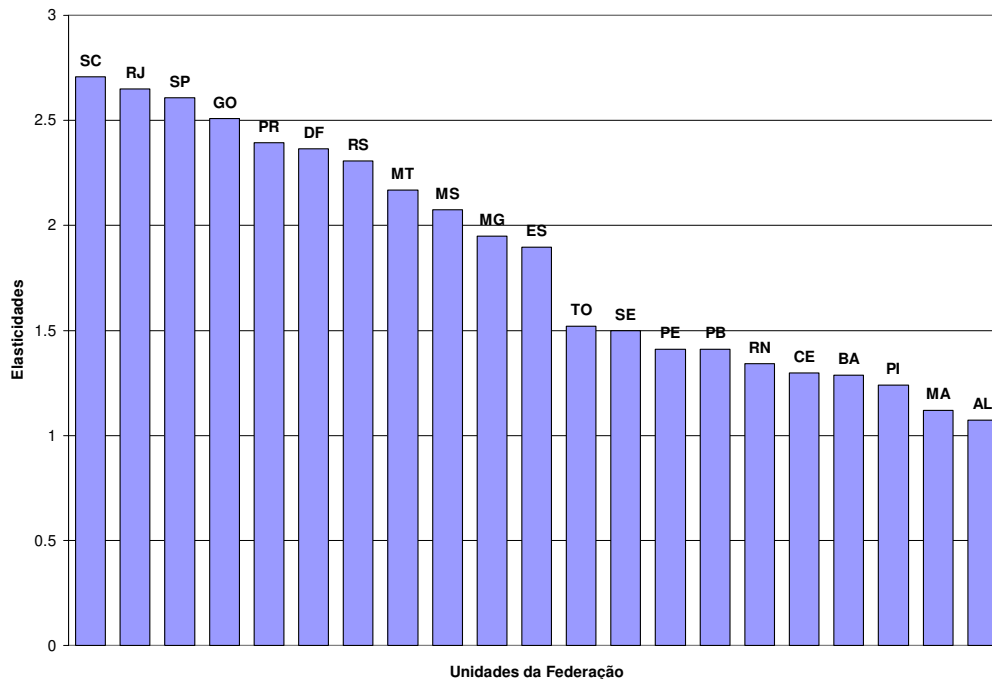
O Distrito Federal se aproxima do caso especial de “armadilha do combate à pobreza”, discutido no capítulo anterior, segundo o qual a alta desigualdade na distribuição dos rendimentos, mesmo quando a média é alta, determina que os efeitos do crescimento econômico sobre a medida de pobreza sejam reduzidos. O Distrito Federal apresenta os maiores valores tanto do rendimento médio quanto do L de Theil dentre todas as UF e valor da elasticidade-crescimento próximo aos valores observados em estados com rendimentos substancialmente menores como, por exemplo, o estado do Tocantins (o rendimento médio no Distrito Federal em 2004 é de R\$ 790,54, mais de duas vezes e meia o rendimento médio de Tocantins, de R\$ 297,18, enquanto as elasticidades em relação à média são 1,477 e 1,425, respectivamente). O valor absoluto da elasticidade em relação ao rendimento médio no Distrito Federal é superior somente aos valores observados nos estados do Nordeste e Tocantins.

²⁴ Os valores do rendimento médio, das medidas de pobreza, das medidas de desigualdade e das elasticidades em relação ao rendimento médio e em relação ao L de Theil para as UF (exclusive estados da antiga região Norte) podem ser observados no Anexo V.

Em todas as UF, as elasticidades em relação à média são negativas e de valor absoluto superior à unidade. Portanto, podemos afirmar que um dado aumento percentual no rendimento médio, mantida inalterada a desigualdade na distribuição dos rendimentos, determina uma redução proporcionalmente maior na medida de pobreza, ou seja, no agregado para o Brasil a medida de pobreza de FGT com $\alpha = 2$ calculada para a linha de pobreza de R\$ 150,00 é elástica em relação à média. No entanto, este efeito da taxa de crescimento do rendimento médio na mudança relativa da medida de pobreza será diferenciado em cada UF de acordo com as respectivas elasticidades. Para uma mesma taxa de crescimento da média, a redução proporcional na medida de pobreza será inferior nos estados da região Nordeste e Tocantins do que nas demais UF.

Na figura 6.2 apresentamos, em ordem decrescente, os valores das elasticidades da medida de pobreza de FGT com $\alpha = 2$ em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal para as UF no ano de 2004 (excluídos os estados da antiga região Norte). O grupo formado pelas sete UF com maiores valores das elasticidades em relação ao L de Theil engloba as seis UF com maiores valores do rendimento médio (Distrito Federal, Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná), acrescido do estado de Goiás. Semelhantemente ao caso anterior, as elasticidades-desigualdade dos estados do Nordeste e do Tocantins apresentaram os menores valores absolutos. As elasticidades foram sempre positivas e com valores superiores a 1 em todas UF. Temos então que uma determinada redução relativa na medida L de Theil, mantido fixo o rendimento médio, implica uma redução proporcionalmente maior na medida de pobreza, ou seja, no agregado para o Brasil a medida de FGT com $\alpha = 2$ calculada para a linha de pobreza de R\$ 150,00 é elástica em relação à medida de desigualdade. A magnitude desta redução relativa na medida de pobreza, por sua vez, será diferenciada entre as UF, sendo menor nos estados da região Nordeste e Tocantins do que nas demais. Para exemplificar, enquanto a redução em 1% no L de Theil no estado de Santa Catarina determina uma redução em 2,71% na medida de FGT com $\alpha = 2$, no Maranhão uma mudança de 1% no L de Theil reduz a medida de pobreza em apenas 1,12%.

Figura 6.2 Elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal para a medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$ (FGT) calculada adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00 nas Unidades da Federação no Brasil no ano de 2004.⁽¹⁾



(1) Exclusive os estados da antiga região Norte (AC, AP, AM, PA, RO e RR).

6.2 Diretrizes para uma Estratégia Eficiente de Combate à Pobreza

Com base nos resultados das elasticidades da medida de pobreza nas UF do Brasil em 2004 expostos na seção anterior, podemos definir algumas diretrizes para uma estratégia eficiente de combate à pobreza. Primeiramente, o fato de a medida de pobreza de FGT com $\alpha = 2$ calculada para a linha de R\$ 150,00 ser elástica em relação ao rendimento médio e em relação à desigualdade em todas UF sugere que uma estratégia eficiente de redução da pobreza no Brasil deve combinar políticas de crescimento e políticas redistributivas. Em termos de objetivos imediatos de redução da pobreza, as elasticidades da medida de FGT com $\alpha = 2$ em 2004 obtidas neste trabalho implicam que uma redução em 1% no índice L de Theil combinada com um aumento em 1% no rendimento médio, em todas UF, determina a redução de cerca de 3,1% na medida de pobreza para todo o Brasil (os efeitos da redução de 1% no L

de Theil e do crescimento de 1% no rendimento médio sobre a medida de pobreza agregada são aproximadamente 1,65% e 1,45%, respectivamente).²⁵ A mudança relativa na pobreza é mais de três vezes maior do que o valor absoluto das mudanças relativas na média e na medida de desigualdade.

Este argumento pode ser estendido em termos de uma trajetória temporal de redução da pobreza. Observamos no capítulo anterior a natureza crescente da taxa de redução na medida de pobreza em relação a uma trajetória temporal que combine crescimento persistente no rendimento médio com diminuição da desigualdade na distribuição dos rendimentos. A redução da desigualdade e o aumento no rendimento médio no presente implicam um maior valor absoluto das elasticidades no futuro e, portanto, maior sensibilidade da medida de pobreza à média e à desigualdade. Uma forma de se verificar esta afirmação é pressupondo-se uma determinada trajetória de mudança no rendimento médio e da desigualdade ao longo do tempo, o que nos permite obter uma projeção para os valores das estimativas das elasticidades no futuro. Para exemplificar, vamos admitir uma taxa de crescimento constante de 1% ao ano para o rendimento médio e uma taxa negativa de 1% para o L de Theil pelo período de 10 anos consecutivos. Especificada esta trajetória de mudança na média e na desigualdade e dados os níveis prévios do rendimento médio e do L de Theil nas UF do Brasil em 2004, podemos obter projeções das estimativas das elasticidades em relação ao rendimento médio e das elasticidades em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal no ano de 2014.²⁶

De acordo com os valores destas projeções das elasticidades no ano de 2014, uma redução em 1% no índice L de Theil combinada com um aumento em 1% no rendimento

²⁵ Lembrando que a medida de FGT com $\alpha = 2$ é aditivamente separável, obtemos a medida de pobreza agregada resultante do aumento em 1% no rendimento médio e redução em 1% no L de Theil em todas UF tomando-se a média, ponderada pela participação da população no total, das medidas de pobreza em cada UF resultantes do aumento em 1% no rendimento médio e redução em 1% no L de Theil, de acordo com as respectivas elasticidades.

²⁶ No Anexo V podem ser observados os valores das projeções das estimativas das elasticidades pelo Método Log-normal nas UF em 2014, admitindo-se taxas anuais constantes de crescimento do rendimento médio de 1% e redução do L de Theil de 1% pelo período de 10 anos consecutivos. O procedimento adotado para obter estas projeções foi o seguinte: 1) dada a trajetória de mudanças na média e na desigualdade, podemos calcular os valores do rendimento médio, do L de Theil e, através da relação (2.6.6), do desvio padrão do logaritmo dos rendimentos em cada ano; 2) as projeções das elasticidades são obtidas pela substituição destes valores nas fórmulas (2.5.8) e (2.6.5), sendo que esta última deve ser multiplicada pela relação (2.6.6). Por simplicidade, para obter o impacto agregado das mudanças na medida de pobreza a partir das projeções das estimativas das elasticidades em 2014, supusemos que as participações da população de cada UF no total da população no Brasil permaneçam constantes.

médio, em todas UF, determina uma redução de 3,5% na medida de FGT com $\alpha = 2$ para todo o Brasil (o efeito da redução de 1% no L de Theil sobre a projeção da medida de pobreza agregada em 2014 é 1,86% e o efeito do aumento de 1% na renda média é 1,64%). Para uma determinada taxa de aumento na média e de redução no L de Theil ao longo do tempo, sendo que neste caso supusemos modestas taxas anuais de crescimento de 1% no rendimento médio e redução de 1% no L de Theil, a redução na medida de pobreza ocorre a uma taxa cada vez maior, passando de 3,1% ao ano em 2004 para 3,5% em 2014. Estas considerações sobre os efeitos dinâmicos do crescimento econômico e da redução na desigualdade sobre as elasticidades, benéficos no sentido de promover uma crescente sensibilidade da medida de pobreza à média e à desigualdade, se agregam na justificativa da necessidade de se combinar políticas de crescimento e políticas redistributivas numa estratégia eficiente de combate à pobreza. Políticas capazes de promover uma trajetória temporal que combine crescimento persistente no rendimento médio com diminuição da desigualdade na distribuição dos rendimentos aumentam a efetividade dos resultados futuros das mudanças no rendimento médio e na desigualdade sobre a pobreza.

Uma segunda ordem de considerações sobre as diretrizes para uma estratégia eficiente de redução da pobreza corresponde à necessidade de se associar políticas redistributivas e de crescimento a uma política regionalizada de combate a pobreza. Verificamos que os efeitos relativos do crescimento na média e da redução na desigualdade sobre as mudanças nas medidas de pobreza diferem substancialmente entre as UF, sendo menores nos estados da região Nordeste e Tocantins do que nas demais UF, mesmo que ambas as regiões observem a mesma mudança relativa na média e na desigualdade. Recorrendo aos resultados das elasticidades, um aumento em 1% no rendimento médio acompanhado da redução em 1% na medida L de Theil, em todas UF, implica uma redução de 2,51% na medida de pobreza agregada para a região Nordeste e Tocantins, em função dos seus menores valores absolutos das elasticidades, e uma redução de 4,2% na medida de pobreza agregada para as demais regiões do país (os efeitos da redução no L de Theil e do crescimento da média no Nordeste e Tocantins são 1,28% e 1,23%, enquanto estes efeitos nas demais regiões são 2,32% e 1,87%, respectivamente).

Em relação aos resultados das mudanças relativas no rendimento médio e na medida de desigualdade nas distintas regiões sobre a medida de pobreza para todo o Brasil, devemos

levar em consideração não apenas os valores das respectivas elasticidades, mas também a contribuição de cada região na medida de pobreza agregada. A contribuição das medidas de pobreza nos estados do Nordeste e Tocantins, que representam cerca de 30,83% da população do país (excluídos os estados da antiga região Norte), corresponde a 65,11% do total da medida de FGT com $\alpha = 2$ para o Brasil, calculada para a linha de pobreza de R\$ 150,00.²⁷ Portanto, a redução em 1% na medida de pobreza nos estados do Nordeste e de Tocantins determina uma redução de cerca de 0,65% na medida de pobreza para o Brasil enquanto a redução em 1% da medida de pobreza nas demais regiões determina a redução de apenas 0,35% na medida de pobreza agregada.

Temos então que o decréscimo em 1% na medida de pobreza para todo o país pode ser obtido por meio de uma redução em 1,54% nas medidas de pobreza dos estados do Nordeste e Tocantins (mantida inalterada a pobreza nos demais estados do país) o que, de acordo com os valores das elasticidades, requer um aumento em 1,25% na renda média, uma redução de 1,20% no L de Theil ou uma combinação intermediária de crescimento da renda média com redução da desigualdade. Alternativamente, este mesmo decréscimo na medida de pobreza para todo o país pode ser obtido por meio de uma redução de 2,87% nas medidas de pobreza das demais UF (mantida inalterada a pobreza nos estados do Nordeste e Tocantins) que requer taxas de aumento da média no valor de 1,53%, redução no L de Theil de 1,24% ou uma combinação intermediária. Apesar dos menores valores absolutos das elasticidades conduzirem à falsa impressão da menor efetividade dos resultados do crescimento econômico e da redução da desigualdade nos estados da Região Nordeste e Tocantins, o fato destes estados concentrarem parte significativa da pobreza do país implica exatamente o contrário, ou seja, para uma mesma redução na medida de pobreza agregada, as taxas requeridas de mudança no rendimento médio e redução no L de Theil nos estados do Nordeste e Tocantins são menores do que as taxas requeridas nas demais UF.

²⁷ Lembrando que a medida de FGT com $\alpha = 2$ é aditivamente separável, obtemos este resultado tomando a razão entre a média das medidas de pobreza ponderada pela respectiva participação da população dos estados do Nordeste e Tocantins e a média das medidas de pobreza ponderada pela participação da população de todas UF do Brasil. Os valores das medidas de pobreza e das participações na população de cada UF no total estão dispostos no Anexo V.

Dessa maneira, a composição regional do crescimento econômico e da redução na desigualdade é determinante na taxa de redução da pobreza agregada, uma vez que os resultados de mudanças relativas na média e no L Theil nos estados do Nordeste e Tocantins são mais efetivos do que nas outras regiões do país. Reafirma-se, a partir deste argumento, a importância da meta de redução das desigualdades dentro e entre as regiões do país a partir de uma política regionalizada que enfatize o combate à pobreza nas regiões de baixo rendimento médio e de mais alta desigualdade na distribuição de renda. Em síntese, uma estratégia de combate eficiente à pobreza no Brasil deve compatibilizar políticas de crescimento e políticas redistributivas com ênfase sobre as regiões que concentram parte considerável da pobreza no Brasil.

6.3 Evolução da Média, Desigualdade e Pobreza no Brasil de 1995 a 2004

Nesta seção vamos analisar brevemente o estado atual e a evolução das medidas de pobreza no período de 1995 a 2004 que podem atuar como guia útil e lições para as possíveis trajetórias futuras de combate à pobreza. Na tabela 6.1 podem ser visualizados os valores do rendimento médio, das medidas de desigualdade (Índice de Gini e L de Theil) e das medidas de pobreza (proporção de pobres, índice de insuficiência de renda e medida de FGT com $\alpha = 2$), calculados dos dados advindos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos 1995 a 2004. Considera-se a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* para domicílios particulares permanentes com rendimento domiciliar não-nulo.

Tabela 6.1 Distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾: Número de Pessoas, Rendimento Médio e Medidas de Desigualdade e Pobreza. Brasil, 1995 a 2004.

Estatística	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
N. Pessoas (1000)	145.600	146.523	149.696	151.121	157.270	163.396	167.128	169.363	171.864
Rend. Médio	436,15	445,59	443,58	448,01	422,33	430,59	429,11	404,61	417,08
Varição %		2,16	-0,45	1,00	-5,73	1,95	-0,34	-5,71	3,08
Índice de Gini	0,5936	0,5935	0,5946	0,5931	0,5870	0,5873	0,5827	0,5758	0,5647
Varição %		-0,02	0,19	-0,26	-1,03	0,06	-0,78	-1,19	-1,92
L de Theil	0,6646	0,6695	0,6732	0,6618	0,6453	0,6500	0,6338	0,6215	0,5921
Varição %		0,74	0,56	-1,70	-2,50	0,73	-2,48	-1,95	-4,72
Prop. de Pobres⁽²⁾	0,1538	0,1621	0,1598	0,1456	0,1558	0,1526	0,1419	0,1525	0,1303
Índ. de Insuf. de Renda⁽²⁾	0,0569	0,0588	0,0593	0,0542	0,0560	0,0558	0,0508	0,0557	0,0465
Medida de FGT⁽²⁾	0,0296	0,0309	0,0315	0,0276	0,0288	0,0295	0,0262	0,0296	0,0245
Prop. de Pobres⁽³⁾	0,3603	0,3581	0,3614	0,3476	0,3644	0,3577	0,3514	0,3672	0,3403
Índ. de Insuf. de Renda⁽³⁾	0,1597	0,1595	0,1610	0,1539	0,1599	0,1563	0,1513	0,1588	0,1415
Medida de FGT⁽³⁾	0,0928	0,0939	0,0947	0,0889	0,0924	0,0909	0,0860	0,0918	0,0797

(1) Em reais de maio-junho de 2005.

(2) Adotando linha de pobreza de R\$ 75,00.

(3) Adotando linha de pobreza de R\$ 150,00.

Grosso modo, o comportamento do rendimento médio no período 1995 a 2004 foi caracterizado por semi-estagnação, com taxas anuais de mudança no rendimento médio quase sempre inferiores ou próximas a 1%, acompanhado de significativo retrocesso em períodos de crise aguda, como 1998/1999 e 2002/2003 quando o rendimento médio apresentou quedas de 5,73% e 5,71%, respectivamente. As exceções ao comportamento de semi-estagnação/retrocesso no rendimento médio ocorreram apenas no período 1995/1996 e 2003/2004, quando rendimento médio cresceu cerca de 2,16% e 3,08%, respectivamente. Em relação às medidas de desigualdade, verificamos reduções progressivas nos valores do índice de Gini e do L de Theil após 1997, não observada apenas no período 1999/2001. A medida de desigualdade L de Theil apresentou acréscimos somente em 1995/1996, 1996/1997 e 1999/2001, nos valores de 0,74%, 0,56% e 0,73%, respectivamente. O índice de Gini mostrou pequenos acréscimos somente nos períodos 1996/1997 e 1999/2001, em valores inferiores a 0,2%. No período como um todo, o rendimento médio retrocedeu cerca de 4,37%, enquanto o índice de Gini e o L de Theil sofreram reduções de 4,86% e 10,90%, respectivamente.

Temos então duas influências que exercem efeitos contrários sobre as medidas de pobreza: comportamento declinante do rendimento médio e da desigualdade na distribuição de renda. Cabe reconhecer que estas duas influências contrárias sobre a pobreza são, de certa

forma, aproximadamente equivalentes no período de 1995 a 1999, em que a redução observada no rendimento médio de 3,17% é muito próxima à redução observada no L de Theil de 2,9%, determinando que os valores das medidas de pobreza pouco se alterassem neste período. As proporções de pobres, na linha de pobreza de R\$ 75,00 e na linha de pobreza de R\$ 150,00, e o índice de insuficiência de renda na linha de pobreza de R\$ 150,00 apresentaram pequenos aumentos de 1,29%, 1,14% e 0,09% de 1995 a 1999; enquanto o índice de insuficiência de renda na linha de pobreza de R\$ 75,00 e as medidas de FGT com $\alpha = 2$, em ambas linhas de pobreza, apresentaram modestas reduções de 1,68%, 2,85% e 0,43%, respectivamente.

A queda nos valores das medidas de desigualdade tornou-se mais expressiva no período seguinte, observando-se redução no L de Theil de 8,24% nos anos de 1999 a 2004, valor muito maior do que a redução na renda média de cerca de 1,24% no mesmo período. Como resultado da queda mais pronunciada na desigualdade, o período 1999 a 2004 apresentou taxas mais expressivas de redução nas medidas de pobreza. Na linha de pobreza de R\$ 75,0, a proporção de pobres diminuiu em 16,36%, o índice de insuficiência de renda em 16,94% e a medida de FGT com $\alpha = 2$ em 14,86% no período de 1999 a 2004. Para a linha de pobreza de R\$ 150,00, as quedas observadas nos valores destas medidas de pobreza foram de 6,63%, 11,48% e 13,69%, respectivamente. Verifica-se que estas reduções nos valores das medidas de pobreza ocorridas no período 1999 a 2004 sempre representam mais de 84% das reduções observadas no período de 1995 a 2004, em que as diminuições na proporção de pobres, no índice de insuficiência de renda e na medida de FGT com $\alpha = 2$ foram de 15,29%, 18,33% e 17,28% na linha de pobreza de R\$ 75,00 e de 5,57%, 11,40% e 14,06% na linha de pobreza de R\$ 150,00, respectivamente. Resumindo, as reduções das medidas de pobreza no período 1995 a 2004 se devem quase inteiramente aos decréscimos observados no período 1999 a 2004, quando a redução da desigualdade foi mais expressiva e mais do que compensou a influência contrária do declínio no rendimento médio.

Com intuito de relacionar as mudanças nas médias dos componentes da renda domiciliar *per capita* e as mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos, subdividimos a população do Brasil em quatro estratos. O estrato *extremamente pobres* é composto pelos 25% mais pobres da população e o estrato *rico* pelos 25% mais ricos. Agregam-se ainda dois estratos intermediários, o estrato *pobres* que corresponde à população

compreendida pelos centésimos 26° a 50° e o estrato *médio* composto pelos centésimos 51° a 75° da distribuição de renda. O rendimento domiciliar foi desmembrado nas seguintes parcelas:

- 1) rendimento mensal de todos os trabalhos, incluindo salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores e representado por *trabalho*;
- 2) *aposentadorias e pensões*, englobando rendimento de aposentadoria de instituto de previdência ou do governo federal, rendimento de pensões de instituto de previdência ou do governo federal, rendimento de outro tipo de aposentadoria e rendimento de outro tipo de pensão;
- 3) *juros, dividendos e Bolsa-Família*, que inclui juros de caderneta de poupança e outras aplicações, dividendos e outros rendimentos;²⁸
- 4) *demais rendimentos*, que inclui abono permanência, aluguel e doação recebida de não morador.

Na figura 6.3 observamos a contribuição média de cada componente na renda média domiciliar *per capita* da população do Brasil nos anos selecionados de 1995, 1999 e 2004. Nas figuras 6.4 a 6.7 podemos observar a contribuição média de cada componente na renda média dos respectivos estratos para os mesmos anos.

²⁸ Vale ressaltar que no questionário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) não há uma pergunta específica sobre os rendimentos oriundos de programas oficiais de transferência compensatória, como o *Bolsa-Família*. Estes rendimentos são captados no quesito *outros rendimentos* numa pergunta que inclui rendimentos de natureza completamente distinta como *juros de caderneta de poupança e dividendos*. Por simplicidade, denominamos estes rendimentos de *juros, dividendos e Bolsa-Família*.

Figura 6.3 Componentes da renda média domiciliar per capita no Brasil.

