

ISSN: 1980-0193

PERSPECTIVAS CONTEMPORÂNEAS

Revista eletrônica de ciências
sociais aplicadas.

V.3, N.1, 2008



EDITORIAL

Perspectivas Contemporâneas
Faculdade Integrado
Campo Mourão – Paraná – Brasil
Av. Irmãos Pereira, 670, Centro
Fone: 55 44 3523 1982
CEP: 87301-010

Editor Chefe

Patrícia Regina Cenci Queiroz

Editor de Revisão e Correção

Ana Paula Previante Widorski

Editor de Língua Estrangeira

Aparecida da Penha dos Santos
Fernanda Scheibel Bispo

Editor de normalização

Vinicius Ortiz de Camargo

Editor Externo

Luciana Aparecida Bastos
Emanulle Torino

Editor de Seção

Márcia Regina Ferri

Projeto Gráfico e Edição Final

Emanuelle Torino
Márcia Regina Ferri
Patrícia Regina Cenci Queiroz

Suporte Técnico

José Leandro Xavier
xavier@grupointegrado.br

Perspectivas Contemporâneas

A ciência vem a cada dia revolucionando todas as áreas do conhecimento humano. Neste sentido, a informatização, auxilia a levar o conhecimento com maior rapidez e facilidade às pessoas.

As revistas eletrônicas vêm adquirindo cada vez mais espaço no meio das pesquisas científicas, e a revista *Perspectivas Contemporâneas* vem auxiliar, neste contexto de informatização, de globalização, a socialização das informações.

Os artigos apresentados a cada edição da revista, estão mais interessantes. Nesta edição, por exemplo, são apresentados artigos de diversas áreas, tais como a área de finanças, que trata a respeito da relação do planejamento financeiro pessoal, decisões financeiras e organizacionais e desempenho das lojas de varejo de Curitiba; Modelos de indicadores com relação ao desenvolvimento sustentável, com ações sustentáveis; uma pesquisa da Distribuição de renda e pobreza no Brasil no período de 1995 a 1999, onde apresenta uma redução da renda familiar per capita de 3,97% na média; Marketing de relacionamento, apresentando um estudo empírico em micro e pequenas empresas de Campo Mourão, onde trata a respeito da fidelização de clientes e do esforço direcionado ao atendimento ao público; Empreendedorismo, trazendo um estudo da proposta operacional de plano de negócios, com ênfase na percepção do risco; Organização Cooperativa sobre a ótica dos cooperados, onde demonstra pontos fortes e fracos das cooperativas pelo ponto de vista dos cooperados; Discussão sobre viabilidade ecológica e econômica, que trata a respeito da reciclagem de pneus usados por meio da viabilidade de poços cavados para obtenção de água, bastante utilizado na região nordestina; Turismo de Negócios, apresentando um estudo de caso a respeito do turismo de negócios na “feira-hippie” de Belo Horizonte, analisando o turista de negócios, suas práticas sociais e comerciais; e, para finalizar, Administração da complexibilidade, a contribuição das teorias organizacionais, que apresenta uma análise teórica e descritiva que aborda contribuições das organizações modernas e pós-modernas, tratando também da qualidade de vida de seus colaboradores.

Além de interessantes, os artigos apresentados estão com boa qualidade e contribuem ao crescimento intelectual dos leitores, o que a cada dia é mais exigido no mercado de trabalho.

Aproveitem sua leitura.

Boa leitura.

Marisa Pante Ferreira

Coordenadora do Curso de Pós-Graduação em Controladoria e Análise Contábil Financeira da Faculdade Integrado, Docente no Ensino Superior, Contadora com Especialização em Auditoria e Perícia Contábil.

DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 1999()***Patrick Wöhrle Guimarães⁽¹⁾**UFV – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG***RESUMO**

Esse artigo investiga a evolução da distribuição de renda e da pobreza no Brasil durante o período 1995-1999, levando em conta todas as características do plano amostral complexo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (peso, estrato e unidade primária). Adicionalmente, a distribuição de renda do estrato que compõe o 1% mais rico no Brasil também é analisada. Com essa descrição inicial, os efeitos das variações da renda média e das medidas de concentração de renda são estimados a partir da seleção de dois modelos: um que relaciona as variações nos indicadores de pobreza e os principais componentes que respondem por essa variação – modelo de decomposição; e outro que simula os efeitos da variação da renda e dos indicadores de concentração sobre o nível de pobreza – modelo de elasticidade. Os resultados obtidos mostraram uma redução da renda real familiar *per capita* média de 3,97%, uma redução que não pode ser considerada significativa do índice de Gini de 0,76% e um aumento generalizado da classe de medidas de pobreza FGT(0, 1 e 2) de respectivamente 11,56%; 9,04% e 9,70%. Adicionalmente, o 1% mais rico no Brasil apresentou redução: da renda real familiar *per capita* média de 7,34%, do índice de Gini e índice de Pareto de respectivamente 6,53% e 5,52%. Os modelos de decomposição e elasticidade mostraram que o componente de redistribuição da renda é o principal responsável pela flutuação do nível de pobreza (aumento) e também o componente a ser visado no futuro para o estabelecimento de políticas públicas.

PALAVRAS-CHAVE: Distribuição de renda; Pobreza; Decomposição; Elasticidade e Amostra complexa.

DISTRIBUTION OF INCOME AND POVERTY FROM 1995 TO 1999 IN BRAZIL.**ABSTRACT**

This article investigates the evolution of income distribution and poverty in Brazil during the period 1995-1999 taking into account all the characteristics of the complex sampling design of National Household Sample Survey (weight, strata and primary sampling unit). Moreover, the income distribution of the high income stratum that composes the richer 1% in Brazil is also analyzed. From this description, the effects of the variations of the average income and measures of income concentration are estimated starting from