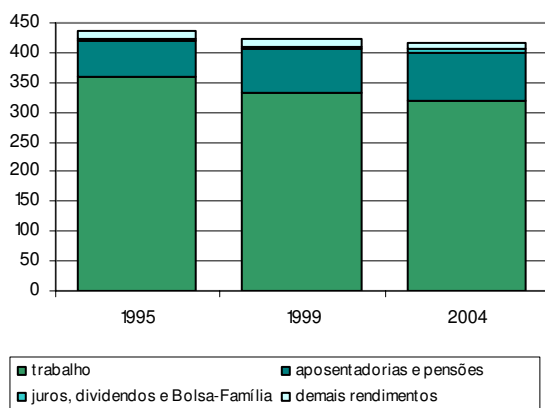


Figura 6.4 Componentes da renda média domiciliar per capita do estrato extremamente pobres no Brasil.

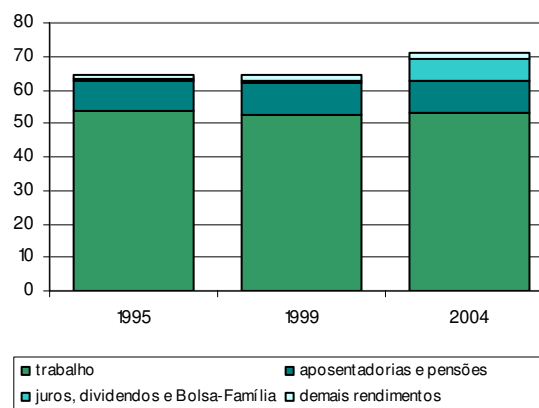


Figura 6.5 Componentes da renda média domiciliar per capita do estrato pobres no Brasil.

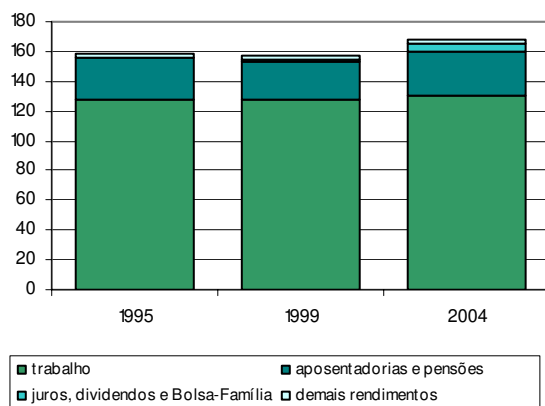


Figura 6.6 Componentes da renda média domiciliar per capita do estrato médio no Brasil.

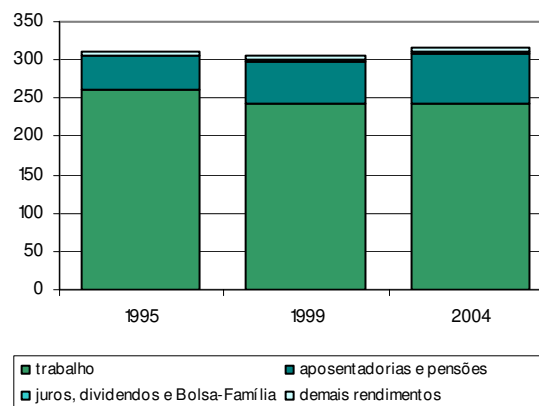
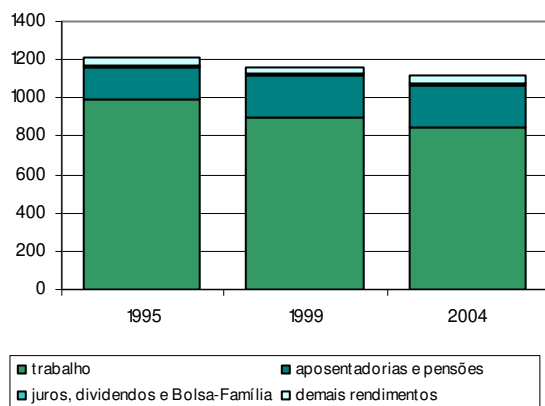


Figura 6.7 Componentes da renda média domiciliar per capita do estrato rico no Brasil.



Fica visível na figura 6.3 que a redução de 4,37% no rendimento domiciliar *per capita* no Brasil de 1995 a 2004 está associada ao significativo declínio da renda do *trabalho*, cuja média para a população do país diminuiu 11,02% neste período, caindo progressivamente de R\$ 357,84 em 1995 para R\$ 331,38 em 1999 e para R\$ 318,39 em 2004. No entanto, a análise das figuras 6.4 a 6.7 nos permite concluir que as mudanças dos rendimentos reais médios do *trabalho* ocorreram de forma diferenciada entre os distintos estratos. A média dos rendimentos do *trabalho* dos 50% mais pobres da população do país pouco modificou no período como um todo, em que os valores observados no estrato *extremamente pobres* foram de R\$ 53,57, R\$ 52,45 e R\$ 53,32 e no estrato *pobres* de R\$ 128,10, R\$ 127,03 e R\$ 130,20 para anos de 1995, 1999 e 2004, respectivamente. O estrato *médio* observou uma redução de 7,18% na média do rendimento do *trabalho* de 1995 a 1999 e se manteve relativamente estável de 1999 a 2004, passando de R\$ 261,81 em 1995 para R\$ 243,02 em 1999 e para R\$ 242,49 em 2004. Já o estrato *rico* apresentou redução gradual e significativa na média dos rendimentos do trabalho no valor de 8,59% para o período 1995 a 1999, passando de R\$ 987,86 para R\$ 903,03, e de 6,14% para o período 1999 a 2004, de R\$ 903,03 para R\$ 847,56. Sintetizando, o forte declínio na média global dos rendimentos do *trabalho* no período de 1995 a 2004 está associado a um padrão de mudanças que, em média, manteve os rendimentos da população mais pobre em níveis relativamente estáveis e concentrou as perdas nos rendimentos reais médios sobre os estratos mais ricos.

Doutro lado, o avanço do componente *aposentadorias e pensões* na renda total, cuja média destes rendimentos no Brasil passou de R\$ 62,10 em 1995 para R\$ 75,31 em 1999 e para R\$ 81,71 em 2004, ocorreu quase exclusivamente sobre os estratos relativamente mais ricos da população, conforme podemos observar nas figuras 6.3 a 6.7. A média do componente *aposentadorias e pensões* pouco modificou entre os mais pobres da população, apresentando valores de R\$ 9,20, R\$ 9,38 e de R\$ 9,45 no estrato *extremamente pobres* e de R\$ 27,28, R\$ 26,23 e R\$ 29,51 no estrato *pobres* nos anos de 1995, 1999 e 2004, respectivamente. O crescimento de *aposentadorias e pensões* no estrato *médio*, que aumentou de R\$ 43,08 em 1995 para R\$ 55,35 em 1999 e para R\$ 65,11 em 2004, reverteu o declínio dos rendimentos do *trabalho* e explica quase inteiramente o aumento na renda média domiciliar *per capita* de R\$ 311,57 em 1995 para R\$ 316,16 em 2004. No estrato *rico*, a média das *aposentadorias e pensões* foi o único componente da renda que cresceu no período analisado, passando de R\$

168,85 em 1995 para R\$ 210,26 em 1999 e para R\$ 222,78 em 2004, mas numa magnitude insuficiente para compensar o declínio dos rendimentos do *trabalho*, resultando na queda do rendimento médio domiciliar *per capita* de R\$ 1.210,48 para R\$ 1.113,87 no período 1995 a 2004.

Na figura 6.4 podemos visualizar claramente o aumento significativo do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* no estrato *extremamente pobres*, que correspondia a um valor quase desprezível nos anos de 1995 e 1999, passando a representar cerca de 9,54% da renda média deste estrato no ano de 2004. A expansão do rendimento médio domiciliar *per capita* no estrato *extremamente pobres*, que cresceu para R\$ 70,98 em 2004 após permanecer estável no valor de R\$ 64,31 nos anos 1995 e 1999, pode ser atribuída quase exclusivamente ao componente *juros, dividendos e Bolsa-Família*, que aumentou de R\$ 0,25 para R\$ 0,65 e para R\$ 6,77 nos anos de 1995, 1999 e 2004, respectivamente. De acordo com a figura 6.5, observamos que o crescimento na média do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* também foi importante no estrato *pobres*, aumentando de R\$ 0,54 em 1995 para R\$ 1,01 em 1999 e R\$ 5,22 em 2004, e explica mais da metade do crescimento da renda média domiciliar *per capita* no estrato, que passou de R\$ 158,24 para R\$ 167,28 de 1995 a 2004. Nos demais estratos da população, as mudanças na média do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* são pouco relevantes no período analisado, apresentado aumento de R\$ 2,46 no estrato *médio* e redução de R\$ 2,47 no estrato *rico* de 1995 a 2004.²⁹ Na medida em que grande parte dos acréscimos nos rendimentos de *juros, dividendos e Bolsa-Família* foram concentrados no período mais recente e nas camadas mais empobrecidas da população, que apresentavam valores extremamente reduzidos deste componente da renda nos anos 1995 e 1999, é razoável associá-los à notável expansão dos programas oficiais de transferências compensatórias, hoje centralizados a nível federal no programa *Bolsa-Família*.

Na tabela 6.2 podemos observar as razões de concentração de cada parcela da renda, que medem o grau de desigualdade da distribuição de cada um dos componentes da renda, e suas participações na renda total para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil nos anos de 1995, 1999 e 2004. A razão de concentração da renda total, na última linha

²⁹ Os dados sobre *juros e dividendos* podem estar sendo substancialmente subestimados em razão do maior grau de subdeclaração desse tipo de rendimento.

da tabela 6.2, corresponde ao valor do próprio índice de Gini em cada ano. Os valores das razões de concentração e das participações das parcelas na renda total foram utilizados na decomposição dinâmica do índice de Gini por fontes de renda, conforme a seguinte expressão:³⁰

$$\Delta G = \sum_{i=1}^h (\overline{C}_i - \overline{G}) \Delta f_i + \sum_{i=1}^h \overline{f}_i \Delta C_i$$

sendo G o índice de Gini, C_i a razão de concentração de cada uma das h parcelas da renda, f_i a participação da parcela na renda total e \overline{G} , \overline{C}_i e \overline{f}_i as médias do índice de Gini, da razão de concentração e da participação da parcela na renda total nos dois anos considerados, respectivamente. O primeiro termo ao lado direito da igualdade na expressão acima é o *efeito-composição de rendas*, que capta os impactos das mudanças nas participações de cada parcela da renda na renda total, e o segundo termo é o *efeito-concentração*, que capta os impactos das mudanças nas razões de concentração das parcelas da renda sobre o índice de Gini. A soma destes dois efeitos para cada parcela da renda corresponde ao *efeito da parcela* na mudança total na medida de desigualdade.

Os resultados da decomposição da mudança no índice de Gini conforme parcelas da renda para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil de 1995 a 2004 podem ser visualizados na tabela 6.3. Nesta tabela, observamos o *efeito-composição de rendas*, o *efeito-concentração* e o *efeito da parcela* de cada um dos componentes da renda e a contribuição percentual destes efeitos sobre a mudança total na medida de desigualdade.

Tabela 6.2 Participações de cada parcela na renda total e Razões de concentração relativas ao índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*. Brasil 1995, 1999 e 2004.

Parcela	Participação na renda total			Razão de concentração		
	1995	1999	2004	1995	1999	2004
Trabalho	0,8204	0,7846	0,7634	0,5892	0,5796	0,5628
Juros, dividendos e Bolsa-Família	0,0088	0,0083	0,0159	0,7865	0,6907	0,1517
Aposentadorias e Pensões	0,1424	0,1783	0,1959	0,5807	0,5981	0,5904
Demais rendimentos	0,0284	0,0288	0,0248	0,7247	0,6900	0,6872
Total	1,0000	1,0000	1,0000	0,5936	0,5870	0,5647

³⁰ Expressão semelhante foi exposta em Soares (2006). Hoffmann (2006) apresenta pormenorizadamente o procedimento de decomposição das mudanças no índice de Gini conforme parcelas da renda.

Tabela 6.3 Decomposição da mudança no Índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, Brasil 1995 a 2004.

Decomposição	Trabalho	Juros, dividendos e Bolsa-Família	Aposentadorias e pensões	Demais rendimentos	Total
Efeito-composição	0,0002	-0,0008	0,0003	-0,0005	-0,0007
Contribuição (%)	-0,63	2,71	-1,20	1,57	2,46
Efeito-concentração	-0,0209	-0,0078	0,0016	-0,0010	-0,0281
Contribuição (%)	72,57	27,21	-5,69	3,45	97,54
Efeito da Parcela	-0,0207	-0,0086	0,0020	-0,0014	-0,0288
Contribuição (%)	71,94	29,92	-6,88	5,02	100,0

De acordo com os resultados na tabela 6.3, podemos afirmar que a redução no índice de Gini da renda domiciliar *per capita* no Brasil de 1995 a 2004 é quase inteiramente explicada pelo *efeito-concentração*. O *efeito composição de rendas* responde por apenas 2,46% da mudança observada na medida de desigualdade nos anos 1995 a 2004, mesmo tendo ocorrido uma importante realocação das participações das parcelas da renda na renda total, relacionada à redução na participação dos rendimentos do *trabalho* de cerca de 5,71%, que caiu de 82,04% para 76,34%, compensada pelo aumento na participação de *aposentadorias e pensões* em 5,35%, que aumentou de 14,24% para 19,59%. Intuitivamente, a redução da participação dos rendimentos do *trabalho* na renda total ocorreu em favor do aumento da participação das *aposentadorias e pensões* que, por serem componentes da renda que apresentam valores próximos das suas razões de concentração, não provocaram mudanças substanciais no índice de Gini.

A contribuição relativa do *efeito-concentração* na queda observada no índice de Gini da renda domiciliar *per capita* no Brasil de 1995 a 2004 é de aproximadamente 97,54%. O efeito atribuído à redução progressiva na razão de concentração dos rendimentos do *trabalho*, que passou de 0,5892 em 1995 para 0,5796 em 1999 e para 0,5628 em 2004, é o principal fator explicativo da queda observada no índice de Gini, responsável por 72,57% da mudança total. A razão de concentração do componente *aposentadorias e pensões* foi a única que aumentou no período, com o *efeito-concentração* desta parcela do rendimento tendo contribuído para elevar a desigualdade na distribuição dos rendimentos. A queda mais substancial nas razões de concentração ocorreu no componente *juros, dividendos e Bolsa-*

Família, que apresentava a maior razão de concentração dentre todas as parcelas da renda no ano de 1995 e se tornou a menor razão de concentração no ano de 2004, passando de 0,7865 em 1995 para 0,6907 em 1999 e para 0,1517 em 2004. O *efeito-concentração* desta parcela da renda representa 27,21% da mudança do índice de Gini nos anos 1995 a 2004, em função da sua pequena participação na renda total. Em termos do *efeito da parcela*, verificamos que os rendimentos do *trabalho* respondem por pouco mais de 70% e *juros, dividendos e Bolsa-Família* por quase 30% da redução do índice de Gini nos anos 1995 a 2004.

De acordo com os resultados obtidos, podemos concluir que o principal determinante da dinâmica geral da renda domiciliar *per capita* no Brasil no período 1995 a 2004 é o padrão de mudanças nos rendimentos do *trabalho*, caracterizado pela incidência de fortes perdas na média real dos rendimentos do *trabalho* dos mais ricos e relativa estagnação dos rendimentos dos mais pobres da distribuição de renda, resultando em declínio da renda média global e responsável por cerca de 70% da redução observada no índice de Gini no período analisado. O padrão de mudanças dos rendimentos de *aposentadorias e pensões*, por sua vez, determinou acréscimos reais na média deste componente da renda nos estratos relativamente mais ricos da população, compensando parcialmente o retrocesso na média dos rendimentos do *trabalho*, e contribuiu para elevar o grau de desigualdade na distribuição de renda. Por fim, a expansão do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* ocorreu de forma mais orientada para os estratos mais pobres da distribuição de renda, explicando parte considerável da melhoria na renda média domiciliar *per capita* da população mais pobre do país e cerca de 30% da redução no índice de Gini observada de 1995 a 2004.

O fato de o crescimento do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* ter sido mais direcionado para as camadas empobrecidas da população, associado à expansão dos programas oficiais de transferências no período mais recente, sugere que sua contribuição para a redução da pobreza seja muito maior do que para a redução da desigualdade. Para simular o que teria ocorrido com as medidas de pobreza na ausência da expansão dos rendimentos *juros, dividendos e Bolsa-Família* no período de 1999 a 2004, vamos reduzir o valor deste componente da renda domiciliar *per capita* dos mais pobres da população no ano de 2004, de maneira que o total deste componente se torne igual ao total de 1999. Os resultados desta simulação para o ano de 2004 e os valores das medidas de pobreza no Brasil nos anos de 1995,

1999 e 2004 podem ser visualizados na tabela 6.4.³¹ Ressalte-se que este é um procedimento arbitrário e o exercício propõe apenas uma aproximação para os impactos da ampliação do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* no período 1999 a 2004 sobre as medidas de pobreza.

Tabela 6.4 Distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾: Valores observados da Proporção de pobres (*H*), Índice de insuficiência de renda (*HI*) e Medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$ (*FGT*) para o Brasil nos anos de 1995, 1999 e 2004 e simulação dos valores das medidas de pobreza em 2004 na ausência da expansão dos rendimentos *juros, dividendos e Bolsa-Família* no período de 1999 a 2004.

Ano	Natureza dos dados	Linha de pobreza: R\$ 75,00						Linha de pobreza: R\$ 150,00					
		<i>H</i>	(%) ⁽²⁾	<i>HI</i>	(%) ⁽²⁾	<i>FGT</i>	(%) ⁽²⁾	<i>H</i>	(%) ⁽²⁾	<i>HI</i>	(%) ⁽²⁾	<i>FGT</i>	(%) ⁽²⁾
1995	Observado	0,1538		0,0569		0,0296		0,3603		0,1597		0,0928	
1999	Observado	0,1558	1,29	0,0560	-1,68	0,0288	-2,85	0,3644	1,14	0,1599	0,09	0,0924	-0,43
2004	Observado	0,1303	-15,29	0,0465	-18,33	0,0245	-17,28	0,3403	-5,57	0,1415	-11,40	0,0797	-14,06
2004	Simulado	0,1526	-0,75	0,0623	9,37	0,0371	25,21	0,3519	-2,35	0,1570	-1,71	0,0944	1,80

(1) Em reais de maio-junho de 2005.

(2) Mudança percentual em relação ao valor observado da medida de pobreza no ano de 1995.

Verificamos na tabela 6.4 que os valores observados em 1999 e os valores simulados para 2004 das três medidas de pobreza na linha de pobreza de R\$ 150,00 e da proporção de pobres na linha de pobreza de R\$ 75,00 são próximos e o valor absoluto das suas mudanças percentuais em relação ao valor observado em 1995 são sempre iguais ou inferiores a 2,35%. Já os valores simulados no ano de 2004 para o índice de insuficiência de renda e a medida de FGT com $\alpha = 2$ calculados adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00 apresentou acréscimos de 9,37% e 25,21% em relação ao valor observado em 1995, respectivamente. Este exercício sugere a contribuição decisiva da ampliação do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* de 1999 e 2004 para a redução observada nos valores das medidas de pobreza, na ausência do

³¹ O procedimento adotado para obter os valores simulados das medidas de pobreza foi o seguinte: 1) multiplicamos os rendimentos de *juros, dividendos e Bolsa-Família* pelo fator de redução 0,07499 para os 16% mais pobres do Brasil em 2004, determinando que a média deste componente da renda para os 16% mais pobres, no valor de R\$ 6,82, se reduzisse ao mesmo valor da média em 1999 de R\$ 0,51, e calculamos as medidas de pobreza na linha de pobreza de R\$ 75,00 para a renda domiciliar *per capita* resultante; 2) multiplicamos os rendimentos de *juros, dividendos e Bolsa-Família* pelo fator de redução 0,11573 para os 37% mais pobres do Brasil em 2004, determinando que a média deste componente da renda em 2004 no valor de R\$ 6,49 se reduzisse ao valor de R\$ 0,75 correspondente à média de 1999, e calculamos as medidas de pobreza na linha de pobreza de R\$ 150,00. Este procedimento que utiliza o fator de redução foi aplicado também em Hoffmann (2006) para avaliar a importância das transferências de renda incluídas nesta parcela da renda na redução das medidas de pobreza no Brasil em 2003-2004 e 2002-2004.

qual as medidas de pobreza teriam aumentado ou mudado muito pouco no período 1995 a 2004.

Podemos concluir que o período de 1995 a 2004 foi insatisfatório no que diz respeito ao combate à pobreza quando se considera que a redução nas medidas de pobreza ocorreu de forma concentrada no tempo e seus resultados são extremamente dependentes da expansão do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* da renda dos mais pobres ocorrida no período mais recente. Ainda assim, um padrão de mudanças nos rendimentos que proporcionou melhorias nos rendimentos de grande parte da população mais pobre do Brasil no período de 1995 a 2004, mesmo que fortemente atribuídas à ampliação do componente *juros, dividendos e Bolsa-Família* associado aos programas oficiais de transferência, único componente da renda dos mais pobres que cresceu consistentemente, não pode ser considerado um fato negativo. Sem dúvida, o padrão de redução da desigualdade com empobrecimento do país observado neste período não é, de forma alguma, o ideal a ser perseguido por uma estratégia de combate à pobreza, muito embora seja preferível à alternativa de empobrecimento do país sem mudança na desigualdade.

6.4 Simulação de Trajetórias da Pobreza para o Decênio 2004/2014

Nesta seção efetuaremos um exercício de simulação de distintos comportamentos das medidas de pobreza no Brasil para o decênio 2004/2014, pressupondo diferentes trajetórias de mudança no rendimento médio e na desigualdade ao longo do tempo. Em cada uma destas trajetórias vamos admitir uma taxa de crescimento constante anual para o rendimento médio e para a medida de desigualdade L de Theil pelo período de 10 anos. Especificada a taxa anual de mudança na média e na desigualdade e dados os níveis prévios do rendimento médio e do L de Theil nas UF em 2004, podemos obter projeções dos valores das medidas de pobreza em 2005 a partir das respectivas elasticidades em relação ao rendimento médio e ao L de Theil pelo Método Log-normal. As projeções das medidas de pobreza nas UF no ano de 2014 são obtidas repetindo este procedimento consecutivamente. Para a projeção da medida de pobreza agregada no Brasil em 2014, pressupomos também que as participações da população de cada estado no total permaneçam constantes. Comparando-se as projeções das medidas de pobreza

no Brasil em 2014 e suas mudanças em relação aos valores observados no ano de 2004, podemos avaliar os impactos de cada uma das trajetórias alternativas de crescimento na renda e mudança na desigualdade sobre a pobreza. Obviamente, não se pretende fazer previsões, em função do alto grau de arbitrariedade dos supostos, mas única e exclusivamente elucidar certas relações entre crescimento, desigualdade e pobreza.

Na tabela 6.5 apresentamos seis trajetórias alternativas de crescimento da média e de mudança na desigualdade. Na parte superior da tabela podemos observar os valores da taxa de crescimento anual da renda média e do L de Theil nos estados da região Nordeste acrescida do estado de Tocantins e também as taxas de crescimento anual da renda média e do L de Theil nas demais UF para cada uma das trajetórias alternativas. Na parte inferior da tabela 6.5, estão dispostas as projeções para o ano de 2014 dos valores do rendimento médio, da medida de desigualdade L de Theil, da medida de FGT com $\alpha = 2$ na linha de pobreza de R\$ 150,00 e da mudança percentual na medida de pobreza para cada uma das distintas trajetórias. A mudança percentual na medida de pobreza foi calculada tomando-se como referência seu valor observado no ano de 2004.

Tabela 6.5 Projeções dos valores da medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha=2$ (FGT) no Brasil em 2014 para trajetórias alternativas de crescimento da média e mudança na desigualdade sob o Método Log-normal.

		TRAJETÓRIA					
		I	II	III	IV	V	VI
Taxa de cresc. (%)	Região Nordeste e Tocantins						
	Rendimento Médio	-0,496	-0,496	0,496	8,0	5,1	2,5
	L de Theil	0,0	-1,274	-1,274	2,0	0,0	-2,7
	Demais Unidades da Federação						
	Rendimento Médio	-0,496	-0,496	0,496	8,0	5,1	2,0
	L de Theil	0,0	-1,274	-1,274	2,0	0,0	-2,0
Projeções para 2014	Rendimento Médio	396,86	396,86	438,22	900,44	685,87	512,66
	L de Theil	0,5921	0,5285	0,5285	0,7079	0,5921	0,4795
	Medida de FGT⁽¹⁾	0,0856	0,0695	0,0588	0,0341	0,0336	0,0323
	Variação (%)⁽²⁾	7,40	-12,81	-26,23	-57,28	-57,81	-59,48

(1) Adotando linha de pobreza de R\$ 150,00.

(2) Variação percentual da medida de pobreza em relação ao valor observado em 2004.

Na **Trajetoária I** ajustamos uma taxa constante de crescimento anual da renda média para que o comportamento do rendimento médio no decênio 2004/2014 repita o padrão do período de 1995 a 2004 sem que haja mudança compensatória na desigualdade, ou seja, pressupomos que o valor do L de Theil permaneça constante e que o rendimento médio

decreça a uma taxa anual de 0,4957%, de maneira que, para um período de nove anos, o declínio no rendimento médio seja de 4,37%, o mesmo observado no período 1995 a 2004. Em seguida, ajustamos taxas constantes de mudança relativa tanto na renda média quanto no L de Theil para o decênio 2004/2014 que mantém o mesmo padrão de mudança no rendimento médio e na medida de desigualdade L de Theil observado no período 1995 a 2004. Sendo assim, na **Trajatória II** pressupomos taxas negativas de mudança relativa anual no rendimento médio e no L de Theil nos valores de 0,4957% e 1,274%, respectivamente, resultando no decréscimo de 4,37% no rendimento médio e de 10,899% no L de Theil para um período de nove anos, as mesmas taxas observadas nos anos de 1995 a 2004. Na **Trajatória III** pressupomos que a mudança no rendimento médio ocorra no sentido contrário e que o L de Theil apresente a mesma mudança admitida na **Trajatória II**, isto é, pressupomos que o rendimento médio cresça uma taxa anual de 0,4957% e o L de Theil decresça à taxa anual de 1,274%.

De acordo com a **Trajatória I**, projetamos um aumento de 7,4% na medida de FGT com $\alpha = 2$ de 2004 a 2014, em decorrência do declínio em 4,85% no rendimento médio, sem mudança na desigualdade. Os limites do efeito do declínio no rendimento médio sobre a redução da pobreza ficam claros quando comparamos os resultados da **Trajatória II** com a **Trajatória III**. A **Trajatória II** reproduz, no decênio 2004/2014, o padrão de declínio do rendimento médio e redução na desigualdade observado no período 1995 a 2004, projetando uma redução na medida de FGT com $\alpha = 2$ no valor de 12,81%. Se este declínio do rendimento médio de 4,85% na **Trajatória II** converte-se em crescimento do rendimento médio de 4,85%, para uma mesma mudança na desigualdade, conforme especificado na **Trajatória III**, a projeção de redução na medida de pobreza atinge o valor de 26,23%. Os resultados destas trajetórias estão associados não apenas ao fato de a medida de pobreza ser elástica em relação ao rendimento médio, mas também em função da natureza crescente do valor absoluto das elasticidades em relação ao rendimento médio, de maneira que o crescimento persistente da média aumenta a efetividade das mudanças na média e na desigualdade sobre a pobreza ao longo do tempo, conforme discutido no capítulo anterior.

As outras três trajetórias de crescimento na média e mudança na desigualdade adicionadas na tabela 6.5 estão associadas a estratégias mais agressivas de combate à pobreza. A **Trajatória IV** é uma trajetória de forte crescimento econômico acompanhado de

concentração da renda, com o rendimento médio no período crescendo a uma taxa de 8% e o L de Theil a 2% ao ano. De acordo com esta trajetória, o rendimento domiciliar *per capita* mais do que dobraria no decênio, passando de R\$ 417,08 em 2004 para R\$ 900,44 em 2014. A **Trajatória V** também apresenta crescimento econômico acelerado, com o rendimento médio crescendo a uma taxa de 5,1% ao ano, mas sem mudanças da desigualdade na distribuição de renda. Podemos verificar na tabela 6.5 que ambas as trajetórias determinariam reduções expressivas nas medidas de pobreza, apesar da projeção de redução na medida de pobreza observada sob a **Trajatória V** ser ligeiramente maior do que a da **Trajatória IV**.

Finalmente, a última trajetória combina taxas mais modestas de crescimento no rendimento médio e redução da desigualdade na distribuição dos rendimentos, com o rendimento médio atingindo o valor de R\$ 512,66 e o L de Theil no Brasil se reduzindo para 0,4795 em 2014, o mesmo valor do L de Theil observado no estado de São Paulo em 2004. Além disto, na **Trajatória VI** há um padrão regionalmente diferenciado de mudança na média e na desigualdade, em que os estados da região Nordeste e Tocantins apresentam taxas anuais de crescimento do rendimento médio de 2,5% e de redução no L de Theil de 2,7%, enquanto nas demais UF estas taxas são de 2% ao ano. Podemos observar na tabela 6.5 que, dentre todas as trajetórias analisadas, os resultados mais expressivos foram obtidos na **Trajatória VI**, por meio de uma composição regional de crescimento econômico e de redução na desigualdade com maior ênfase sobre as regiões mais carentes do país. Esta trajetória de crescimento econômico, ainda que a taxas mais modestas, acompanhado de redução da desigualdade na distribuição dos rendimentos conduziu a resultados superiores aos obtidos na **Trajatória IV** e na **Trajatória V**, trajetórias de crescimento acelerado sem redução na desigualdade.

Ressalte-se novamente que este exercício de simulação de trajetórias de mudança no rendimento médio e na desigualdade não foi efetuado com objetivo de fazer previsões, em função do alto grau de arbitrariedade dos supostos adotados, mas de elucidar certos aspectos dos efeitos do crescimento e das mudanças na desigualdade sobre a pobreza. Primeiramente, este exercício nos ajuda a visualizar os efeitos adversos e a natureza dos limites impostos pelo comportamento declinante do rendimento médio sobre a redução da pobreza, deixando visível que uma estratégia consistente de combate à pobreza requer uma trajetória com um mínimo de desempenho econômico, em oposição ao padrão de declínio do rendimento médio observado no período de 1995 a 2004.

Em segundo lugar, o exercício de simulação de trajetórias sugere que reduções substanciais da pobreza, no caso do Brasil, não necessariamente exigem elevadas taxas de crescimento e podem ser obtidas em um período de tempo relativamente curto, através de uma trajetória de crescimento capaz de reduzir as acentuadas disparidades sociais e regionais do país. De acordo com as simulações, uma trajetória que promovesse taxas anuais de crescimento em 2,5% na média e a redução em 2,7% no L de Theil nos estados do Nordeste e Tocantins e de crescimento em 2% na média e redução de 2% no L de Theil nas demais UF, no decênio 2004/2014, determinaria ao final do período que o L de Theil do Brasil se reduzisse ao nível observado no estado de São Paulo em 2004 e seus resultados sobre a redução nas medidas de pobreza analisadas seriam mais expressivos do que os resultados obtidos por meio de trajetórias com taxas de crescimento anuais de 8% no rendimento médio acompanhada de concentração da renda ou mesmo de taxas de crescimento de 5,1% sem mudança na desigualdade. Desta afirmativa, podemos concluir que a questão essencial do combate à pobreza no Brasil não se reduz a retomada do crescimento econômico a taxas aceleradas, mas que seus resultados serão mais efetivos quando promover um estilo de crescimento persistente temporalmente e capaz de reduzir as heterogeneidades sociais e regionais do país.

6.5 Conclusões

Com base nos resultados das regressões que utilizaram as elasticidades teóricas para explicar as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas 27 Unidades da Federação no Brasil (UF) de 1992 e 2004, argumentamos que, ao menos para o caso brasileiro, a aplicação empírica das estimativas das elasticidades-desigualdade da classe de medidas de FGT pelo Método Log-normal, cuja expressão geral para $\alpha > 1$ foi deduzida neste trabalho, seja mais adequada do que a utilização das elasticidades-desigualdade derivadas por Kakwani (1990) e amplamente difundidas na literatura. Os modelos de regressão que utilizaram as elasticidades em relação ao rendimento médio e em relação ao L de Theil pelo Método Log-normal, na linha de pobreza de maior valor real, foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas UF de 1992 a 2004.

Recorrendo a estas elasticidades da medida de FGT com $\alpha = 2$ pelo Método Log-normal para explorar como o crescimento econômico e as mudanças da desigualdade afetam as medidas de pobreza, demonstramos que aumentos no rendimento médio e reduções na medida de desigualdade sempre determinam reduções na medida de pobreza e que a extensão pela qual cada um destes fatores altera a medida de pobreza depende das propriedades da distribuição de renda inicial, a saber, o nível prévio da renda média e da desigualdade. Observamos a natureza crescente do valor absoluto da elasticidade-crescimento e da elasticidade-desigualdade da medida de pobreza em relação ao nível inicial do rendimento médio e sua natureza decrescente em relação ao nível inicial da desigualdade. Verificamos também a natureza crescente da taxa de redução na medida de pobreza em relação a uma trajetória temporal que combine crescimento persistente no rendimento médio com diminuição da desigualdade na distribuição dos rendimentos.

Analisando os resultados das elasticidades da medida de FGT com $\alpha = 2$ na linha de pobreza de R\$ 150,00 nas UF em 2004, observamos que a medida de pobreza é elástica em relação à média e ao L de Theil em todas UF, mas que a magnitude dos efeitos relativos das mudanças na média e na desigualdade sobre a pobreza serão diferenciados entre as regiões do país, sendo menores nos estados da região Nordeste e Tocantins do que nas demais. As elasticidades também foram utilizadas para um exercício de simulação de distintos comportamentos das medidas de pobreza no Brasil para o decênio 2004/2014, cujos resultados sugerem a possibilidade de se obter avanços expressivos no combate à pobreza, num período de tempo relativamente curto, por meio de uma composição regional de crescimento econômico e de redução da desigualdade com maior ênfase nas regiões mais carentes do país, ainda que sob taxas modestas de crescimento econômico, conduzindo a resultados mais efetivos do que trajetórias alternativas que promovam crescimento acelerado sem redução das desigualdades dentro e entre as regiões do país.

Concluimos que a questão essencial do combate à pobreza no Brasil não é simplesmente a retomada do crescimento econômico a taxas aceleradas, mas que seus resultados serão mais efetivos quando ocorrer um estilo de crescimento capaz de reduzir as acentuadas disparidades sociais e regionais do país. Com base nos resultados obtidos, argumentamos que uma estratégia eficiente de combate à pobreza deve compatibilizar políticas de crescimento e políticas redistributivas que, de forma associada, priorizem o

crescimento e a redução da desigualdade nas regiões de baixo rendimento médio e de mais alta desigualdade na distribuição de renda, em especial os estados do Nordeste e Tocantins. Remete-se, assim, à ação pública no sentido de promover políticas que aumentem a efetividade do crescimento econômico sobre a redução da pobreza.

A análise da evolução da pobreza no Brasil de 1995 a 2004 sugere que a ampliação dos mecanismos de transferências oficiais é compatível com estas diretrizes definidas para uma estratégia eficiente de combate à pobreza, ao atender diretamente a população mais pobre nas regiões mais carentes. Neste capítulo, identificamos que os efeitos atribuídos à expansão das transferências oficiais, ocorrida no período 1999 a 2004, são responsáveis por cerca de 30% da redução observada no índice de Gini de 1995 a 2004 e contribuições muito maiores na redução da pobreza. A ampliação destas transferências pode ser financiada por uma política de taxaço mais progressiva dos impostos de renda e da propriedade que, associadamente, reduza o grau de regressividade da estrutura tributária brasileira. Deve também ser completada por políticas estruturantes, principalmente em matéria de expansão e melhoria da qualidade dos serviços de ensino e saúde fundamental e na ampliação do acesso ao crédito, moradia e à terra para as camadas mais desfavorecidas da população, entre outras, que permitem a criação de condições para que os mais pobres disponham das habilitações necessárias para se valorizarem nos mercados e sua inserção qualificada no aparelho produtivo. Em suma, argumenta-se aqui que a combinação de políticas redistributivas e políticas de infra-estrutura básica pode atuar eficazmente no sentido de ampliar a renda dos mais pobres, exercer efeitos dinâmicos sobre a demanda e, ainda que não sejam condições suficientes, criar condições para um estilo de crescimento capaz de reduzir a heterogeneidade e fortalecer vínculos de solidariedade e interdependência entre as diversas regiões e grupos da sociedade brasileira.

ANEXO I

Neste anexo vamos deduzir a expressão geral da elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos, sob a suposição de que a distribuição do rendimento x permaneça log-normal, da classe de medidas de pobreza de FGT para $\alpha > 1$.

Visando obter um resultado preliminar que será utilizado na dedução, consideremos a seguinte integral:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx$$

Integrando por partes, podemos fazer $u = -\beta \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$, com

$$du = \beta(\alpha-1) \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} \frac{1}{z} dx, \quad \text{e} \quad v = xf(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)^2\right], \quad \text{com}$$

$$dv = -\frac{1}{\beta} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) f(x) dx.$$

Consequentemente:

$$\begin{aligned} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx = \\ -\beta \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} xf(x) \Big|_0^z - \beta(\alpha-1) \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} \frac{x}{z} f(x) dx \end{aligned}$$

Utilizando $\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} - \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} \frac{x}{z}$ e observando que o primeiro termo

da expressão é nulo:

$$\begin{aligned} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx = \\ -\beta(\alpha-1) \left[\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x) dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x) dx \right] \end{aligned}$$

Temos então:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx = -\beta(\alpha-1)[\varphi(\alpha-2) - \varphi(\alpha-1)] \quad (\text{A.1})$$

De acordo com a expressão (2.6.3), a elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos da classe de medidas aditivamente separáveis θ , sob o suposto log-normal, corresponde a:

$$\varepsilon[\theta|\beta] = \frac{\beta}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right) f(x) dx$$

A classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke $\varphi(\alpha)$ é um caso particular das medidas θ com $\frac{\partial P}{\partial x} = \frac{-\alpha}{z} \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$. Reescrevendo a expressão acima para a classe de medidas de FGT:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = -\frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} - \beta\right) f(x) dx$$

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x) dx - \frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) f(x) dx$$

Utilizando $\left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} - \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z}$ podemos fazer:

$$\begin{aligned} \varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] &= \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x) dx - \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha f(x) dx \\ &\quad - \frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx + \frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)} \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x) dx \end{aligned}$$

brando que $\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha f(x) dx$ e substituindo (A.1) na expressão acima:

$$\begin{aligned} \varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] &= \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)] + \frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha-2) - \varphi(\alpha-1)] \\ &\quad - \frac{\alpha^2\beta^2}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)] \end{aligned}$$

Segue-se a expressão geral da elasticidade em relação ao desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos da classe de medidas de FGT para $\alpha > 1$:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \alpha(\alpha - 1) \frac{\beta^2}{\varphi(\alpha)} [\varphi(\alpha - 2) - 2\varphi(\alpha - 1) + \varphi(\alpha)]$$

ANEXO II

Características da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾: número de pessoas, média (μ), desvio padrão dos logaritmos dos rendimentos (β), Índice de gini (G), L de Theil (L), proporção de pobres (H), índice de insuficiência de renda (HI) e medida de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) para as linhas de pobreza de R\$ 75,00 e R\$ 150,00. Unidades da Federação no Brasil (UF), 1992 a 2004.

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	267.572	351,82	1,1798	0,5555	0,6237	0,2087	0,0923	0,0559	0,3961	0,2064	0,1327
	1993	278.992	322,03	1,0191	0,5572	0,5596	0,2061	0,0594	0,0242	0,4534	0,2070	0,1148
	1995	300.830	453,12	1,0646	0,5820	0,6252	0,1274	0,0453	0,0228	0,3267	0,1359	0,0773
	1996	308.785	498,61	1,1364	0,6352	0,7572	0,1473	0,0413	0,0203	0,3821	0,1570	0,0841
	1997	303.586	447,06	1,1350	0,5700	0,6363	0,1929	0,0656	0,0328	0,3139	0,1587	0,0987
AC	1998	332.763	454,85	1,1165	0,5664	0,6193	0,1717	0,0604	0,0290	0,3330	0,1543	0,0921
	1999	356.826	441,19	1,1817	0,6185	0,7380	0,1979	0,0733	0,0370	0,4261	0,1933	0,1152
	2001	371.504	433,80	1,1545	0,6236	0,7400	0,1856	0,0643	0,0324	0,4035	0,1841	0,1069
	2002	399.373	421,32	1,1181	0,6214	0,7221	0,1780	0,0575	0,0282	0,4136	0,1834	0,1036
	2003	412.612	349,43	1,1598	0,5779	0,6508	0,2142	0,0874	0,0503	0,4406	0,2079	0,1282
	2004	422.398	357,63	1,0709	0,5897	0,6380	0,1790	0,0601	0,0299	0,4441	0,1919	0,1071
	1992	2.488.914	196,03	1,0309	0,5733	0,6008	0,3559	0,1513	0,0856	0,6567	0,3406	0,2176
	1993	2.458.943	183,08	1,0836	0,6217	0,7138	0,4758	0,2033	0,1161	0,7261	0,4090	0,2740
	1995	2.578.279	261,42	1,0416	0,6377	0,7399	0,3243	0,1159	0,0584	0,6327	0,3082	0,1846
	1996	2.516.798	245,09	1,0838	0,6231	0,7142	0,3693	0,1311	0,0696	0,6419	0,3260	0,2016
	1997	2.587.140	254,85	1,0525	0,6118	0,6811	0,3115	0,1114	0,0579	0,6254	0,2958	0,1771
AL	1998	2.657.234	241,18	1,0318	0,6119	0,6750	0,3322	0,1262	0,0633	0,6353	0,3127	0,1910
	1999	2.778.058	215,09	0,9914	0,5822	0,6019	0,3620	0,1309	0,0640	0,6407	0,3247	0,1999
	2001	2.838.531	207,69	1,0372	0,5993	0,6582	0,3713	0,1471	0,0811	0,6608	0,3405	0,2149
	2002	2.880.120	205,54	1,0029	0,5990	0,6510	0,3706	0,1423	0,0758	0,6725	0,3424	0,2134
	2003	2.929.448	201,50	1,0174	0,6046	0,6625	0,3903	0,1519	0,0811	0,6819	0,3568	0,2247
	2004	2.917.421	193,21	1,0026	0,5688	0,5878	0,3563	0,1438	0,0794	0,6684	0,3350	0,2105
	1992	248.491	234,80	0,8786	0,4587	0,3773	0,1870	0,0672	0,0346	0,4750	0,1996	0,1119
	1993	267.855	398,09	1,1089	0,6622	0,8172	0,2044	0,0733	0,0338	0,5231	0,2236	0,1278
	1995	310.250	379,12	0,9660	0,5279	0,4972	0,1320	0,0337	0,0126	0,3414	0,1396	0,0725
	1996	330.368	383,01	0,9101	0,5199	0,4751	0,0837	0,0271	0,0120	0,2908	0,1127	0,0561
	1997	347.082	336,39	1,0625	0,5671	0,5972	0,1714	0,0703	0,0364	0,4387	0,1996	0,1155
AP	1998	347.112	325,04	1,0114	0,5597	0,5710	0,1605	0,0667	0,0355	0,4378	0,1854	0,1069
	1999	377.847	312,74	1,0002	0,5219	0,5011	0,1979	0,0631	0,0301	0,4054	0,1909	0,1103
	2001	431.933	394,59	0,8404	0,4582	0,3707	0,0466	0,0198	0,0108	0,1862	0,0709	0,0376
	2002	464.991	315,63	0,9398	0,5426	0,5190	0,1626	0,0483	0,0200	0,4242	0,1729	0,0927
	2003	466.743	339,44	1,0396	0,5790	0,6123	0,1899	0,0666	0,0317	0,4360	0,1956	0,1125
	2004	504.265	287,52	0,9720	0,5291	0,5073	0,1790	0,0601	0,0301	0,4629	0,1944	0,1084
	1992	1.509.837	255,07	1,0612	0,5404	0,5497	0,2615	0,1026	0,0545	0,5085	0,2470	0,1521
	1993	1.575.896	252,98	0,9326	0,5491	0,5288	0,2301	0,0744	0,0338	0,5380	0,2360	0,1324
	1995	1.671.486	369,10	1,0029	0,5693	0,5876	0,1618	0,0479	0,0216	0,3764	0,1641	0,0903
	1996	1.735.390	354,53	0,9578	0,5395	0,5155	0,1311	0,0375	0,0163	0,3862	0,1480	0,0771
	1997	1.781.683	358,07	1,0057	0,5807	0,6044	0,1618	0,0510	0,0222	0,4261	0,1761	0,0952
AM	1998	1.764.405	304,18	0,9956	0,5560	0,5517	0,2037	0,0648	0,0274	0,4745	0,2126	0,1187
	1999	1.977.779	278,27	0,9274	0,5279	0,4871	0,1746	0,0542	0,0244	0,4811	0,1993	0,1061
	2001	2.139.334	314,39	0,9913	0,5634	0,5712	0,1911	0,0614	0,0290	0,4548	0,1971	0,1103
	2002	2.250.637	294,96	0,9895	0,5569	0,5592	0,2009	0,0691	0,0339	0,4638	0,2050	0,1172
	2003	2.321.591	281,25	0,9555	0,5504	0,5373	0,1947	0,0629	0,0294	0,4846	0,2036	0,1124
	2004	2.392.653	309,41	0,9247	0,5205	0,4780	0,1317	0,0416	0,0199	0,4058	0,1590	0,0834

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	11.048.155	194,31	1,0300	0,5854	0,6244	0,3859	0,1618	0,0895	0,6637	0,3547	0,2292
	1993	11.262.583	212,00	1,1085	0,6363	0,7575	0,4123	0,1799	0,1025	0,6866	0,3764	0,2477
	1995	11.562.434	233,03	1,0050	0,5978	0,6443	0,3241	0,1222	0,0619	0,6201	0,3049	0,1862
	1996	11.271.252	243,99	1,0645	0,6198	0,7076	0,3512	0,1383	0,0740	0,6154	0,3143	0,1989
	1997	12.037.798	241,77	1,0184	0,6072	0,6652	0,3295	0,1194	0,0597	0,6151	0,3053	0,1855
BA	1998	12.099.750	239,19	1,0055	0,5887	0,6241	0,2923	0,1127	0,0578	0,5883	0,2884	0,1748
	1999	12.301.372	231,11	0,9949	0,5803	0,6044	0,3029	0,1125	0,0576	0,6028	0,2918	0,1762
	2001	12.473.666	235,56	1,0329	0,5858	0,6274	0,3083	0,1192	0,0637	0,5935	0,2927	0,1803
	2002	12.982.920	236,59	1,0219	0,5864	0,6261	0,3037	0,1154	0,0608	0,5949	0,2917	0,1777
	2003	13.003.300	228,53	1,0391	0,5849	0,6280	0,3157	0,1211	0,0654	0,6120	0,3004	0,1847
	2004	13.127.080	235,20	0,9760	0,5501	0,5453	0,2561	0,0920	0,0482	0,5639	0,2583	0,1514
	1992	6.148.072	166,79	1,1236	0,5951	0,6749	0,4519	0,2187	0,1351	0,7092	0,4075	0,2819
	1993	6.166.354	182,63	1,1653	0,6221	0,7530	0,4315	0,2116	0,1361	0,7057	0,4006	0,2760
	1995	6.502.910	230,38	1,0668	0,6098	0,6853	0,3404	0,1380	0,0759	0,6346	0,3223	0,2027
	1996	6.614.206	224,19	1,1094	0,6204	0,7234	0,3750	0,1591	0,0925	0,6493	0,3401	0,2215
	1997	6.747.328	226,00	1,1234	0,6174	0,7202	0,3652	0,1565	0,0918	0,6444	0,3375	0,2191
CE	1998	6.725.178	238,17	1,0561	0,6128	0,6851	0,3336	0,1361	0,0722	0,6167	0,3175	0,1992
	1999	7.045.353	220,89	1,0717	0,6066	0,6850	0,3444	0,1428	0,0823	0,6462	0,3261	0,2068
	2001	7.358.906	238,20	1,0866	0,6053	0,6873	0,3242	0,1327	0,0759	0,6078	0,3053	0,1928
	2002	7.485.733	233,67	1,0420	0,5837	0,6262	0,2934	0,1168	0,0654	0,6010	0,2913	0,1783
	2003	7.673.961	214,13	1,0211	0,5624	0,5811	0,3100	0,1223	0,0691	0,6110	0,2978	0,1847
	2004	7.782.684	228,69	0,9907	0,5711	0,5865	0,2910	0,1064	0,0556	0,6097	0,2850	0,1698
	1992	1.576.884	556,44	1,0946	0,5960	0,6580	0,0862	0,0242	0,0110	0,2955	0,1088	0,0545
	1993	1.616.517	675,21	1,1803	0,6109	0,7223	0,0875	0,0289	0,0143	0,2696	0,1048	0,0555
	1995	1.695.688	807,31	1,1047	0,5745	0,6230	0,0480	0,0129	0,0054	0,1722	0,0619	0,0301
	1996	1.711.056	781,16	1,1245	0,5827	0,6460	0,0596	0,0145	0,0059	0,1940	0,0715	0,0351
	1997	1.791.520	872,19	1,1254	0,5813	0,6430	0,0466	0,0121	0,0048	0,1751	0,0572	0,0276
DF	1998	1.860.213	893,75	1,1738	0,6134	0,7247	0,0543	0,0157	0,0063	0,1871	0,0655	0,0330
	1999	1.961.455	810,96	1,2004	0,6223	0,7559	0,0811	0,0237	0,0110	0,2266	0,0885	0,0466
	2001	2.042.682	789,47	1,2045	0,6147	0,7393	0,0716	0,0242	0,0132	0,2319	0,0874	0,0461
	2002	2.091.569	844,96	1,2166	0,6210	0,7589	0,0691	0,0225	0,0102	0,2276	0,0873	0,0451
	2003	2.118.377	779,53	1,2114	0,6209	0,7586	0,0886	0,0264	0,0115	0,2554	0,1005	0,0531
	2004	2.182.172	790,54	1,2085	0,6193	0,7500	0,0744	0,0254	0,0130	0,2380	0,0879	0,0465
	1992	2.538.879	273,86	1,0692	0,5487	0,5631	0,2183	0,0843	0,0468	0,5052	0,2293	0,1356
	1993	2.513.783	299,84	1,1967	0,5764	0,6530	0,2198	0,0917	0,0558	0,4879	0,2235	0,1375
	1995	2.654.633	400,72	1,0767	0,5932	0,6497	0,1467	0,0530	0,0277	0,3980	0,1633	0,0909
	1996	2.702.223	388,71	1,0076	0,5688	0,5813	0,1499	0,0428	0,0176	0,3843	0,1559	0,0831
	1997	2.786.234	390,18	1,0481	0,5643	0,5863	0,1377	0,0527	0,0271	0,3749	0,1556	0,0871
ES	1998	2.820.008	399,38	1,0615	0,5720	0,6043	0,1463	0,0534	0,0263	0,3612	0,1561	0,0889
	1999	2.953.648	403,80	1,0258	0,5651	0,5780	0,1208	0,0418	0,0203	0,3628	0,1409	0,0755
	2001	3.051.332	398,19	1,0590	0,5828	0,6254	0,1490	0,0497	0,0253	0,3859	0,1613	0,0896
	2002	3.174.412	427,90	1,0363	0,5711	0,5921	0,1020	0,0345	0,0173	0,3449	0,1323	0,0690
	2003	3.163.389	385,96	1,0356	0,5479	0,5516	0,1227	0,0431	0,0233	0,3622	0,1434	0,0783
	2004	3.266.564	417,66	1,0076	0,5433	0,5344	0,0982	0,0302	0,0156	0,3194	0,1200	0,0622
	1992	4.020.419	328,60	0,9810	0,5759	0,6044	0,1518	0,0550	0,0289	0,4281	0,1764	0,0978
	1993	4.048.466	347,16	1,0033	0,5845	0,6133	0,1577	0,0506	0,0235	0,4300	0,1763	0,0949
	1995	4.309.199	347,26	0,9637	0,5446	0,5297	0,1343	0,0438	0,0205	0,3817	0,1521	0,0816
	1996	4.376.569	393,96	0,9619	0,5713	0,5797	0,1154	0,0318	0,0142	0,3611	0,1336	0,0678
	1997	4.498.233	377,58	0,9280	0,5376	0,5076	0,1028	0,0289	0,0126	0,3354	0,1224	0,0614
GO	1998	4.609.118	413,35	0,9477	0,5651	0,5620	0,0843	0,0241	0,0101	0,3245	0,1164	0,0567
	1999	4.769.743	376,14	0,9562	0,5464	0,5300	0,1063	0,0328	0,0156	0,3500	0,1320	0,0678
	2001	5.024.126	390,57	0,9627	0,5569	0,5533	0,1068	0,0327	0,0158	0,3483	0,1275	0,0658
	2002	5.111.933	401,57	0,9556	0,5421	0,5225	0,0911	0,0272	0,0135	0,3135	0,1138	0,0575
	2003	5.271.849	372,19	0,9446	0,5199	0,4833	0,1018	0,0327	0,0164	0,3265	0,1207	0,0631
	2004	5.429.043	410,61	0,8868	0,5287	0,4893	0,0644	0,0172	0,0077	0,2815	0,0929	0,0436

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	3.301.012	142,50	1,0114	0,5179	0,5025	0,4102	0,1956	0,1196	0,7180	0,3934	0,2637
	1993	4.466.010	140,87	1,1274	0,6054	0,6984	0,5307	0,2699	0,1726	0,7696	0,4692	0,3352
	1995	4.914.869	165,16	1,0395	0,5761	0,6105	0,4340	0,1943	0,1138	0,7126	0,3952	0,2633
	1996	5.089.890	187,35	1,0257	0,5969	0,6527	0,4093	0,1738	0,0978	0,6910	0,3717	0,2421
	1997	5.201.688	165,64	1,1400	0,6166	0,7249	0,4829	0,2280	0,1418	0,7428	0,4331	0,2981
MA	1998	5.300.221	183,43	1,0287	0,6048	0,6641	0,4249	0,1838	0,1032	0,7104	0,3873	0,2533
	1999	5.542.247	182,68	0,9510	0,5733	0,5788	0,3904	0,1491	0,0758	0,7078	0,3634	0,2244
	2001	5.703.363	192,32	0,9874	0,5676	0,5795	0,3645	0,1446	0,0774	0,6566	0,3371	0,2124
	2002	5.811.154	193,83	0,9553	0,5626	0,5669	0,3428	0,1294	0,0685	0,6676	0,3282	0,2003
	2003	5.805.983	189,26	1,0273	0,5717	0,6011	0,3669	0,1503	0,0851	0,6697	0,3472	0,2204
	2004	5.707.449	208,77	1,0764	0,6033	0,6841	0,3761	0,1597	0,0924	0,6509	0,3397	0,2214
	1992	2.012.429	252,45	0,9550	0,5091	0,4708	0,2012	0,0732	0,0374	0,4715	0,2099	0,1213
	1993	2.006.828	346,17	0,9593	0,5689	0,5766	0,1423	0,0443	0,0200	0,4053	0,1614	0,0858
	1995	2.108.991	363,38	0,9754	0,5460	0,5359	0,1239	0,0432	0,0214	0,3520	0,1423	0,0779
	1996	2.177.081	382,77	1,0042	0,5614	0,5682	0,1396	0,0452	0,0208	0,3678	0,1462	0,0799
	1997	2.231.546	446,73	1,0405	0,6014	0,6649	0,1157	0,0415	0,0216	0,3448	0,1361	0,0741
MT	1998	2.245.018	425,56	0,9735	0,5682	0,5756	0,0937	0,0301	0,0138	0,3152	0,1187	0,0607
	1999	2.393.657	377,58	0,9342	0,5372	0,5067	0,1034	0,0305	0,0130	0,3428	0,1238	0,0627
	2001	2.517.479	415,97	0,9945	0,5594	0,5633	0,1073	0,0350	0,0170	0,3140	0,1218	0,0648
	2002	2.560.727	428,15	0,9996	0,5629	0,5709	0,1013	0,0337	0,0164	0,3163	0,1197	0,0628
	2003	2.564.131	372,24	0,9601	0,5385	0,5149	0,1162	0,0350	0,0158	0,3541	0,1338	0,0697
	2004	2.681.289	418,30	0,9296	0,5213	0,4798	0,0747	0,0214	0,0097	0,2739	0,0987	0,0489
	1992	1.746.663	327,01	0,9730	0,5755	0,6019	0,1688	0,0526	0,0260	0,4384	0,1802	0,0987
	1993	1.766.966	330,46	0,9510	0,5557	0,5466	0,1458	0,0455	0,0206	0,4228	0,1653	0,0872
	1995	1.851.535	390,72	0,9688	0,5430	0,5239	0,0949	0,0327	0,0160	0,3347	0,1234	0,0634
	1996	1.840.203	418,77	0,9939	0,5668	0,5763	0,0999	0,0310	0,0145	0,3420	0,1268	0,0642
	1997	1.896.744	410,29	0,9660	0,5653	0,5697	0,1006	0,0326	0,0149	0,3301	0,1218	0,0629
MS	1998	1.931.584	402,26	0,9397	0,5314	0,4998	0,0820	0,0243	0,0118	0,2917	0,1046	0,0523
	1999	1.977.852	388,16	0,9673	0,5452	0,5290	0,1156	0,0337	0,0154	0,3390	0,1292	0,0672
	2001	2.067.593	419,78	0,9661	0,5578	0,5527	0,0993	0,0293	0,0132	0,3254	0,1118	0,0570
	2002	2.114.065	438,47	0,9647	0,5532	0,5422	0,0739	0,0243	0,0111	0,3013	0,1056	0,0519
	2003	2.158.295	399,92	0,9365	0,5331	0,4989	0,0773	0,0223	0,0105	0,3297	0,1102	0,0530
	2004	2.197.200	401,14	0,9395	0,5245	0,4904	0,0701	0,0262	0,0143	0,2888	0,1033	0,0527
	1992	15.502.109	291,19	1,0361	0,5616	0,5820	0,2168	0,0830	0,0433	0,4677	0,2159	0,1289
	1993	15.569.312	304,19	1,0453	0,5846	0,6281	0,2154	0,0782	0,0408	0,4856	0,2182	0,1276
	1995	16.058.218	388,99	1,0474	0,5824	0,6216	0,1498	0,0526	0,0263	0,3829	0,1614	0,0905
	1996	16.006.425	375,33	1,0238	0,5636	0,5799	0,1527	0,0519	0,0260	0,3701	0,1570	0,0887
	1997	16.419.164	398,03	1,0411	0,5777	0,6122	0,1452	0,0511	0,0256	0,3644	0,1533	0,0865
MG	1998	16.411.269	376,42	1,0065	0,5608	0,5697	0,1350	0,0471	0,0226	0,3669	0,1513	0,0833
	1999	17.073.856	369,83	0,9991	0,5566	0,5600	0,1407	0,0468	0,0225	0,3686	0,1516	0,0837
	2001	17.637.000	380,22	1,0125	0,5512	0,5549	0,1349	0,0466	0,0238	0,3525	0,1446	0,0807
	2002	17.976.625	388,26	0,9958	0,5535	0,5538	0,1258	0,0405	0,0197	0,3426	0,1385	0,0750
	2003	18.190.543	365,39	0,9827	0,5433	0,5345	0,1284	0,0425	0,0214	0,3550	0,1407	0,0769
	2004	18.495.048	384,33	0,9656	0,5365	0,5177	0,1020	0,0325	0,0167	0,3236	0,1231	0,0648
	1992	2.623.932	236,54	0,9775	0,5465	0,5369	0,2704	0,0971	0,0484	0,5485	0,2587	0,1545
	1993	2.675.393	281,61	1,0040	0,5890	0,6231	0,2284	0,0774	0,0370	0,5435	0,2380	0,1342
	1995	2.812.962	308,38	0,9345	0,5609	0,5485	0,1553	0,0450	0,0194	0,4640	0,1812	0,0935
	1996	2.861.398	285,99	0,9844	0,5744	0,5877	0,2130	0,0698	0,0344	0,5066	0,2199	0,1238
	1997	2.938.537	295,17	0,9785	0,5689	0,5764	0,1987	0,0637	0,0300	0,4998	0,2118	0,1166
PA	1998	3.035.841	301,33	0,9565	0,5630	0,5624	0,1747	0,0547	0,0257	0,4694	0,1955	0,1053
	1999	3.250.235	287,92	0,9579	0,5539	0,5437	0,1898	0,0641	0,0304	0,4780	0,2020	0,1125
	2001	4.269.794	291,16	0,9314	0,5484	0,5262	0,1768	0,0534	0,0235	0,4742	0,1924	0,1028
	2002	4.437.210	302,64	0,9538	0,5566	0,5464	0,1725	0,0524	0,0237	0,4714	0,1920	0,1023
	2003	4.505.931	253,09	0,9066	0,5143	0,4650	0,1845	0,0588	0,0283	0,5004	0,2036	0,1104
	2004	4.840.055	290,42	0,9040	0,5139	0,4622	0,1310	0,0413	0,0198	0,4426	0,1635	0,0841

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	3.050.481	162,48	1,1780	0,5846	0,6736	0,4527	0,2209	0,1416	0,7007	0,4070	0,2838
	1993	3.156.859	198,60	1,1730	0,6471	0,8076	0,4529	0,2202	0,1377	0,6944	0,4040	0,2810
	1995	3.226.073	258,99	1,0805	0,6101	0,6900	0,2918	0,1184	0,0662	0,5842	0,2853	0,1763
	1996	3.236.720	237,26	1,0648	0,5967	0,6583	0,3162	0,1266	0,0718	0,6044	0,2988	0,1870
	1997	3.246.971	266,27	1,1501	0,6293	0,7538	0,3314	0,1385	0,0807	0,5916	0,3020	0,1945
PB	1998	3.284.442	292,83	1,0750	0,6353	0,7406	0,2871	0,1091	0,0545	0,5631	0,2764	0,1679
	1999	3.351.118	315,78	1,1555	0,6522	0,8053	0,3134	0,1226	0,0652	0,5672	0,2858	0,1793
	2001	3.419.608	229,99	1,0110	0,5883	0,6256	0,3175	0,1163	0,0612	0,6222	0,3014	0,1822
	2002	3.477.532	252,76	0,9918	0,5980	0,6422	0,2759	0,0980	0,0490	0,6007	0,2765	0,1615
	2003	3.501.360	231,87	1,0051	0,5639	0,5775	0,2779	0,1057	0,0563	0,5886	0,2806	0,1681
	2004	3.514.247	250,53	1,0162	0,5879	0,6269	0,2812	0,0966	0,0501	0,5849	0,2738	0,1612
	1992	8.299.167	307,19	1,0495	0,5388	0,5482	0,1717	0,0705	0,0418	0,4210	0,1865	0,1112
	1993	8.500.207	377,72	1,0184	0,5691	0,5873	0,1283	0,0404	0,0195	0,3734	0,1485	0,0789
	1995	8.671.423	454,80	1,0631	0,5732	0,6079	0,1201	0,0420	0,0206	0,3056	0,1296	0,0727
	1996	8.830.040	472,51	1,0267	0,5702	0,5930	0,1066	0,0336	0,0161	0,2947	0,1141	0,0613
	1997	8.867.481	455,11	1,0115	0,5618	0,5722	0,0986	0,0306	0,0147	0,3056	0,1162	0,0608
PR	1998	8.972.993	453,04	1,0223	0,5584	0,5690	0,0991	0,0360	0,0175	0,2859	0,1148	0,0628
	1999	9.144.412	446,09	1,0512	0,5698	0,5980	0,1122	0,0392	0,0206	0,3123	0,1256	0,0691
	2001	9.474.616	464,69	1,0330	0,5570	0,5726	0,0977	0,0360	0,0192	0,2866	0,1124	0,0621
	2002	9.640.275	466,41	0,9694	0,5334	0,5108	0,0798	0,0240	0,0112	0,2470	0,0933	0,0481
	2003	9.823.604	456,56	0,9654	0,5398	0,5237	0,0830	0,0244	0,0117	0,2644	0,0952	0,0490
	2004	10.003.747	503,05	0,9759	0,5409	0,5294	0,0645	0,0221	0,0117	0,2236	0,0803	0,0418
	1992	6.889.732	195,78	1,0813	0,5802	0,6321	0,3611	0,1640	0,0974	0,6472	0,3445	0,2257
	1993	6.377.584	206,22	1,1266	0,6128	0,7142	0,3848	0,1772	0,1066	0,6565	0,3584	0,2389
	1995	6.936.699	251,09	0,9805	0,5682	0,5757	0,2481	0,0859	0,0428	0,5611	0,2532	0,1457
	1996	6.679.416	259,70	1,0470	0,5957	0,6482	0,2941	0,1029	0,0538	0,5762	0,2722	0,1636
	1997	7.016.381	249,35	1,0079	0,5842	0,6125	0,2915	0,1041	0,0519	0,5805	0,2748	0,1642
PE	1998	6.895.298	269,47	1,0124	0,5910	0,6291	0,2553	0,0919	0,0456	0,5487	0,2548	0,1499
	1999	7.232.799	254,61	1,0473	0,5978	0,6555	0,2925	0,1119	0,0602	0,5754	0,2799	0,1714
	2001	7.645.525	264,31	1,0765	0,6076	0,6825	0,2962	0,1142	0,0617	0,5775	0,2821	0,1733
	2002	7.633.680	263,85	1,0589	0,6036	0,6681	0,2816	0,1061	0,0562	0,5750	0,2759	0,1659
	2003	7.806.776	228,43	1,0617	0,5816	0,6281	0,3168	0,1253	0,0708	0,6003	0,2995	0,1868
	2004	8.007.367	262,40	1,0541	0,6009	0,6649	0,2806	0,1043	0,0559	0,5727	0,2700	0,1626
	1992	2.496.478	133,80	1,1935	0,6095	0,7352	0,5257	0,2897	0,1960	0,7707	0,4822	0,3526
	1993	2.477.777	154,27	1,1396	0,6096	0,7162	0,4867	0,2492	0,1597	0,7320	0,4429	0,3138
	1995	2.579.404	176,82	1,1448	0,5787	0,6598	0,3890	0,1833	0,1172	0,7016	0,3697	0,2469
	1996	2.514.494	181,08	1,0600	0,5724	0,6074	0,4065	0,1741	0,1021	0,6834	0,3660	0,2411
	1997	2.555.576	183,13	1,1503	0,6131	0,7225	0,4432	0,2045	0,1257	0,7039	0,4002	0,2714
PI	1998	2.658.533	189,33	1,0648	0,5901	0,6474	0,3958	0,1766	0,1012	0,6605	0,3670	0,2424
	1999	2.758.096	188,17	1,0901	0,5961	0,6702	0,3977	0,1765	0,1068	0,6844	0,3704	0,2444
	2001	2.761.822	214,23	1,1101	0,5910	0,6672	0,3556	0,1568	0,0941	0,6223	0,3271	0,2147
	2002	2.867.202	227,28	1,1094	0,6182	0,7257	0,3613	0,1552	0,0926	0,6389	0,3333	0,2168
	2003	2.881.192	206,54	1,1217	0,5991	0,6852	0,3777	0,1752	0,1062	0,6396	0,3448	0,2317
	2004	2.936.768	221,57	1,0263	0,5872	0,6343	0,3163	0,1273	0,0723	0,6278	0,3048	0,1893
	1992	12.517.949	474,37	0,9619	0,5449	0,5284	0,0705	0,0202	0,0089	0,2566	0,0903	0,0446
	1993	12.449.107	442,14	0,9888	0,5739	0,5898	0,0950	0,0283	0,0129	0,3116	0,1155	0,0589
	1995	12.858.569	583,55	1,0062	0,5667	0,5771	0,0553	0,0162	0,0070	0,2084	0,0740	0,0362
	1996	12.858.668	620,03	1,0242	0,5695	0,5869	0,0587	0,0154	0,0067	0,2022	0,0700	0,0342
	1997	13.094.173	591,59	0,9832	0,5663	0,5716	0,0499	0,0133	0,0054	0,2012	0,0668	0,0315
RJ	1998	13.038.974	620,07	1,0007	0,5679	0,5790	0,0445	0,0135	0,0059	0,1861	0,0640	0,0307
	1999	13.576.089	573,92	0,9641	0,5494	0,5363	0,0553	0,0129	0,0051	0,1926	0,0655	0,0313
	2001	13.854.936	587,61	1,0017	0,5630	0,5708	0,0593	0,0161	0,0067	0,2109	0,0735	0,0359
	2002	14.143.843	576,45	0,9653	0,5440	0,5245	0,0448	0,0126	0,0056	0,1826	0,0613	0,0293
	2003	14.190.943	559,05	0,9861	0,5537	0,5479	0,0562	0,0156	0,0065	0,2204	0,0737	0,0356
	2004	14.015.642	573,34	0,9723	0,5422	0,5250	0,0471	0,0138	0,0061	0,1916	0,0649	0,0313

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	2.407.142	200,62	1,1079	0,6007	0,6765	0,3900	0,1719	0,1005	0,6767	0,3628	0,2374
	1993	2.372.403	187,97	1,0163	0,5720	0,5908	0,3804	0,1557	0,0846	0,6676	0,3543	0,2262
	1995	2.471.891	268,34	1,0158	0,5921	0,6309	0,2579	0,0886	0,0440	0,5674	0,2617	0,1509
	1996	2.534.867	270,74	1,0359	0,6051	0,6614	0,3086	0,1028	0,0496	0,5553	0,2699	0,1632
	1997	2.466.065	271,64	1,0176	0,5913	0,6280	0,2660	0,0899	0,0445	0,5523	0,2539	0,1489
RN	1998	2.585.465	280,39	0,9975	0,5953	0,6297	0,2441	0,0780	0,0346	0,5606	0,2497	0,1400
	1999	2.707.365	265,86	1,0647	0,5927	0,6474	0,2780	0,1065	0,0573	0,5583	0,2663	0,1626
	2001	2.791.396	263,91	1,0521	0,5766	0,6149	0,2684	0,0975	0,0537	0,5350	0,2542	0,1539
	2002	2.849.372	266,30	1,0716	0,5777	0,6212	0,2476	0,1001	0,0569	0,5327	0,2498	0,1524
	2003	2.908.116	238,03	1,0239	0,5597	0,5732	0,2613	0,1021	0,0555	0,5759	0,2666	0,1602
	2004	2.946.252	262,07	1,0258	0,5669	0,5877	0,2358	0,0914	0,0491	0,5340	0,2432	0,1448
	1992	8.928.705	436,84	0,9837	0,5314	0,5123	0,0777	0,0270	0,0142	0,2679	0,1010	0,0529
	1993	9.012.466	457,27	0,9852	0,5524	0,5511	0,0860	0,0272	0,0126	0,2752	0,1043	0,0537
	1995	9.268.579	519,84	0,9938	0,5579	0,5603	0,0714	0,0223	0,0100	0,2345	0,0872	0,0446
	1996	9.324.214	530,18	1,0429	0,5540	0,5685	0,0893	0,0308	0,0155	0,2410	0,0935	0,0519
	1997	9.388.997	508,89	1,0152	0,5466	0,5468	0,0836	0,0259	0,0126	0,2492	0,0946	0,0500
RS	1998	9.597.791	538,46	1,0300	0,5558	0,5669	0,0708	0,0246	0,0124	0,2259	0,0883	0,0469
	1999	9.886.846	520,12	1,0479	0,5589	0,5770	0,0887	0,0303	0,0155	0,2448	0,0977	0,0538
	2001	10.167.957	522,22	1,0033	0,5487	0,5487	0,0759	0,0245	0,0119	0,2357	0,0892	0,0469
	2002	10.249.131	515,19	0,9963	0,5428	0,5357	0,0727	0,0239	0,0114	0,2322	0,0879	0,0460
	2003	10.409.807	507,34	1,0093	0,5345	0,5261	0,0749	0,0266	0,0145	0,2226	0,0855	0,0467
	2004	10.464.840	525,08	0,9800	0,5230	0,5004	0,0649	0,0222	0,0116	0,2072	0,0780	0,0414
	1992	652.186	313,49	0,9915	0,5392	0,5241	0,1625	0,0596	0,0301	0,4160	0,1798	0,1014
	1993	678.525	323,81	0,9241	0,5309	0,5022	0,1146	0,0415	0,0205	0,4289	0,1550	0,0799
	1995	725.691	481,91	1,0557	0,5822	0,6209	0,1034	0,0338	0,0156	0,3089	0,1229	0,0655
	1996	743.643	404,05	0,9824	0,5305	0,5083	0,1003	0,0351	0,0172	0,3149	0,1174	0,0627
	1997	755.808	449,85	0,9808	0,5476	0,5401	0,1029	0,0293	0,0117	0,2779	0,1106	0,0579
RO	1998	794.520	503,10	0,9833	0,5438	0,5295	0,0749	0,0202	0,0077	0,2328	0,0890	0,0452
	1999	851.548	449,57	0,9984	0,5494	0,5425	0,0974	0,0311	0,0146	0,2886	0,1044	0,0557
	2001	899.552	363,96	0,9263	0,5393	0,5089	0,1322	0,0303	0,0110	0,3589	0,1364	0,0690
	2002	923.654	392,25	0,9637	0,5314	0,5058	0,1132	0,0354	0,0154	0,3082	0,1244	0,0660
	2003	968.486	338,87	0,9141	0,5004	0,4423	0,1008	0,0324	0,0159	0,3432	0,1270	0,0648
	2004	1.000.906	406,01	0,8943	0,5183	0,4718	0,0588	0,0187	0,0089	0,2815	0,0936	0,0440
	1992	144.271	389,24	0,9409	0,5224	0,4868	0,0521	0,0268	0,0156	0,3333	0,1061	0,0527
	1993	148.770	513,30	1,1125	0,5282	0,5609	0,0985	0,0461	0,0283	0,2569	0,1244	0,0753
	1995	168.214	503,55	0,7999	0,4265	0,3264	0,0272	0,0081	0,0031	0,1341	0,0436	0,0206
	1996	167.599	537,86	1,0272	0,4474	0,4181	0,1168	0,0331	0,0184	0,1698	0,0907	0,0556
	1997	179.132	383,08	0,8030	0,4372	0,3290	0,0519	0,0116	0,0034	0,2626	0,0742	0,0309
RR	1998	185.117	412,14	1,0278	0,4911	0,4682	0,1246	0,0397	0,0199	0,2869	0,1249	0,0696
	1999	227.933	436,17	0,9467	0,5000	0,4504	0,0675	0,0264	0,0135	0,2282	0,0863	0,0470
	2001	253.231	341,80	0,9588	0,5258	0,4976	0,1304	0,0469	0,0228	0,3842	0,1470	0,0796
	2002	263.871	294,41	0,9588	0,5451	0,5220	0,1850	0,0570	0,0250	0,4573	0,1977	0,1082
	2003	284.062	314,66	1,0320	0,5215	0,5131	0,1454	0,0615	0,0377	0,3957	0,1785	0,1031
	2004	287.914	257,54	1,0691	0,5503	0,5723	0,2628	0,1012	0,0594	0,5126	0,2470	0,1537
	1992	4.432.892	414,73	0,9579	0,5388	0,5318	0,0908	0,0316	0,0159	0,2873	0,1118	0,0594
	1993	4.434.643	405,66	0,9112	0,5047	0,4522	0,0762	0,0239	0,0110	0,2644	0,0951	0,0485
	1995	4.682.444	504,16	0,9713	0,5306	0,5083	0,0674	0,0223	0,0107	0,2241	0,0831	0,0429
	1996	4.706.468	487,00	0,9609	0,5183	0,4863	0,0728	0,0237	0,0119	0,2212	0,0811	0,0431
	1997	4.872.653	505,02	0,9653	0,5236	0,4943	0,0627	0,0192	0,0096	0,2213	0,0800	0,0401
SC	1998	4.920.454	503,69	0,9789	0,5169	0,4932	0,0734	0,0262	0,0140	0,2092	0,0815	0,0451
	1999	5.151.558	467,38	0,9406	0,5137	0,4742	0,0694	0,0228	0,0107	0,2234	0,0841	0,0440
	2001	5.379.165	517,75	0,8926	0,4922	0,4308	0,0458	0,0132	0,0059	0,1674	0,0574	0,0285
	2002	5.500.393	495,08	0,8590	0,4666	0,3845	0,0363	0,0108	0,0048	0,1603	0,0539	0,0255
	2003	5.524.875	520,28	0,8731	0,4746	0,3969	0,0378	0,0103	0,0048	0,1544	0,0491	0,0235
	2004	5.648.717	513,58	0,8374	0,4557	0,3665	0,0314	0,0094	0,0045	0,1365	0,0460	0,0223

UF	Ano	n. pessoas	μ	β	G	L	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$	$H^{(3)}$	$HI^{(3)}$	$FGT^{(3)}$
	1992	30.910.577	477,11	0,9373	0,5079	0,4609	0,0552	0,0174	0,0085	0,2105	0,0749	0,0373
	1993	31.530.822	500,62	0,9576	0,5349	0,5087	0,0548	0,0162	0,0074	0,2212	0,0749	0,0363
	1995	32.358.429	652,20	0,9445	0,5270	0,4933	0,0300	0,0093	0,0044	0,1304	0,0431	0,0207
	1996	32.983.792	666,36	0,9440	0,5219	0,4855	0,0306	0,0086	0,0040	0,1340	0,0424	0,0199
	1997	33.189.073	668,96	0,9458	0,5247	0,4899	0,0315	0,0082	0,0037	0,1351	0,0417	0,0195
SP	1998	33.479.590	664,02	0,9611	0,5312	0,5036	0,0285	0,0089	0,0045	0,1327	0,0437	0,0207
	1999	34.940.032	611,00	0,9483	0,5306	0,4985	0,0371	0,0096	0,0039	0,1593	0,0515	0,0239
	2001	35.887.450	623,06	0,9804	0,5396	0,5242	0,0439	0,0135	0,0065	0,1661	0,0560	0,0278
	2002	36.801.541	611,06	0,9780	0,5442	0,5321	0,0404	0,0125	0,0061	0,1723	0,0588	0,0284
	2003	37.399.355	564,83	0,9719	0,5343	0,5129	0,0512	0,0153	0,0070	0,1909	0,0663	0,0329
	2004	37.952.444	551,12	0,9403	0,5182	0,4795	0,0426	0,0138	0,0070	0,1805	0,0593	0,0290
	1992	1.439.088	221,08	1,1585	0,5838	0,6385	0,3498	0,1353	0,0721	0,6209	0,3200	0,2010
	1993	1.460.455	229,01	1,0812	0,6056	0,6812	0,3456	0,1392	0,0773	0,6282	0,3228	0,2046
	1995	1.358.614	241,07	1,0190	0,5758	0,5967	0,2894	0,1061	0,0541	0,5872	0,2798	0,1674
	1996	1.498.449	274,77	1,0317	0,5980	0,6427	0,2714	0,0895	0,0431	0,5696	0,2647	0,1529
	1997	1.460.039	269,50	1,0977	0,6092	0,6902	0,2986	0,1171	0,0645	0,5753	0,2808	0,1739
SE	1998	1.498.830	295,58	1,0769	0,6075	0,6794	0,2483	0,0967	0,0498	0,5411	0,2505	0,1493
	1999	1.590.764	278,61	1,0880	0,6131	0,6956	0,2905	0,1075	0,0579	0,5548	0,2726	0,1665
	2001	1.765.590	245,72	1,0634	0,5655	0,5938	0,2737	0,1122	0,0632	0,5548	0,2693	0,1667
	2002	1.840.517	259,99	0,9896	0,5534	0,5491	0,2433	0,0880	0,0426	0,5253	0,2430	0,1422
	2003	1.869.311	268,21	1,0555	0,5747	0,6089	0,2554	0,1004	0,0535	0,5452	0,2523	0,1527
	2004	1.907.203	290,83	0,9996	0,5574	0,5578	0,2023	0,0703	0,0355	0,4886	0,2137	0,1215
	1992	920.078	172,28	1,0706	0,5833	0,6395	0,4151	0,1962	0,1189	0,6878	0,3846	0,2598
	1993	938.060	200,32	0,9433	0,5262	0,5014	0,2988	0,1072	0,0543	0,5924	0,2854	0,1701
	1995	961.630	242,28	1,0315	0,6119	0,6842	0,3151	0,1257	0,0680	0,6089	0,3027	0,1875
	1996	903.285	268,06	1,0551	0,6065	0,6764	0,2986	0,1125	0,0591	0,5608	0,2735	0,1688
	1997	1.034.943	243,44	1,0007	0,6135	0,6815	0,3161	0,1141	0,0582	0,6272	0,3023	0,1810
TO	1998	1.069.281	262,65	1,0038	0,6027	0,6568	0,2678	0,0967	0,0484	0,5682	0,2678	0,1587
	1999	1.091.830	231,89	0,9616	0,5497	0,5437	0,2590	0,0967	0,0505	0,5608	0,2596	0,1539
	2001	1.167.639	288,90	1,0398	0,5946	0,6544	0,2252	0,0893	0,0496	0,5073	0,2332	0,1400
	2002	1.195.894	260,24	0,9590	0,5575	0,5554	0,2153	0,0722	0,0367	0,5439	0,2287	0,1275
	2003	1.208.576	270,98	0,9917	0,5582	0,5631	0,2178	0,0752	0,0388	0,5271	0,2285	0,1299
	2004	1.232.897	297,18	0,9931	0,5477	0,5452	0,1852	0,0627	0,0324	0,4522	0,1928	0,1086

(1) Calculadas para os domicílios com rendimento domiciliar não-nulo (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorados) expressos em reais de maio-junho de 2005.

(2) Adotando a linha de pobreza de R\$ 75,00.

(3) Adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00.

ANEXO III

Distribuição do rendimento domiciliar per capita(1): Decomposição das mudanças relativas na proporção de pobres (H), no índice de insuficiência de renda (HI) e na medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) entre Componente-crescimento (C) e Componente-distribuição (D) para a linha de pobreza de R\$ 75,00. Unidades da Federação no Brasil (UF), 1992 a 2004.

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	-0,01273	0,16769	-0,18042	-0,44085	0,18015	-0,62100	-0,83872	0,19022	-1,02894
	1993/1995	-0,48070	-0,58942	0,10872	-0,27174	-0,79411	0,52237	-0,06069	-0,87330	0,81261
	1995/1996	0,14486	-0,26987	0,41473	-0,09018	-0,20386	0,11368	-0,11471	-0,20007	0,08535
	1996/1997	0,26961	0,23653	0,03308	0,46181	0,24545	0,21636	0,48097	0,22792	0,25305
	1997/1998	-0,11623	-0,01795	-0,09828	-0,08355	-0,03331	-0,05024	-0,12346	-0,03585	-0,08762
AC	1998/1999	0,14186	0,05520	0,08666	0,19396	0,05296	0,14100	0,24299	0,06292	0,18008
	1999/2001	-0,06413	0,00532	-0,06945	-0,13044	0,03029	-0,16073	-0,13375	0,03320	-0,16695
	2001/2002	-0,04147	0,04846	-0,08994	-0,11284	0,05763	-0,17047	-0,13598	0,05895	-0,19493
	2002/2003	0,18484	0,26908	-0,08424	0,41999	0,32568	0,09431	0,57673	0,32793	0,24880
	2003/2004	-0,17937	-0,03415	-0,14522	-0,37416	-0,03915	-0,33501	-0,51986	-0,04061	-0,47926
	1992/1993	0,29019	0,09528	0,19491	0,29519	0,09386	0,20133	0,30553	0,10385	0,20168
	1993/1995	-0,38324	-0,43714	0,05391	-0,56178	-0,53770	-0,02408	-0,68757	-0,60945	-0,07812
	1995/1996	0,12986	0,10730	0,02257	0,12310	0,11162	0,01147	0,17577	0,12015	0,05563
	1996/1997	-0,17026	-0,07232	-0,09794	-0,16257	-0,06700	-0,09557	-0,18348	-0,07059	-0,11289
	1997/1998	0,06440	0,05391	0,01049	0,12473	0,09404	0,03070	0,08904	0,10643	-0,01739
AL	1998/1999	0,08600	0,14325	-0,05726	0,03647	0,19214	-0,15567	0,01036	0,23463	-0,22427
	1999/2001	0,02531	0,04430	-0,01899	0,11628	0,05746	0,05881	0,23690	0,06477	0,17213
	2001/2002	-0,00201	0,00509	-0,00710	-0,03284	0,01630	-0,04914	-0,06837	0,01758	-0,08595
	2002/2003	0,05176	0,01574	0,03602	0,06502	0,03125	0,03377	0,06797	0,03475	0,03322
	2003/2004	-0,09092	0,03993	-0,13085	-0,05465	0,06428	-0,11893	-0,02110	0,07062	-0,09173
	1992/1993	0,08855	-0,70312	0,79167	0,08684	-0,93750	1,02435	-0,02559	-1,16196	1,13638
	1993/1995	-0,43722	0,16645	-0,60367	-0,77903	0,12822	-0,90725	-0,98635	0,13916	-1,12551
	1995/1996	-0,45569	0,00000	-0,45569	-0,21576	-0,02571	-0,19005	-0,04549	-0,02989	-0,01560
	1996/1997	0,71721	0,11369	0,60352	0,95251	0,22817	0,72435	1,10722	0,27985	0,82737
	1997/1998	-0,06608	0,05516	-0,12124	-0,05310	0,04924	-0,10234	-0,02456	0,06190	-0,08646
AP	1998/1999	0,20965	0,09873	0,11092	-0,05471	0,06592	-0,12063	-0,16636	0,07603	-0,24239
	1999/2001	-1,44683	-0,63534	-0,81148	-1,15852	-0,44941	-0,70911	-1,02111	-0,46032	-0,56079
	2001/2002	1,25047	0,65347	0,59700	0,89062	0,49780	0,39283	0,61150	0,51495	0,09655
	2002/2003	0,15501	-0,07426	0,22927	0,32198	-0,16041	0,48240	0,46328	-0,18377	0,64705
	2003/2004	-0,05924	0,26561	-0,32485	-0,10342	0,31017	-0,41359	-0,05451	0,34211	-0,39663
	1992/1993	-0,12804	0,00189	-0,12992	-0,32130	0,01509	-0,33639	-0,47892	0,01720	-0,49613
	1993/1995	-0,35210	-0,65206	0,29996	-0,43987	-0,82557	0,38571	-0,44542	-0,92128	0,47586
	1995/1996	-0,21045	0,10421	-0,31466	-0,24470	0,09383	-0,33853	-0,28128	0,10177	-0,38305
	1996/1997	0,21058	-0,04698	0,25756	0,30760	-0,02192	0,32951	0,30720	-0,02575	0,33295
	1997/1998	0,23022	0,25990	-0,02968	0,23948	0,35768	-0,11820	0,20863	0,44190	-0,23328
AM	1998/1999	-0,15442	0,18309	-0,33750	-0,17922	0,19940	-0,37862	-0,11362	0,22963	-0,34325
	1999/2001	0,09060	-0,18982	0,28042	0,12509	-0,26129	0,38638	0,17265	-0,28759	0,46024
	2001/2002	0,04971	0,10536	-0,05565	0,11868	0,12827	-0,00959	0,15575	0,13760	0,01815
	2002/2003	-0,03128	0,06784	-0,09912	-0,09479	0,09508	-0,18987	-0,14209	0,10373	-0,24581
	2003/2004	-0,39058	-0,15549	-0,23510	-0,41267	-0,20496	-0,20771	-0,39058	-0,21400	-0,17657

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,06611	-0,09286	0,15897	0,10590	-0,11791	0,22381	0,13594	-0,13632	0,27226
	1993/1995	-0,24073	-0,09225	-0,14848	-0,38699	-0,13898	-0,24801	-0,50422	-0,16269	-0,34153
	1995/1996	0,08030	-0,02740	0,10769	0,12408	-0,07342	0,19750	0,17834	-0,08487	0,26320
	1996/1997	-0,06361	0,00656	-0,07017	-0,14713	0,01508	-0,16220	-0,21502	0,01713	-0,23214
	1997/1998	-0,12005	0,01152	-0,13157	-0,05755	0,01795	-0,07550	-0,03199	0,02096	-0,05295
BA	1998/1999	0,03568	0,07311	-0,03743	-0,00167	0,05713	-0,05880	-0,00340	0,06547	-0,06886
	1999/2001	0,01760	-0,04044	0,05805	0,05730	-0,03092	0,08822	0,10146	-0,03480	0,13626
	2001/2002	-0,01494	-0,00564	-0,00930	-0,03229	-0,00703	-0,02525	-0,04692	-0,00771	-0,03921
	2002/2003	0,03885	0,03590	0,00295	0,04878	0,05541	-0,00663	0,07195	0,06057	0,01138
	2003/2004	-0,20929	-0,04036	-0,16893	-0,27481	-0,04840	-0,22641	-0,30369	-0,05068	-0,25301
	1992/1993	-0,04613	-0,08298	0,03686	-0,03268	-0,09696	0,06428	0,00803	-0,10718	0,11521
	1993/1995	-0,23730	-0,23395	-0,00334	-0,42719	-0,28634	-0,14085	-0,58376	-0,31426	-0,26950
	1995/1996	0,09692	0,03861	0,05831	0,14200	0,03771	0,10429	0,19695	0,04190	0,15505
	1996/1997	-0,02654	-0,01904	-0,00750	-0,01651	-0,01059	-0,00592	-0,00702	-0,01146	0,00444
	1997/1998	-0,09056	-0,09123	0,00067	-0,13956	-0,07435	-0,06521	-0,24100	-0,08284	-0,15816
CE	1998/1999	0,03203	0,10734	-0,07531	0,04777	0,10714	-0,05937	0,13176	0,12110	0,01066
	1999/2001	-0,06067	-0,08723	0,02656	-0,07356	-0,10428	0,03072	-0,08080	-0,11184	0,03104
	2001/2002	-0,09969	0,02049	-0,12018	-0,12742	0,02820	-0,15562	-0,14902	0,02943	-0,17846
	2002/2003	0,05498	0,12673	-0,07176	0,04640	0,13037	-0,08397	0,05454	0,13573	-0,08119
	2003/2004	-0,06320	-0,09913	0,03593	-0,13933	-0,10497	-0,03435	-0,21723	-0,11055	-0,10668
	1992/1993	0,01524	-0,45498	0,47022	0,17865	-0,44120	0,61984	0,26581	-0,41701	0,68282
	1993/1995	-0,59988	-0,34057	-0,25931	-0,80796	-0,41182	-0,39613	-0,97262	-0,42643	-0,54619
	1995/1996	0,21598	0,07454	0,14144	0,11858	0,09280	0,02578	0,09003	0,09346	-0,00343
	1996/1997	-0,24594	-0,32504	0,07910	-0,18035	-0,29877	0,11842	-0,20926	-0,32183	0,11257
	1997/1998	0,15255	-0,07326	0,22581	0,25767	-0,06959	0,32726	0,27411	-0,07349	0,34760
DF	1998/1999	0,40158	0,22842	0,17315	0,41290	0,23295	0,17995	0,55332	0,25560	0,29773
	1999/2001	-0,12432	0,02455	-0,14887	0,02174	0,05824	-0,03650	0,18465	0,05343	0,13123
	2001/2002	-0,03642	-0,18567	0,14926	-0,07298	-0,13853	0,06555	-0,26054	-0,13626	-0,12428
	2002/2003	0,24933	0,18965	0,05968	0,16067	0,18205	-0,02137	0,12440	0,20233	-0,07792
	2003/2004	-0,17483	-0,02339	-0,15144	-0,03823	-0,03025	-0,00799	0,11891	-0,03174	0,15065
	1992/1993	0,00649	-0,13105	0,13754	0,08470	-0,13798	0,22268	0,17497	-0,13124	0,30621
	1993/1995	-0,40453	-0,40813	0,00361	-0,54814	-0,43978	-0,10835	-0,69859	-0,43743	-0,26117
	1995/1996	0,02186	0,06894	-0,04708	-0,21332	0,06374	-0,27707	-0,45454	0,07172	-0,52625
	1996/1997	-0,08501	-0,01975	-0,06526	0,20682	-0,00764	0,21446	0,43169	-0,00896	0,44065
	1997/1998	0,06056	-0,04390	0,10446	0,01308	-0,04062	0,05370	-0,02909	-0,04590	0,01681
ES	1998/1999	-0,19174	-0,00732	-0,18442	-0,24435	-0,02010	-0,22425	-0,26080	-0,02293	-0,23787
	1999/2001	0,21005	0,01952	0,19053	0,17393	0,02721	0,14672	0,21963	0,02830	0,19133
	2001/2002	-0,37887	-0,17824	-0,20064	-0,36677	-0,14540	-0,22138	-0,37747	-0,14038	-0,23709
	2002/2003	0,18479	0,17527	0,00952	0,22380	0,20530	0,01851	0,29573	0,18817	0,10756
	2003/2004	-0,22230	-0,10074	-0,12156	-0,35425	-0,16120	-0,19305	-0,39983	-0,14194	-0,25789
	1992/1993	0,03801	-0,09243	0,13044	-0,08429	-0,10733	0,02305	-0,20789	-0,11249	-0,09540
	1993/1995	-0,16079	0,00000	-0,16079	-0,14456	-0,00057	-0,14398	-0,13544	-0,00063	-0,13481
	1995/1996	-0,15104	-0,24173	0,09069	-0,31854	-0,28679	-0,03175	-0,36942	-0,30293	-0,06650
	1996/1997	-0,11640	0,04469	-0,16109	-0,09801	0,10976	-0,20777	-0,11349	0,10745	-0,22094
	1997/1998	-0,19861	-0,29590	0,09729	-0,18172	-0,23515	0,05343	-0,22137	-0,24125	0,01988
GO	1998/1999	0,23272	0,25354	-0,02082	0,31084	0,23122	0,07962	0,43147	0,23523	0,19624
	1999/2001	0,00479	-0,09150	0,09629	-0,00549	-0,08126	0,07577	0,01169	-0,08211	0,09380
	2001/2002	-0,15946	-0,03070	-0,12877	-0,18423	-0,06396	-0,12027	-0,15659	-0,05792	-0,09868
	2002/2003	0,11132	0,11576	-0,00444	0,18657	0,16828	0,01829	0,19483	0,15322	0,04161
	2003/2004	-0,45876	-0,20959	-0,24917	-0,64193	-0,24046	-0,40146	-0,75937	-0,22058	-0,53880

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,25746	0,01097	0,24650	0,32183	0,01188	0,30995	0,36716	0,01380	0,35337
	1993/1995	-0,20128	-0,12793	-0,07336	-0,32864	-0,17455	-0,15409	-0,41639	-0,20134	-0,21506
	1995/1996	-0,05853	-0,12439	0,06586	-0,11136	-0,16278	0,05142	-0,15181	-0,18639	0,03458
	1996/1997	0,16549	0,12278	0,04271	0,27135	0,15069	0,12066	0,37159	0,16882	0,20277
	1997/1998	-0,12801	-0,09734	-0,03067	-0,21560	-0,12516	-0,09045	-0,31814	-0,14046	-0,17767
MA	1998/1999	-0,08480	0,00118	-0,08598	-0,20942	0,00604	-0,21546	-0,30778	0,00721	-0,31499
	1999/2001	-0,06856	-0,06097	-0,00759	-0,03037	-0,08121	0,05084	0,02077	-0,09469	0,11545
	2001/2002	-0,06139	-0,01120	-0,05019	-0,11130	-0,01239	-0,09890	-0,12218	-0,01374	-0,10844
	2002/2003	0,06801	0,03079	0,03722	0,15033	0,03672	0,11361	0,21713	0,03947	0,17766
	2003/2004	0,02461	-0,09393	0,11854	0,06063	-0,13643	0,19706	0,08203	-0,14634	0,22836
	1992/1993	-0,34635	-0,53510	0,18875	-0,50135	-0,62878	0,12743	-0,62491	-0,66444	0,03953
	1993/1995	-0,13831	-0,09278	-0,04552	-0,02535	-0,09808	0,07273	0,06331	-0,10863	0,17194
	1995/1996	0,11927	-0,03859	0,15787	0,04500	-0,10133	0,14634	-0,02384	-0,11339	0,08955
	1996/1997	-0,18803	-0,27957	0,09153	-0,08499	-0,29287	0,20788	0,03588	-0,32814	0,36402
	1997/1998	-0,21105	0,07873	-0,28978	-0,32041	0,09252	-0,41293	-0,44794	0,10262	-0,55056
MT	1998/1999	0,09862	0,23983	-0,14121	0,01207	0,27733	-0,26526	-0,06336	0,30955	-0,37291
	1999/2001	0,03695	-0,15132	0,18827	0,13751	-0,20694	0,34445	0,27232	-0,23695	0,50926
	2001/2002	-0,05742	-0,01425	-0,04317	-0,03675	-0,05853	0,02178	-0,03690	-0,06082	0,02393
	2002/2003	0,13690	0,23025	-0,09336	0,03730	0,29840	-0,26110	-0,03434	0,31440	-0,34874
	2003/2004	-0,44159	-0,23040	-0,21119	-0,49345	-0,29156	-0,20189	-0,48765	-0,28358	-0,20406
	1992/1993	-0,14616	-0,00959	-0,13657	-0,14413	-0,02326	-0,12087	-0,23404	-0,02345	-0,21060
	1993/1995	-0,42973	-0,32838	-0,10135	-0,33097	-0,36000	0,02903	-0,24957	-0,38121	0,13164
	1995/1996	0,05150	-0,10515	0,15665	-0,05300	-0,14445	0,09145	-0,10197	-0,15089	0,04892
	1996/1997	0,00727	0,00360	0,00367	0,04925	0,04419	0,00506	0,03070	0,04768	-0,01698
	1997/1998	-0,20413	0,02112	-0,22524	-0,29388	0,04412	-0,33801	-0,23499	0,04406	-0,27905
MS	1998/1999	0,34262	0,10324	0,23937	0,32790	0,08466	0,24323	0,26666	0,08065	0,18601
	1999/2001	-0,15182	-0,12740	-0,02442	-0,13976	-0,17656	0,03680	-0,15150	-0,18754	0,03603
	2001/2002	-0,29499	-0,06096	-0,23402	-0,18892	-0,09885	-0,09008	-0,17197	-0,10339	-0,06858
	2002/2003	0,04449	0,23757	-0,19308	-0,08521	0,21153	-0,29674	-0,06036	0,20643	-0,26679
	2003/2004	-0,09813	-0,00391	-0,09422	0,16420	-0,00629	0,17049	0,30849	-0,00597	0,31446
	1992/1993	-0,00654	-0,03943	0,03290	-0,06034	-0,07346	0,01311	-0,05970	-0,08016	0,02046
	1993/1995	-0,36324	-0,41017	0,04693	-0,39559	-0,44084	0,04525	-0,43984	-0,46486	0,02502
	1995/1996	0,01925	0,05780	-0,03854	-0,01436	0,06566	-0,08001	-0,01118	0,07137	-0,08254
	1996/1997	-0,05074	-0,08629	0,03555	-0,01535	-0,10824	0,09289	-0,01545	-0,11683	0,10138
	1997/1998	-0,07236	0,05986	-0,13222	-0,08141	0,10469	-0,18610	-0,12372	0,11627	-0,24000
MG	1998/1999	0,04145	0,08351	-0,04206	-0,00544	0,03500	-0,04044	-0,00432	0,03820	-0,04253
	1999/2001	-0,04246	-0,06892	0,02646	-0,00457	-0,05235	0,04778	0,05710	-0,05652	0,11361
	2001/2002	-0,07013	-0,02388	-0,04625	-0,14136	-0,04164	-0,09972	-0,19294	-0,04210	-0,15085
	2002/2003	0,02047	0,10629	-0,08582	0,04853	0,12373	-0,07520	0,08488	0,12367	-0,03879
	2003/2004	-0,22947	-0,10251	-0,12696	-0,26713	-0,10455	-0,16258	-0,24733	-0,09802	-0,14931
	1992/1993	-0,16894	-0,24548	0,07654	-0,22731	-0,32829	0,10098	-0,26793	-0,36378	0,09585
	1993/1995	-0,38575	-0,15827	-0,22747	-0,54310	-0,20232	-0,34078	-0,64824	-0,21943	-0,42881
	1995/1996	0,31592	0,19552	0,12040	0,43961	0,16707	0,27254	0,57421	0,17683	0,39738
	1996/1997	-0,06975	-0,07048	0,00073	-0,09109	-0,06455	-0,02654	-0,13696	-0,06808	-0,06889
	1997/1998	-0,12831	-0,04811	-0,08020	-0,15316	-0,04572	-0,10744	-0,15264	-0,04651	-0,10613
PA	1998/1999	0,08255	0,10631	-0,02376	0,15970	0,09527	0,06443	0,16555	0,10253	0,06302
	1999/2001	-0,07101	-0,00976	-0,06124	-0,18289	-0,02404	-0,15885	-0,25740	-0,02675	-0,23065
	2001/2002	-0,02416	-0,06685	0,04269	-0,01848	-0,08794	0,06946	0,00814	-0,09634	0,10448
	2002/2003	0,06700	0,36160	-0,29460	0,11477	0,38620	-0,27143	0,17960	0,40188	-0,22228
	2003/2004	-0,34241	-0,28963	-0,05278	-0,35386	-0,29933	-0,05453	-0,35930	-0,29765	-0,06164

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,00042	-0,16809	0,16851	-0,00326	-0,20561	0,20236	-0,02774	-0,22922	0,20148
	1993/1995	-0,43972	-0,27585	-0,16387	-0,62009	-0,33052	-0,28957	-0,73184	-0,36864	-0,36320
	1995/1996	0,08048	0,11091	-0,03042	0,06660	0,12382	-0,05722	0,08024	0,13564	-0,05540
	1996/1997	0,04676	-0,12881	0,17557	0,08986	-0,15799	0,24785	0,11700	-0,17085	0,28785
	1997/1998	-0,14334	-0,13738	-0,00596	-0,23875	-0,14463	-0,09413	-0,39241	-0,16093	-0,23149
PB	1998/1999	0,08750	-0,09025	0,17775	0,11666	-0,11957	0,23623	0,18002	-0,14301	0,32303
	1999/2001	0,01315	0,42013	-0,40698	-0,05222	0,49535	-0,54757	-0,06410	0,55001	-0,61411
	2001/2002	-0,14040	-0,14860	0,00819	-0,17126	-0,16384	-0,00742	-0,22179	-0,17793	-0,04386
	2002/2003	0,00719	0,11764	-0,11044	0,07574	0,14480	-0,06907	0,13825	0,16152	-0,02326
	2003/2004	0,01174	-0,11288	0,12462	-0,08997	-0,13497	0,04499	-0,11722	-0,14110	0,02388
	1992/1993	-0,29138	-0,35202	0,06064	-0,55606	-0,36936	-0,18670	-0,76020	-0,35855	-0,40164
	1993/1995	-0,06639	-0,32222	0,25583	0,03808	-0,37350	0,41158	0,05496	-0,38404	0,43901
	1995/1996	-0,11876	-0,02825	-0,09051	-0,22353	-0,07674	-0,14679	-0,25078	-0,08132	-0,16947
	1996/1997	-0,07829	0,02868	-0,10697	-0,09176	0,08148	-0,17324	-0,08837	0,08138	-0,16975
	1997/1998	0,00471	0,01082	-0,00611	0,16106	0,00905	0,15202	0,17273	0,00978	0,16295
PR	1998/1999	0,12446	0,07201	0,05245	0,08620	0,02838	0,05782	0,16649	0,03019	0,13630
	1999/2001	-0,13805	-0,08603	-0,05202	-0,08431	-0,06972	-0,01460	-0,07152	-0,07249	0,00097
	2001/2002	-0,20263	-0,00465	-0,19798	-0,40552	-0,00744	-0,39808	-0,54007	-0,00748	-0,53259
	2002/2003	0,03970	0,04834	-0,00865	0,01507	0,04897	-0,03390	0,04268	0,04759	-0,00491
	2003/2004	-0,25315	-0,20261	-0,05054	-0,09728	-0,20354	0,10626	0,00031	-0,19164	0,19195
	1992/1993	0,06342	-0,05614	0,11956	0,07780	-0,06225	0,14005	0,09090	-0,06988	0,16078
	1993/1995	-0,43871	-0,23522	-0,20349	-0,72407	-0,30067	-0,42340	-0,91372	-0,32751	-0,58620
	1995/1996	0,16982	-0,03146	0,20128	0,18010	-0,06272	0,24282	0,22871	-0,06499	0,29370
	1996/1997	-0,00862	0,02367	-0,03229	0,01217	0,07461	-0,06244	-0,03538	0,07843	-0,11381
	1997/1998	-0,13267	-0,15696	0,02429	-0,12503	-0,14068	0,01565	-0,12913	-0,15722	0,02809
PE	1998/1999	0,13591	0,11158	0,02433	0,19715	0,09653	0,10062	0,27700	0,10641	0,17059
	1999/2001	0,01275	-0,06027	0,07301	0,02016	-0,05810	0,07826	0,02577	-0,06396	0,08973
	2001/2002	-0,05060	0,00108	-0,05168	-0,07319	0,00278	-0,07597	-0,09454	0,00298	-0,09751
	2002/2003	0,11762	0,22966	-0,11205	0,16629	0,22503	-0,05874	0,23150	0,23629	-0,00480
	2003/2004	-0,12107	-0,19473	0,07367	-0,18357	-0,21731	0,03374	-0,23579	-0,22495	-0,01083
	1992/1993	-0,07724	-0,10618	0,02894	-0,15069	-0,12944	-0,02125	-0,20502	-0,14758	-0,05743
	1993/1995	-0,22402	-0,10303	-0,12099	-0,30731	-0,14305	-0,16426	-0,30932	-0,15588	-0,15344
	1995/1996	0,04394	-0,02286	0,06680	-0,05154	-0,02920	-0,02234	-0,13752	-0,03017	-0,10735
	1996/1997	0,08644	-0,02259	0,10903	0,16089	-0,01382	0,17471	0,20747	-0,01496	0,22243
	1997/1998	-0,11296	-0,04162	-0,07134	-0,14628	-0,04073	-0,10554	-0,21611	-0,04555	-0,17055
PI	1998/1999	0,00469	0,02078	-0,01609	-0,00077	0,00767	-0,00844	0,05294	0,00858	0,04436
	1999/2001	-0,11181	-0,11643	0,00461	-0,11808	-0,15887	0,04079	-0,12625	-0,17085	0,04460
	2001/2002	0,01582	-0,07150	0,08732	-0,01041	-0,07677	0,06635	-0,01618	-0,07946	0,06328
	2002/2003	0,04439	0,08193	-0,03755	0,12124	0,11846	0,00278	0,13706	0,12769	0,00938
	2003/2004	-0,17736	-0,06869	-0,10867	-0,31964	-0,09237	-0,22727	-0,38366	-0,09937	-0,28429
	1992/1993	0,29873	0,16217	0,13656	0,33846	0,16905	0,16941	0,37437	0,17379	0,20059
	1993/1995	-0,54063	-0,66164	0,12101	-0,55706	-0,66026	0,10320	-0,61716	-0,68260	0,06544
	1995/1996	0,05928	-0,05620	0,11548	-0,05402	-0,15688	0,10287	-0,03830	-0,15986	0,12156
	1996/1997	-0,16248	0,13966	-0,30214	-0,14077	0,12969	-0,27046	-0,21338	0,12989	-0,34327
	1997/1998	-0,11429	-0,22636	0,11207	0,01514	-0,12702	0,14217	0,09343	-0,12907	0,22251
RJ	1998/1999	0,21675	0,27653	-0,05978	-0,04824	0,20906	-0,25730	-0,16158	0,21976	-0,38134
	1999/2001	0,06987	-0,11114	0,18102	0,21842	-0,06712	0,28553	0,28244	-0,06930	0,35174
	2001/2002	-0,28025	0,03676	-0,31700	-0,24080	0,04957	-0,29037	-0,18177	0,05078	-0,23255
	2002/2003	0,22734	0,04821	0,17913	0,21011	0,07808	0,13203	0,14572	0,08182	0,06390
	2003/2004	-0,17793	-0,05482	-0,12310	-0,12084	-0,06304	-0,05779	-0,05656	-0,06726	0,01070

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	-0,02501	0,07026	-0,09527	-0,09902	0,08915	-0,18817	-0,17272	0,10153	-0,27425
	1993/1995	-0,38834	-0,48847	0,10013	-0,56323	-0,59690	0,03367	-0,65252	-0,66090	0,00838
	1995/1996	0,17927	-0,00458	0,18384	0,14792	-0,01752	0,16544	0,11989	-0,01861	0,13849
	1996/1997	-0,14840	-0,03153	-0,11687	-0,13390	-0,00640	-0,12750	-0,10902	-0,00690	-0,10212
	1997/1998	-0,08590	-0,05887	-0,02702	-0,14229	-0,06692	-0,07537	-0,25241	-0,07186	-0,18056
RN	1998/1999	0,12998	0,10750	0,02248	0,31193	0,09985	0,21208	0,50487	0,11208	0,39279
	1999/2001	-0,03524	0,01806	-0,05329	-0,08841	0,01230	-0,10070	-0,06434	0,01226	-0,07660
	2001/2002	-0,08084	-0,02823	-0,05261	0,02645	-0,01446	0,04091	0,05712	-0,01415	0,07126
	2002/2003	0,05405	0,13053	-0,07648	0,02015	0,17134	-0,15120	-0,02419	0,18031	-0,20451
	2003/2004	-0,10284	-0,14842	0,04558	-0,11085	-0,15394	0,04309	-0,12213	-0,16371	0,04158
	1992/1993	0,10126	-0,08491	0,18618	0,00610	-0,09043	0,09653	-0,12562	-0,09357	-0,03205
	1993/1995	-0,18576	-0,24970	0,06394	-0,19929	-0,28056	0,08128	-0,23250	-0,30747	0,07497
	1995/1996	0,22403	-0,02512	0,24915	0,32194	-0,04035	0,36229	0,44213	-0,04386	0,48599
	1996/1997	-0,06596	0,03576	-0,10172	-0,17164	0,08335	-0,25498	-0,20340	0,08289	-0,28630
	1997/1998	-0,16712	-0,21958	0,05246	-0,05337	-0,12168	0,06832	-0,02327	-0,11505	0,09178
RS	1998/1999	0,22619	0,14858	0,07761	0,21134	0,06809	0,14326	0,22606	0,06772	0,15834
	1999/2001	-0,15587	-0,00097	-0,15490	-0,21547	-0,00811	-0,20736	-0,26226	-0,00811	-0,25415
	2001/2002	-0,04391	0,02129	-0,06520	-0,02132	0,02805	-0,04937	-0,04459	0,02923	-0,07382
	2002/2003	0,03097	0,03897	-0,00800	0,10357	0,02915	0,07442	0,24426	0,02951	0,21476
	2003/2004	-0,14331	-0,06310	-0,08021	-0,18098	-0,06334	-0,11764	-0,23006	-0,05985	-0,17020
	1992/1993	-0,34889	-0,04272	-0,30617	-0,36200	-0,05725	-0,30475	-0,38324	-0,06471	-0,31853
	1993/1995	-0,10274	-0,66061	0,55787	-0,20569	-0,79437	0,58868	-0,27243	-0,87398	0,60155
	1995/1996	-0,03086	0,37027	-0,40114	0,03718	0,34278	-0,30560	0,09179	0,38969	-0,29790
	1996/1997	0,02521	-0,18862	0,21384	-0,17792	-0,21733	0,03941	-0,38533	-0,26788	-0,11745
	1997/1998	-0,31727	-0,28339	-0,03387	-0,37266	-0,30479	-0,06787	-0,41494	-0,35485	-0,06008
RO	1998/1999	0,26219	0,26371	-0,00153	0,42952	0,28589	0,14363	0,64012	0,30427	0,33586
	1999/2001	0,30627	0,53753	-0,23126	-0,02439	0,55928	-0,58367	-0,28627	0,61458	-0,90085
	2001/2002	-0,15568	-0,17598	0,02030	0,15534	-0,20582	0,36116	0,33704	-0,22711	0,56414
	2002/2003	-0,11609	0,25736	-0,37345	-0,09038	0,30332	-0,39370	0,03130	0,33010	-0,29880
	2003/2004	-0,53875	-0,44022	-0,09853	-0,55031	-0,40293	-0,14739	-0,57974	-0,38599	-0,19375
	1992/1993	0,63590	-0,43539	1,07129	0,54449	-0,39766	0,94215	0,59614	-0,42280	1,01894
	1993/1995	-1,28741	0,10707	-1,39448	-1,73715	0,03611	-1,77326	-2,20947	0,04327	-2,25274
	1995/1996	1,45788	-0,15524	1,61311	1,40464	-0,15604	1,56068	1,77810	-0,16591	1,94400
	1996/1997	-0,81037	0,67557	-1,48594	-1,04449	1,16835	-2,21284	-1,70134	1,53230	-3,23364
	1997/1998	0,87520	-0,12312	0,99832	1,22843	-0,21307	1,44149	1,77896	-0,26695	2,04591
RR	1998/1999	-0,61279	-0,03456	-0,57823	-0,40968	-0,11086	-0,29882	-0,38888	-0,10876	-0,28012
	1999/2001	0,65859	0,48210	0,17649	0,57555	0,48362	0,09193	0,52315	0,49590	0,02726
	2001/2002	0,34960	0,29527	0,05434	0,19373	0,29918	-0,10544	0,09416	0,34755	-0,25339
	2002/2003	-0,24061	-0,10569	-0,13493	0,07669	-0,11912	0,19581	0,41142	-0,12878	0,54020
	2003/2004	0,59147	0,42662	0,16485	0,49867	0,30265	0,19602	0,45290	0,26473	0,18817
	1992/1993	-0,17551	0,09324	-0,26875	-0,27870	0,04577	-0,32447	-0,37182	0,04789	-0,41971
	1993/1995	-0,12247	-0,39093	0,26846	-0,06992	-0,46526	0,39534	-0,02336	-0,49060	0,46724
	1995/1996	0,07699	0,05594	0,02105	0,06019	0,06921	-0,00902	0,10657	0,07138	0,03518
	1996/1997	-0,14884	-0,06523	-0,08361	-0,20887	-0,07664	-0,13223	-0,21866	-0,07264	-0,14602
	1997/1998	0,15735	0,00804	0,14931	0,30982	0,00536	0,30446	0,37962	0,00496	0,37465
SC	1998/1999	-0,05656	0,13981	-0,19637	-0,13963	0,14331	-0,28293	-0,26650	0,15157	-0,41807
	1999/2001	-0,41548	-0,16711	-0,24836	-0,54879	-0,22175	-0,32704	-0,60013	-0,24343	-0,35669
	2001/2002	-0,23160	0,03634	-0,26794	-0,19383	0,10860	-0,30243	-0,20698	0,11194	-0,31892
	2002/2003	0,03965	-0,05653	0,09618	-0,04791	-0,12618	0,07827	-0,00447	-0,12159	0,11712
	2003/2004	-0,18609	0,01430	-0,20039	-0,09351	0,03191	-0,12542	-0,05664	0,02929	-0,08594

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	-0,00700	-0,09337	0,08637	-0,06991	-0,11075	0,04084	-0,14056	-0,10581	-0,03475
	1993/1995	-0,60047	-0,66383	0,06336	-0,55499	-0,64386	0,08888	-0,52764	-0,59609	0,06845
	1995/1996	0,01713	-0,01194	0,02906	-0,07922	-0,05132	-0,02790	-0,09568	-0,04900	-0,04668
	1996/1997	0,03153	-0,05656	0,08808	-0,04587	-0,01010	-0,03577	-0,08263	-0,00930	-0,07333
	1997/1998	-0,10053	0,01274	-0,11327	0,08399	0,01857	0,06542	0,21100	0,01636	0,19464
SP	1998/1999	0,26153	0,22583	0,03570	0,07173	0,21846	-0,14674	-0,15818	0,20878	-0,36696
	1999/2001	0,16881	-0,07266	0,24147	0,34015	-0,04924	0,38939	0,52486	-0,04972	0,57458
	2001/2002	-0,08273	0,02579	-0,10852	-0,07097	0,04314	-0,11411	-0,07110	0,04128	-0,11239
	2002/2003	0,23729	0,17196	0,06533	0,19636	0,18211	0,01426	0,13641	0,17747	-0,04105
	2003/2004	-0,18317	0,04295	-0,22612	-0,09820	0,05448	-0,15269	0,00095	0,05318	-0,05224
	1992/1993	-0,01212	-0,04992	0,03780	0,02832	-0,05462	0,08294	0,06970	-0,05923	0,12894
	1993/1995	-0,17746	-0,06152	-0,11594	-0,27166	-0,08204	-0,18963	-0,35620	-0,09006	-0,26614
	1995/1996	-0,06445	-0,17492	0,11047	-0,17012	-0,24347	0,07335	-0,22876	-0,26634	0,03757
	1996/1997	0,09570	0,01139	0,08431	0,26918	0,03449	0,23469	0,40411	0,03667	0,36744
	1997/1998	-0,18435	-0,12683	-0,05752	-0,19117	-0,14444	-0,04673	-0,25796	-0,16099	-0,09696
SE	1998/1999	0,15670	0,12025	0,03645	0,10589	0,09467	0,01122	0,15064	0,10590	0,04474
	1999/2001	-0,05931	0,16050	-0,21981	0,04225	0,19472	-0,15248	0,08714	0,20540	-0,11825
	2001/2002	-0,11787	-0,09413	-0,02375	-0,24326	-0,09112	-0,15214	-0,39567	-0,10305	-0,29262
	2002/2003	0,04854	-0,02027	0,06882	0,13220	-0,05172	0,18392	0,22831	-0,06066	0,28897
	2003/2004	-0,23306	-0,10143	-0,13163	-0,35629	-0,14029	-0,21600	-0,41065	-0,15114	-0,25952
	1992/1993	-0,32873	-0,15776	-0,17098	-0,60406	-0,21188	-0,39218	-0,78409	-0,24378	-0,54032
	1993/1995	0,05298	-0,24967	0,30264	0,15872	-0,31457	0,47328	0,22551	-0,34890	0,57442
	1995/1996	-0,05352	-0,11644	0,06292	-0,11115	-0,15643	0,04528	-0,13974	-0,17649	0,03675
	1996/1997	0,05693	0,11874	-0,06180	0,01438	0,16048	-0,14609	-0,01632	0,17911	-0,19543
	1997/1998	-0,16602	-0,12954	-0,03648	-0,16573	-0,13771	-0,02803	-0,18398	-0,14897	-0,03501
TO	1998/1999	-0,03317	0,19956	-0,23273	-0,00021	0,21591	-0,21611	0,04233	0,23939	-0,19706
	1999/2001	-0,14017	-0,30241	0,16224	-0,07906	-0,35856	0,27950	-0,01710	-0,38465	0,36754
	2001/2002	-0,04473	0,15511	-0,19984	-0,21204	0,18892	-0,40096	-0,30104	0,18244	-0,48348
	2002/2003	0,01136	-0,05526	0,06662	0,03951	-0,07925	0,11876	0,05372	-0,07698	0,13070
	2003/2004	-0,16204	-0,14790	-0,01413	-0,18078	-0,17646	-0,00432	-0,17978	-0,17294	-0,00684

(1) Calculadas para os domicílios com rendimento domiciliar não-nulo (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorados) expressos em reais de maio-junho de 2005.

ANEXO IV

Distribuição do rendimento domiciliar per capita(1): Decomposição das mudanças relativas na proporção de pobres (H), no índice de insuficiência de renda (HI) e na medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT) entre Componente-crescimento (C) e Componente-distribuição (D) para a linha de pobreza de R\$ 150,00. Unidades da Federação no Brasil (UF), 1992 a 2004.

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,13496	0,04905	0,08590	0,00285	0,09372	-0,09087	-0,14491	0,12241	-0,26732
	1993/1995	-0,32764	-0,32834	0,00070	-0,42103	-0,45717	0,03613	-0,39495	-0,56215	0,16720
	1995/1996	0,15663	-0,11628	0,27290	0,14432	-0,13807	0,28238	0,08396	-0,15369	0,23765
	1996/1997	-0,19658	0,09883	-0,29541	0,01063	0,13001	-0,11938	0,16029	0,16072	-0,00043
	1997/1998	0,05893	-0,02387	0,08279	-0,02766	-0,01848	-0,00918	-0,06954	-0,02217	-0,04737
AC	1998/1999	0,24671	0,01844	0,22827	0,22534	0,03669	0,18865	0,22345	0,04128	0,18217
	1999/2001	-0,05447	0,00688	-0,06136	-0,04915	0,02003	-0,06918	-0,07414	0,02368	-0,09782
	2001/2002	0,02455	0,03422	-0,00966	-0,00343	0,03567	-0,03910	-0,03179	0,04360	-0,07539
	2002/2003	0,06333	0,14964	-0,08631	0,12520	0,22214	-0,09694	0,21306	0,25453	-0,04147
	2003/2004	0,00783	-0,02007	0,02790	-0,08005	-0,02781	-0,05224	-0,17982	-0,03273	-0,14709
	1992/1993	0,10039	0,03539	0,06500	0,18293	0,05761	0,12532	0,23050	0,07229	0,15821
	1993/1995	-0,13771	-0,18623	0,04852	-0,28314	-0,31510	0,03196	-0,39493	-0,40666	0,01173
	1995/1996	0,01452	0,03339	-0,01888	0,05630	0,06491	-0,00861	0,08789	0,08287	0,00502
	1996/1997	-0,02611	-0,01293	-0,01318	-0,09719	-0,04027	-0,05691	-0,12969	-0,05035	-0,07934
	1997/1998	0,01582	0,02540	-0,00958	0,05546	0,05837	-0,00291	0,07561	0,07210	0,00350
AL	1998/1999	0,00837	0,06505	-0,05668	0,03772	0,11328	-0,07556	0,04547	0,14539	-0,09992
	1999/2001	0,03085	0,01092	0,01993	0,04763	0,03346	0,01416	0,07263	0,04228	0,03035
	2001/2002	0,01763	0,00422	0,01341	0,00545	0,00987	-0,00442	-0,00721	0,01236	-0,01957
	2002/2003	0,01383	0,01008	0,00374	0,04129	0,01857	0,02272	0,05198	0,02366	0,02832
	2003/2004	-0,01991	0,02383	-0,04374	-0,06306	0,04001	-0,10307	-0,06573	0,04944	-0,11517
	1992/1993	0,09650	-0,46247	0,55897	0,11355	-0,67389	0,78744	0,13231	-0,77478	0,90709
	1993/1995	-0,42669	0,02305	-0,44974	-0,47145	0,06873	-0,54018	-0,56600	0,08223	-0,64823
	1995/1996	-0,16048	0,00000	-0,16048	-0,21367	-0,01544	-0,19823	-0,25684	-0,01973	-0,23712
	1996/1997	0,41104	0,16407	0,24697	0,57145	0,18768	0,38376	0,72216	0,22365	0,49851
	1997/1998	-0,00187	0,02498	-0,02685	-0,07387	0,04307	-0,11694	-0,07776	0,05000	-0,12776
AP	1998/1999	-0,07701	0,04909	-0,12609	0,02925	0,04725	-0,01800	0,03115	0,05684	-0,02569
	1999/2001	-0,77783	-0,30028	-0,47754	-0,99010	-0,34899	-0,64111	-1,07703	-0,39199	-0,68504
	2001/2002	0,82329	0,36830	0,45499	0,89122	0,36983	0,52140	0,90376	0,40083	0,50293
	2002/2003	0,02744	-0,06959	0,09703	0,12322	-0,09797	0,22119	0,19365	-0,11685	0,31051
	2003/2004	0,05966	0,16060	-0,10093	-0,00601	0,21596	-0,22197	-0,03734	0,25533	-0,29267
	1992/1993	0,05637	0,00543	0,05094	-0,04577	0,00966	-0,05543	-0,13867	0,01161	-0,15028
	1993/1995	-0,35728	-0,38825	0,03097	-0,36305	-0,50373	0,14068	-0,38309	-0,60924	0,22614
	1995/1996	0,02565	0,05433	-0,02868	-0,10318	0,05775	-0,16093	-0,15768	0,06999	-0,22767
	1996/1997	0,09839	-0,01849	0,11687	0,17365	-0,01474	0,18839	0,21048	-0,01758	0,22806
	1997/1998	0,10756	0,14296	-0,03539	0,18820	0,21648	-0,02829	0,22051	0,26964	-0,04913
AM	1998/1999	0,01393	0,06695	-0,05302	-0,06437	0,11962	-0,18399	-0,11160	0,14878	-0,26039
	1999/2001	-0,05631	-0,10287	0,04655	-0,01135	-0,16895	0,15760	0,03861	-0,20429	0,24290
	2001/2002	0,01952	0,06101	-0,04150	0,03971	0,08167	-0,04196	0,06105	0,09783	-0,03678
	2002/2003	0,04391	0,04392	-0,00001	-0,00692	0,06301	-0,06994	-0,04175	0,07432	-0,11607
	2003/2004	-0,17742	-0,10471	-0,07271	-0,24763	-0,14071	-0,10692	-0,29863	-0,16359	-0,13504

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,03389	-0,04074	0,07463	0,05923	-0,07418	0,13341	0,07770	-0,09307	0,17077
	1993/1995	-0,10191	-0,04953	-0,05238	-0,21049	-0,08711	-0,12338	-0,28516	-0,10912	-0,17604
	1995/1996	-0,00763	-0,02637	0,01873	0,03012	-0,04557	0,07569	0,06607	-0,05604	0,12211
	1996/1997	-0,00047	0,00514	-0,00561	-0,02898	0,00902	-0,03800	-0,06986	0,01122	-0,08108
	1997/1998	-0,04451	0,00299	-0,04750	-0,05693	0,01103	-0,06796	-0,05977	0,01392	-0,07369
BA	1998/1999	0,02434	0,03166	-0,00731	0,01186	0,03641	-0,02456	0,00794	0,04494	-0,03700
	1999/2001	-0,01561	-0,01612	0,00051	0,00292	-0,01990	0,02282	0,02311	-0,02444	0,04755
	2001/2002	0,00250	-0,00433	0,00683	-0,00355	-0,00451	0,00096	-0,01422	-0,00552	-0,00870
	2002/2003	0,02824	0,01711	0,01113	0,02959	0,03591	-0,00632	0,03864	0,04389	-0,00525
	2003/2004	-0,08188	-0,01980	-0,06208	-0,15086	-0,03188	-0,11898	-0,19864	-0,03828	-0,16035
	1992/1993	-0,00489	-0,04849	0,04359	-0,01714	-0,06806	0,05092	-0,02130	-0,08146	0,06016
	1993/1995	-0,10625	-0,12021	0,01397	-0,21758	-0,19854	-0,01904	-0,30870	-0,23789	-0,07082
	1995/1996	0,02286	0,01686	0,00600	0,05365	0,02548	0,02818	0,08878	0,03064	0,05814
	1996/1997	-0,00755	-0,00678	-0,00077	-0,00745	-0,00727	-0,00018	-0,01068	-0,00865	-0,00203
	1997/1998	-0,04393	-0,04628	0,00235	-0,06103	-0,04916	-0,01187	-0,09527	-0,05935	-0,03592
CE	1998/1999	0,04681	0,05429	-0,00748	0,02657	0,07287	-0,04631	0,03726	0,08801	-0,05075
	1999/2001	-0,06130	-0,04667	-0,01463	-0,06596	-0,07357	0,00761	-0,07028	-0,08757	0,01730
	2001/2002	-0,01132	0,00779	-0,01911	-0,04678	0,01972	-0,06650	-0,07807	0,02340	-0,10147
	2002/2003	0,01645	0,06127	-0,04482	0,02212	0,09164	-0,06952	0,03511	0,10872	-0,07361
	2003/2004	-0,00211	-0,04474	0,04263	-0,04403	-0,07131	0,02728	-0,08384	-0,08477	0,00093
	1992/1993	-0,09184	-0,25953	0,16769	-0,03733	-0,32246	0,28513	0,01768	-0,36729	0,38496
	1993/1995	-0,44831	-0,22980	-0,21850	-0,52669	-0,30219	-0,22450	-0,61158	-0,34458	-0,26700
	1995/1996	0,11938	0,04270	0,07668	0,14374	0,05712	0,08662	0,15457	0,06901	0,08557
	1996/1997	-0,10294	-0,13654	0,03359	-0,22353	-0,20288	-0,02065	-0,24153	-0,23526	-0,00627
	1997/1998	0,06631	-0,05736	0,12368	0,13565	-0,04812	0,18377	0,17746	-0,05031	0,22777
DF	1998/1999	0,19174	0,12848	0,06326	0,30110	0,16794	0,13316	0,34658	0,18489	0,16169
	1999/2001	0,02310	0,02509	-0,00199	-0,01235	0,04290	-0,05525	-0,00984	0,04806	-0,05790
	2001/2002	-0,01861	-0,08431	0,06571	-0,00064	-0,10988	0,10923	-0,02282	-0,12359	0,10076
	2002/2003	0,11512	0,10439	0,01072	0,14032	0,12596	0,01437	0,16294	0,14728	0,01567
	2003/2004	-0,07064	-0,01321	-0,05743	-0,13434	-0,02272	-0,11162	-0,13198	-0,02502	-0,10695
	1992/1993	-0,03478	-0,07400	0,03922	-0,02527	-0,10831	0,08304	0,01422	-0,11973	0,13395
	1993/1995	-0,20369	-0,29883	0,09514	-0,31402	-0,36080	0,04678	-0,41441	-0,40035	-0,01406
	1995/1996	-0,03508	0,02280	-0,05788	-0,04631	0,04379	-0,09010	-0,08905	0,05098	-0,14003
	1996/1997	-0,02465	-0,00737	-0,01729	-0,00229	-0,00539	0,00309	0,04688	-0,00627	0,05314
	1997/1998	-0,03721	-0,03274	-0,00447	0,00380	-0,03217	0,03597	0,02062	-0,03593	0,05655
ES	1998/1999	0,00428	-0,00757	0,01185	-0,10251	-0,01585	-0,08666	-0,16331	-0,01781	-0,14550
	1999/2001	0,06184	0,01606	0,04578	0,13503	0,02072	0,11431	0,17026	0,02332	0,14694
	2001/2002	-0,11244	-0,07241	-0,04003	-0,19827	-0,10724	-0,09103	-0,26126	-0,12338	-0,13788
	2002/2003	0,04903	0,11205	-0,06302	0,08037	0,15979	-0,07942	0,12656	0,17914	-0,05258
	2003/2004	-0,12597	-0,08823	-0,03775	-0,17784	-0,12528	-0,05255	-0,23008	-0,13850	-0,09158
	1992/1993	0,00435	-0,05702	0,06137	-0,00028	-0,07940	0,07912	-0,03077	-0,09095	0,06017
	1993/1995	-0,11918	-0,00067	-0,11851	-0,14767	-0,00040	-0,14727	-0,15100	-0,00047	-0,15052
	1995/1996	-0,05543	-0,14509	0,08966	-0,12995	-0,20140	0,07145	-0,18461	-0,23087	0,04626
	1996/1997	-0,07392	0,03603	-0,10995	-0,08756	0,07327	-0,16083	-0,09965	0,08337	-0,18302
	1997/1998	-0,03296	-0,12636	0,09340	-0,04975	-0,16229	0,11254	-0,07987	-0,18509	0,10522
GO	1998/1999	0,07564	0,12425	-0,04861	0,12572	0,16430	-0,03858	0,17970	0,18859	-0,00888
	1999/2001	-0,00489	-0,04295	0,03807	-0,03489	-0,06293	0,02804	-0,03061	-0,07113	0,04052
	2001/2002	-0,10540	-0,03151	-0,07389	-0,11352	-0,04848	-0,06504	-0,13512	-0,05325	-0,08188
	2002/2003	0,04084	0,08593	-0,04509	0,05862	0,13077	-0,07216	0,09431	0,14312	-0,04881
	2003/2004	-0,14848	-0,13102	-0,01746	-0,26135	-0,18136	-0,07999	-0,36950	-0,19884	-0,17065

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,06945	0,00230	0,06715	0,17606	0,00841	0,16765	0,24017	0,01026	0,22991
	1993/1995	-0,07695	-0,06511	-0,01184	-0,17168	-0,11401	-0,05767	-0,24163	-0,14238	-0,09925
	1995/1996	-0,03076	-0,06361	0,03286	-0,06122	-0,10488	0,04366	-0,08378	-0,13046	0,04668
	1996/1997	0,07232	0,05017	0,02215	0,15280	0,09750	0,05531	0,20793	0,12131	0,08662
	1997/1998	-0,04469	-0,03986	-0,00483	-0,11181	-0,07942	-0,03239	-0,16287	-0,09985	-0,06302
MA	1998/1999	-0,00355	0,00044	-0,00399	-0,06369	0,00368	-0,06737	-0,12099	0,00474	-0,12573
	1999/2001	-0,07516	-0,03407	-0,04109	-0,07498	-0,04899	-0,02599	-0,05497	-0,06224	0,00727
	2001/2002	0,01668	-0,00652	0,02320	-0,02665	-0,00776	-0,01889	-0,05845	-0,00958	-0,04887
	2002/2003	0,00307	0,01366	-0,01060	0,05603	0,02339	0,03263	0,09522	0,02897	0,06625
	2003/2004	-0,02848	-0,05348	0,02500	-0,02177	-0,09104	0,06927	0,00473	-0,10938	0,11411
	1992/1993	-0,15112	-0,31717	0,16605	-0,26285	-0,43568	0,17283	-0,34650	-0,50468	0,15818
	1993/1995	-0,14110	-0,04777	-0,09334	-0,12614	-0,07122	-0,05491	-0,09663	-0,08298	-0,01365
	1995/1996	0,04394	-0,05266	0,09660	0,02717	-0,07795	0,10512	0,02486	-0,08609	0,11095
	1996/1997	-0,06471	-0,17759	0,11288	-0,07121	-0,22675	0,15553	-0,07520	-0,25794	0,18274
	1997/1998	-0,08961	0,03359	-0,12320	-0,13750	0,07746	-0,21495	-0,19869	0,08711	-0,28580
MT	1998/1999	0,08396	0,16215	-0,07820	0,04271	0,20394	-0,16123	0,03132	0,23109	-0,19977
	1999/2001	-0,08773	-0,13397	0,04625	-0,01635	-0,15950	0,14315	0,03320	-0,18020	0,21339
	2001/2002	0,00715	-0,02939	0,03653	-0,01750	-0,04673	0,02923	-0,03063	-0,05154	0,02092
	2002/2003	0,11284	0,20496	-0,09212	0,11144	0,22954	-0,11809	0,10410	0,25638	-0,15228
	2003/2004	-0,25656	-0,14430	-0,11226	-0,30417	-0,19864	-0,10553	-0,35455	-0,22527	-0,12928
	1992/1993	-0,03607	-0,01036	-0,02571	-0,08606	-0,01564	-0,07042	-0,12363	-0,01805	-0,10558
	1993/1995	-0,23372	-0,20941	-0,02432	-0,29241	-0,27564	-0,01677	-0,31956	-0,30938	-0,01018
	1995/1996	0,02138	-0,09267	0,11405	0,02721	-0,11874	0,14594	0,01204	-0,13284	0,14487
	1996/1997	-0,03530	0,01815	-0,05345	-0,04068	0,03480	-0,07548	-0,01989	0,03909	-0,05899
	1997/1998	-0,12369	0,01868	-0,14237	-0,15203	0,03491	-0,18694	-0,18519	0,03829	-0,22349
MS	1998/1999	0,15028	0,06492	0,08535	0,21132	0,06122	0,15010	0,25187	0,06870	0,18318
	1999/2001	-0,04083	-0,09248	0,05165	-0,14475	-0,13689	-0,00785	-0,16485	-0,14864	-0,01622
	2001/2002	-0,07715	-0,06606	-0,01109	-0,05655	-0,08226	0,02570	-0,09317	-0,08654	-0,00663
	2002/2003	0,09014	0,14432	-0,05419	0,04238	0,17605	-0,13367	0,02029	0,19426	-0,17397
	2003/2004	-0,13244	-0,00754	-0,12491	-0,06487	-0,00577	-0,05910	-0,00558	-0,00621	0,00063
	1992/1993	0,03757	-0,03129	0,06886	0,01080	-0,05230	0,06310	-0,01024	-0,06047	0,05023
	1993/1995	-0,23767	-0,26278	0,02511	-0,30161	-0,32215	0,02055	-0,34369	-0,36718	0,02349
	1995/1996	-0,03405	0,03380	-0,06785	-0,02792	0,04837	-0,07629	-0,01911	0,05551	-0,07462
	1996/1997	-0,01531	-0,05595	0,04065	-0,02375	-0,08008	0,05633	-0,02601	-0,09059	0,06457
	1997/1998	0,00676	0,05388	-0,04712	-0,01326	0,07879	-0,09206	-0,03786	0,08878	-0,12664
MG	1998/1999	0,00457	0,03587	-0,03131	0,00214	0,02548	-0,02334	0,00490	0,02881	-0,02390
	1999/2001	-0,04456	-0,03686	-0,00770	-0,04704	-0,03934	-0,00769	-0,03649	-0,04451	0,00802
	2001/2002	-0,02870	-0,02308	-0,00563	-0,04343	-0,03049	-0,01294	-0,07261	-0,03424	-0,03837
	2002/2003	0,03562	0,07477	-0,03914	0,01608	0,09075	-0,07467	0,02512	0,10143	-0,07631
	2003/2004	-0,09266	-0,06470	-0,02796	-0,13368	-0,07869	-0,05500	-0,17171	-0,08725	-0,08446
	1992/1993	-0,00917	-0,15030	0,14113	-0,08306	-0,20750	0,12444	-0,14109	-0,25151	0,11042
	1993/1995	-0,15814	-0,09281	-0,06533	-0,27286	-0,12880	-0,14406	-0,36102	-0,15487	-0,20615
	1995/1996	0,08779	0,08325	0,00454	0,19355	0,10711	0,08644	0,28087	0,12872	0,15215
	1996/1997	-0,01358	-0,03154	0,01796	-0,03759	-0,04178	0,00419	-0,06006	-0,05027	-0,00979
	1997/1998	-0,06266	-0,02375	-0,03891	-0,08020	-0,02857	-0,05163	-0,10241	-0,03452	-0,06789
PA	1998/1999	0,01805	0,05087	-0,03282	0,03274	0,06271	-0,02997	0,06601	0,07512	-0,00911
	1999/2001	-0,00786	-0,01540	0,00755	-0,04865	-0,01586	-0,03279	-0,08956	-0,01867	-0,07089
	2001/2002	-0,00609	-0,03287	0,02678	-0,00193	-0,05635	0,05442	-0,00484	-0,06750	0,06266
	2002/2003	0,05972	0,18657	-0,12685	0,05838	0,25556	-0,19718	0,07606	0,30551	-0,22945
	2003/2004	-0,12276	-0,15266	0,02990	-0,21904	-0,21221	-0,00683	-0,27192	-0,24583	-0,02609

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	-0,00912	-0,09134	0,08223	-0,00752	-0,14439	0,13686	-0,01017	-0,17433	0,16416
	1993/1995	-0,17280	-0,15571	-0,01708	-0,34778	-0,23252	-0,11526	-0,46577	-0,27723	-0,18854
	1995/1996	0,03400	0,07296	-0,03896	0,04624	0,09061	-0,04437	0,05845	0,10660	-0,04815
	1996/1997	-0,02141	-0,08463	0,06322	0,01062	-0,11310	0,12373	0,03955	-0,13313	0,17268
	1997/1998	-0,04933	-0,07109	0,02177	-0,08875	-0,09586	0,00711	-0,14728	-0,11331	-0,03397
PB	1998/1999	0,00727	-0,04762	0,05489	0,03366	-0,07661	0,11028	0,06614	-0,09383	0,15996
	1999/2001	0,09249	0,21112	-0,11863	0,05295	0,32774	-0,27478	0,01589	0,39752	-0,38164
	2001/2002	-0,03513	-0,05495	0,01982	-0,08599	-0,10586	0,01987	-0,12076	-0,12867	0,00791
	2002/2003	-0,02038	0,05727	-0,07765	0,01469	0,09740	-0,08271	0,04030	0,11903	-0,07874
	2003/2004	-0,00629	-0,05114	0,04484	-0,02477	-0,08615	0,06137	-0,04176	-0,10569	0,06393
	1992/1993	-0,11986	-0,24285	0,12299	-0,22797	-0,28201	0,05404	-0,34316	-0,31579	-0,02737
	1993/1995	-0,20033	-0,20695	0,00662	-0,13571	-0,27567	0,13996	-0,08125	-0,31150	0,23025
	1995/1996	-0,03633	-0,03618	-0,00015	-0,12786	-0,05529	-0,07257	-0,17032	-0,06279	-0,10753
	1996/1997	0,03614	0,03034	0,00580	0,01821	0,05980	-0,04159	-0,00837	0,06644	-0,07480
	1997/1998	-0,06667	0,00797	-0,07464	-0,01190	0,00709	-0,01899	0,03182	0,00792	0,02390
PR	1998/1999	0,08855	0,03254	0,05601	0,09031	0,02331	0,06700	0,09582	0,02544	0,07038
	1999/2001	-0,08613	-0,04386	-0,04226	-0,11114	-0,06163	-0,04951	-0,10626	-0,06655	-0,03971
	2001/2002	-0,14857	-0,00518	-0,14339	-0,18631	-0,00591	-0,18040	-0,25576	-0,00646	-0,24930
	2002/2003	0,06796	0,03964	0,02832	0,02022	0,03674	-0,01653	0,01900	0,04010	-0,02110
	2003/2004	-0,16757	-0,15314	-0,01443	-0,17065	-0,17266	0,00200	-0,16004	-0,18088	0,02085
	1992/1993	0,01422	-0,02605	0,04027	0,03958	-0,04454	0,08412	0,05670	-0,05331	0,11001
	1993/1995	-0,15697	-0,12186	-0,03511	-0,34742	-0,19961	-0,14782	-0,49444	-0,23995	-0,25449
	1995/1996	0,02656	-0,02084	0,04740	0,07244	-0,03923	0,11167	0,11602	-0,04735	0,16337
	1996/1997	0,00738	0,02197	-0,01459	0,00918	0,04521	-0,03602	0,00375	0,05442	-0,05067
	1997/1998	-0,05624	-0,06761	0,01136	-0,07521	-0,08820	0,01299	-0,09118	-0,10658	0,01541
PE	1998/1999	0,04744	0,04932	-0,00188	0,09370	0,06280	0,03090	0,13361	0,07559	0,05802
	1999/2001	0,00363	-0,02756	0,03120	0,00804	-0,03895	0,04699	0,01105	-0,04716	0,05821
	2001/2002	-0,00431	0,00078	-0,00510	-0,02242	0,00182	-0,02424	-0,04370	0,00221	-0,04591
	2002/2003	0,04306	0,11157	-0,06851	0,08207	0,15032	-0,06825	0,11892	0,18151	-0,06259
	2003/2004	-0,04707	-0,09647	0,04940	-0,10349	-0,14620	0,04271	-0,13870	-0,17464	0,03595
	1992/1993	-0,05151	-0,05290	0,00138	-0,08486	-0,09015	0,00528	-0,11649	-0,11045	-0,00604
	1993/1995	-0,04251	-0,04734	0,00482	-0,18068	-0,10420	-0,07649	-0,23997	-0,12457	-0,11540
	1995/1996	-0,02617	-0,01673	-0,00943	-0,01009	-0,02116	0,01106	-0,02368	-0,02416	0,00048
	1996/1997	0,02944	-0,00936	0,03879	0,08937	-0,00906	0,09843	0,11827	-0,01116	0,12943
	1997/1998	-0,06361	-0,01661	-0,04700	-0,08662	-0,02634	-0,06027	-0,11296	-0,03292	-0,08004
PI	1998/1999	0,03555	0,01100	0,02455	0,00916	0,00505	0,00411	0,00825	0,00632	0,00193
	1999/2001	-0,09514	-0,06086	-0,03428	-0,12446	-0,11278	-0,01168	-0,12937	-0,13527	0,00590
	2001/2002	0,02636	-0,03568	0,06204	0,01904	-0,05373	0,07277	0,00973	-0,06263	0,07237
	2002/2003	0,00103	0,05552	-0,05448	0,03389	0,08412	-0,05023	0,06633	0,09783	-0,03150
	2003/2004	-0,01852	-0,04123	0,02271	-0,12330	-0,06649	-0,05681	-0,20228	-0,07697	-0,12531
	1992/1993	0,19441	0,09412	0,10028	0,24593	0,12464	0,12128	0,27695	0,13998	0,13697
	1993/1995	-0,40219	-0,42002	0,01784	-0,44489	-0,49631	0,05142	-0,48622	-0,55480	0,06858
	1995/1996	-0,03040	-0,06782	0,03742	-0,05627	-0,11269	0,05642	-0,05555	-0,12687	0,07132
	1996/1997	-0,00494	0,08193	-0,08687	-0,04728	0,09104	-0,13832	-0,08433	0,10176	-0,18608
	1997/1998	-0,07796	-0,11178	0,03382	-0,04174	-0,09409	0,05235	-0,02390	-0,10383	0,07992
RJ	1998/1999	0,03423	0,14252	-0,10829	0,02223	0,15032	-0,12809	0,01992	0,16859	-0,14867
	1999/2001	0,09084	-0,03981	0,13065	0,11499	-0,04442	0,15941	0,13554	-0,05037	0,18591
	2001/2002	-0,14387	0,00887	-0,15274	-0,18070	0,03705	-0,21776	-0,20462	0,04109	-0,24571
	2002/2003	0,18786	0,05232	0,13554	0,18374	0,06041	0,12333	0,19581	0,06635	0,12946
	2003/2004	-0,13977	-0,04643	-0,09334	-0,12666	-0,04940	-0,07726	-0,12653	-0,05401	-0,07252

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	-0,01355	0,03586	-0,04941	-0,02358	0,05706	-0,08064	-0,04813	0,07148	-0,11962
	1993/1995	-0,16250	-0,21120	0,04870	-0,30289	-0,35746	0,05456	-0,40491	-0,45723	0,05231
	1995/1996	-0,02155	-0,00426	-0,01729	0,03065	-0,00991	0,04056	0,07819	-0,01240	0,09059
	1996/1997	-0,00550	-0,00938	0,00388	-0,06100	-0,00366	-0,05734	-0,09135	-0,00449	-0,08686
	1997/1998	0,01488	-0,02520	0,04008	-0,01654	-0,03880	0,02226	-0,06182	-0,04711	-0,01471
RN	1998/1999	-0,00407	0,04977	-0,05384	0,06409	0,06184	0,00225	0,14947	0,07535	0,07412
	1999/2001	-0,04260	0,00432	-0,04692	-0,04650	0,00803	-0,05453	-0,05503	0,00945	-0,06448
	2001/2002	-0,00432	-0,00670	0,00238	-0,01712	-0,01002	-0,00709	-0,00962	-0,01161	0,00199
	2002/2003	0,07787	0,08856	-0,01069	0,06498	0,12878	-0,06380	0,05014	0,14618	-0,09605
	2003/2004	-0,07548	-0,08274	0,00726	-0,09199	-0,11330	0,02131	-0,10106	-0,12903	0,02797
	1992/1993	0,02676	-0,05718	0,08394	0,03206	-0,07583	0,10789	0,01498	-0,08420	0,09919
	1993/1995	-0,15986	-0,16193	0,00207	-0,17893	-0,21591	0,03699	-0,18761	-0,24345	0,05584
	1995/1996	0,02699	-0,02394	0,05093	0,07021	-0,03229	0,10251	0,15333	-0,03469	0,18802
	1996/1997	0,03343	0,04423	-0,01080	0,01088	0,06533	-0,05445	-0,03717	0,06945	-0,10662
	1997/1998	-0,09812	-0,10368	0,00556	-0,06905	-0,09087	0,02182	-0,06492	-0,10003	0,03511
RS	1998/1999	0,08048	0,05625	0,02422	0,10157	0,05352	0,04804	0,13681	0,05883	0,07798
	1999/2001	-0,03799	-0,00249	-0,03550	-0,09086	-0,00634	-0,08453	-0,13613	-0,00693	-0,12920
	2001/2002	-0,01479	0,01392	-0,02871	-0,01477	0,02220	-0,03697	-0,02041	0,02458	-0,04498
	2002/2003	-0,04241	0,03284	-0,07525	-0,02714	0,02484	-0,05198	0,01549	0,02675	-0,01125
	2003/2004	-0,07176	-0,03918	-0,03258	-0,09236	-0,05524	-0,03712	-0,12050	-0,05891	-0,06159
	1992/1993	0,03050	-0,01929	0,04979	-0,14890	-0,04931	-0,09958	-0,23808	-0,05557	-0,18250
	1993/1995	-0,32808	-0,55042	0,22234	-0,23176	-0,64574	0,41398	-0,19956	-0,70306	0,50350
	1995/1996	0,01910	0,26411	-0,24501	-0,04546	0,27998	-0,32543	-0,04233	0,30531	-0,34764
	1996/1997	-0,12483	-0,16170	0,03687	-0,05987	-0,17034	0,11047	-0,08100	-0,18963	0,10864
	1997/1998	-0,17702	-0,16758	-0,00944	-0,21727	-0,18093	-0,03634	-0,24664	-0,21142	-0,03522
RO	1998/1999	0,21467	0,18634	0,02833	0,15947	0,19513	-0,03565	0,20847	0,20400	0,00448
	1999/2001	0,21797	0,28235	-0,06437	0,26731	0,36090	-0,09358	0,21401	0,40704	-0,19302
	2001/2002	-0,15231	-0,09355	-0,05877	-0,09248	-0,11631	0,02383	-0,04355	-0,13973	0,09618
	2002/2003	0,10771	0,20749	-0,09977	0,02096	0,23967	-0,21871	-0,01872	0,26743	-0,28615
	2003/2004	-0,19821	-0,24791	0,04971	-0,30526	-0,33505	0,02978	-0,38743	-0,37245	-0,01498
	1992/1993	-0,26054	-0,54068	0,28014	0,15920	-0,44562	0,60482	0,35738	-0,42362	0,78100
	1993/1995	-0,64995	0,02840	-0,67834	-1,04757	0,03054	-1,07811	-1,29791	0,03402	-1,33193
	1995/1996	0,23597	-0,08145	0,31742	0,73175	-0,09901	0,83076	0,99431	-0,11488	1,10919
	1996/1997	0,43616	0,72882	-0,29266	-0,20067	0,62559	-0,82626	-0,58585	0,66496	-1,25081
	1997/1998	0,08857	-0,12156	0,21013	0,52028	-0,14059	0,66087	0,81151	-0,16082	0,97233
RR	1998/1999	-0,22901	-0,05962	-0,16938	-0,36931	-0,08977	-0,27954	-0,39285	-0,09341	-0,29944
	1999/2001	0,52096	0,40295	0,11801	0,53195	0,42214	0,10981	0,52616	0,42097	0,10518
	2001/2002	0,17414	0,18820	-0,01406	0,29670	0,22234	0,07436	0,30751	0,25422	0,05329
	2002/2003	-0,14461	-0,05891	-0,08570	-0,10204	-0,08439	-0,01765	-0,04844	-0,10407	0,05563
	2003/2004	0,25869	0,20927	0,04941	0,32435	0,22883	0,09551	0,39931	0,26493	0,13438
	1992/1993	-0,08301	0,05792	-0,14093	-0,16181	0,03744	-0,19926	-0,20169	0,04073	-0,24242
	1993/1995	-0,16534	-0,32061	0,15527	-0,13477	-0,37631	0,24154	-0,12336	-0,41200	0,28863
	1995/1996	-0,01304	0,04276	-0,05580	-0,02515	0,05800	-0,08315	0,00487	0,06285	-0,05798
	1996/1997	0,00028	-0,05024	0,05051	-0,01308	-0,06214	0,04905	-0,07218	-0,06796	-0,00422
	1997/1998	-0,05596	0,00568	-0,06164	0,01867	0,00442	0,01425	0,11704	0,00477	0,11228
SC	1998/1999	0,06579	0,11405	-0,04826	0,03062	0,12144	-0,09081	-0,02452	0,12949	-0,15400
	1999/2001	-0,28871	-0,14209	-0,14662	-0,38226	-0,17814	-0,20412	-0,43568	-0,19713	-0,23855
	2001/2002	-0,04359	0,05645	-0,10003	-0,06165	0,08651	-0,14816	-0,11048	0,09564	-0,20612
	2002/2003	-0,03752	-0,05816	0,02064	-0,09328	-0,10119	0,00791	-0,08144	-0,10998	0,02854
	2003/2004	-0,12318	0,01392	-0,13710	-0,06640	0,02645	-0,09285	-0,05286	0,02794	-0,08080

UF	Ano	$\Delta \ln H$	C	D	$\Delta \ln HI$	C	D	$\Delta \ln FGT$	C	D
	1992/1993	0,04948	-0,07405	0,12353	0,00004	-0,09119	0,09123	-0,02806	-0,09990	0,07184
	1993/1995	-0,52845	-0,49552	-0,03293	-0,55366	-0,53845	-0,01521	-0,55863	-0,56811	0,00948
	1995/1996	0,02711	-0,02794	0,05506	-0,01517	-0,04478	0,02960	-0,03887	-0,04736	0,00848
	1996/1997	0,00802	-0,02244	0,03046	-0,01644	-0,00839	-0,00805	-0,02129	-0,00880	-0,01249
	1997/1998	-0,01738	0,01588	-0,03326	0,04526	0,01574	0,02952	0,05931	0,01665	0,04266
SP	1998/1999	0,18251	0,15868	0,02383	0,16500	0,17489	-0,00989	0,14315	0,18876	-0,04560
	1999/2001	0,04191	-0,03227	0,07418	0,08381	-0,03971	0,12352	0,15059	-0,04245	0,19304
	2001/2002	0,03678	0,02015	0,01663	0,04899	0,03797	0,01102	0,02068	0,04068	-0,02000
	2002/2003	0,10247	0,13020	-0,02773	0,11949	0,15021	-0,03072	0,14666	0,16404	-0,01737
	2003/2004	-0,05597	0,03645	-0,09242	-0,11079	0,04811	-0,15890	-0,12576	0,05064	-0,17640
	1992/1993	0,01172	-0,01640	0,02812	0,00847	-0,03321	0,04167	0,01774	-0,04129	0,05903
	1993/1995	-0,06754	-0,04588	-0,02167	-0,14283	-0,05234	-0,09048	-0,20072	-0,06403	-0,13669
	1995/1996	-0,03041	-0,09296	0,06255	-0,05556	-0,14559	0,09003	-0,09015	-0,18278	0,09263
	1996/1997	0,01005	0,01044	-0,00038	0,05897	0,02132	0,03766	0,12841	0,02602	0,10240
	1997/1998	-0,06134	-0,07371	0,01237	-0,11396	-0,10175	-0,01222	-0,15273	-0,11934	-0,03339
SE	1998/1999	0,02502	0,04393	-0,01891	0,08460	0,06528	0,01932	0,10923	0,07795	0,03128
	1999/2001	-0,00001	0,10321	-0,10321	-0,01239	0,13419	-0,14658	0,00102	0,15664	-0,15562
	2001/2002	-0,05475	-0,04391	-0,01084	-0,10257	-0,06257	-0,04000	-0,15912	-0,07447	-0,08465
	2002/2003	0,03731	-0,01163	0,04894	0,03745	-0,03629	0,07373	0,07177	-0,04246	0,11423
	2003/2004	-0,10961	-0,07441	-0,03520	-0,16612	-0,09782	-0,06830	-0,22911	-0,11372	-0,11539
	1992/1993	-0,14929	-0,10810	-0,04119	-0,29840	-0,14112	-0,15728	-0,42378	-0,17243	-0,25135
	1993/1995	0,02752	-0,10669	0,13422	0,05895	-0,20543	0,26439	0,09748	-0,24803	0,34551
	1995/1996	-0,08224	-0,07089	-0,01135	-0,10145	-0,10499	0,00354	-0,10516	-0,12499	0,01983
	1996/1997	0,11181	0,06653	0,04528	0,10018	0,10318	-0,00300	0,07024	0,12491	-0,05467
	1997/1998	-0,09871	-0,06153	-0,03717	-0,12119	-0,08479	-0,03640	-0,13192	-0,10330	-0,02862
TO	1998/1999	-0,01325	0,09597	-0,10922	-0,03124	0,14467	-0,17591	-0,03080	0,17107	-0,20188
	1999/2001	-0,10010	-0,20325	0,10314	-0,10720	-0,26186	0,15467	-0,09452	-0,29958	0,20506
	2001/2002	0,06957	0,10078	-0,03120	-0,01948	0,13619	-0,15567	-0,09318	0,15282	-0,24600
	2002/2003	-0,03138	-0,02380	-0,00758	-0,00083	-0,05429	0,05345	0,01859	-0,06275	0,08134
	2003/2004	-0,15317	-0,08986	-0,06331	-0,16986	-0,12301	-0,04684	-0,17886	-0,14147	-0,03738

(1) Calculadas para os domicílios com rendimento domiciliar não-nulo (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorados) expressos em reais de maio-junho de 2005.

ANEXO V

Características da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*⁽¹⁾ nas Unidades da Federação (UF) de acordo com os dados da PNAD de 2004 (excluída a antiga região Norte): número de pessoas, participação da população do estado no total (%), média (μ), L de Theil (L), medida de Foster, Greer e Thorbecke com $\alpha = 2$ (FGT), as elasticidades da medida de pobreza em relação a μ [$\varepsilon(FGT|\mu)$] e em relação a L [$\varepsilon(FGT|L)$] e projeções das elasticidades no ano de 2014, calculadas pela metodologia Log-normal.

UF	n. pessoas	%	μ	L	FGT	$\varepsilon(FGT \mu)$	$\varepsilon(FGT L)$	$FGT^{(2)}$	$\varepsilon(FGT \mu)^{(2)}$	$\varepsilon(FGT L)^{(2)}$
AL	2.917.421	1,796	193,22	0,5878	0,2105	-1,133	1,072	0,1652	-1,311	1,244
BA	13.127.080	8,082	235,20	0,5453	0,1514	-1,309	1,288	0,1138	-1,512	1,496
CE	7.782.684	4,792	228,69	0,5865	0,1698	-1,260	1,297	0,1281	-1,461	1,515
MA	5.707.449	3,514	208,77	0,6841	0,2214	-1,051	1,119	0,1745	-1,218	1,297
PB	3.514.247	2,164	250,53	0,6269	0,1612	-1,264	1,409	0,1200	-1,469	1,650
PE	8.007.367	4,930	262,40	0,6649	0,1626	-1,215	1,409	0,1217	-1,411	1,644
PI	2.936.768	1,808	221,57	0,6343	0,1893	-1,171	1,241	0,1451	-1,359	1,448
RN	2.946.252	1,814	262,07	0,5877	0,1448	-1,272	1,341	0,1087	-1,465	1,548
SE	1.907.203	1,174	290,83	0,5578	0,1215	-1,395	1,498	0,0883	-1,608	1,733
TO	1.232.897	0,759	297,18	0,5452	0,1086	-1,425	1,520	0,0786	-1,641	1,757
DF	2.182.172	1,344	790,54	0,7500	0,0465	-1,477	2,365	0,0305	-1,686	2,684
GO	5.429.043	3,343	410,61	0,4893	0,0436	-2,007	2,508	0,0263	-2,342	2,994
MT	2.681.289	1,651	418,30	0,4798	0,0489	-1,865	2,169	0,0313	-2,149	2,525
MS	2.197.200	1,353	401,14	0,4904	0,0527	-1,798	2,074	0,0343	-2,071	2,413
ES	3.266.564	2,011	417,66	0,5344	0,0622	-1,619	1,896	0,0422	-1,854	2,177
MG	18.495.048	11,387	384,33	0,5177	0,0648	-1,682	1,948	0,0434	-1,937	2,262
RJ	14.015.642	8,629	573,34	0,5250	0,0313	-1,966	2,650	0,0188	-2,263	3,080
SP	37.952.444	23,367	551,12	0,4795	0,0290	-2,055	2,608	0,0173	-2,360	3,023
PR	10.003.747	6,159	503,05	0,5294	0,0418	-1,852	2,393	0,0261	-2,133	2,780
RS	10.464.840	6,443	525,08	0,5004	0,0414	-1,871	2,307	0,0261	-2,140	2,649
SC	5.648.717	3,478	513,58	0,3665	0,0223	-2,451	2,708	0,0125	-2,808	3,141

(1) Calculadas para os domicílios com rendimento domiciliar não-nulo (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorados) expressos em reais de maio-junho de 2005 e adotando a linha de pobreza de R\$ 150,00.

(2) Projeções para 2014 pressupondo-se taxas anuais constantes de crescimento do rendimento médio de 1% e redução do L de Theil de 1% pelo período de 10 anos consecutivos.

Referências Bibliográficas

- AITCHISON, J. e BROWN, J.A. (1957) *The lognormal distribution: with special reference to its uses in economics*. Cambridge University Press.
- AMOROSO, L. (1924-1925) *Ricerche Intorno alla Curva dei Redditi, Annali di Matematica. Pura ed Applicata, Series 4-21, vol.II.*
- ARNOLD, B.C. e VILLASENOR, J. (1989) Elliptical Lorenz Curves. *Journal of Econometrics* 40(2):327-338.
- BANDOURIAN, R. McDONALD, J. e TURLEY, R.S. (2002) *A Comparison of Parametric Models of Income Distribution*. Luxembourg Income Study Working Paper n.231.
- BARROS, Ricardo P. e MENDONÇA, Rosane (1997) *O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza*. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão nº 528.
- BECK, Nathaniel e KATZ, Jonathan N. (1995) What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review* 89 (3): 634-647, setembro de 1995.
- BOURGUIGNON, François (2002) *The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods*. Delta Working Paper n. 2002-03.
- CORSEUIL, Carlos Henrique e FOGUEL, Miguel N. (2002) *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Texto para Discussão n.897. Brasília, IPEA.
- CROW, Edwin L. e SHIMIZU, Kunio. (1988) *Lognormal distributions: theory and applications*. New York, Marcel Dekker.
- DAGUM, Camilo. (1977) A new model for personal income distribution: specification and estimation. *Economie Applique'e*, 30:413-437.
- DATT, G. (1998) *Computational tools for poverty measurement and analysis*. Washington, D.C: International Food and Nutrition Institute, 1998.
- DATT, G. e RAVALLION, M. (1992) Growth and Redistribution Component of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 38:275-295.
- FOSTER, J., GREER, J. e THORBECKE, E. (1984) A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica* 52 (3): 761-766.
- GIBRAT (1931) *Les Inégalités Economiques*. Paris, Libraire du Recueil Sirey.

- HOFFMANN, Rodolfo (1995) Relações entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade da distribuição de renda. *Pesq. Plan. Econ.* 25 (2):337–358, agosto de 1995.
- _____ (2005) Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. *Revista Economia*, julho de 2005.
- _____ (2006) Transferências de Renda e a Redução da Desigualdade e da Pobreza no Brasil. Artigo submetido para publicação em *Econômica*.
- KAKWANI, Nanak (1980) On a Class of Poverty Measures. *Econometrica* 48 (2):437-446.
- _____ (1990) *Poverty and economic growth: with application to Côte d'Ivoire*. LSMS (Living Standards Measurement Study) Working Paper n. 63. Washington, The World Bank.
- _____ (2000) On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with application to Thailand. *Journal of Quantitative Economics*, v.16.
- MARINHO, Emerson e SOARES, Francisco (2003) Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. Trabalho apresentado no XXXI Encontro Nacional de Economia (Encontro da ANPEC), 9 a 12 de dezembro de 2003, Porto Seguro, BA.
- MCDONALD, J.B. e XU, Y.J. (1995) A generalization of the beta distribution with applications. *Journal of Econometrics*, 66:133-152.
- MENEZES-FILHO, Naércio e VACONCELLOS, Ligia (2004) Has economic growth been pro-poor in Brazil? Why? Mimeo, Universidade de São Paulo.
- NEDER, Henrique D. (2004) Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das PNADs. In Campanhola, C. e Graziano da Silva, J. (org.) *O novo rural brasileiro: rendas das famílias rurais*, vol. 5. Brasília, Embrapa.
- PARETO, Vilfredo (1897) *Cours d'économie politique*. Paris, F. Pichon.
- TAILLE, C. (1981) Lorenz Ordering within the Generalized Gamma Family of Income Distributions. In Taille, C., Patil, G.P. e Balderssari, B. (org) *Statistical Distributions in Scientific Work*. Boston, Reidel.
- THEIL, Henri (1967) *Economics and information theory*. Amsterdam, North–Holland.
- THUROW, L.C. (1970) *Analyzing the American Income Distribution*. Papers and Proceedings, American Economics Association 60.
- SEN, Amartya (2000) *Desenvolvimento como liberdade*. S.P., Companhia das Letras.
- SINGH, S.K. e MADDALA (1976) A function for the size distribution of incomes. *Econometrica* 44:963-970.

SOARES, S. S. D. (2006) *Distribuição de Renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004*. Texto para Discussão n.1166. Brasília, IPEA.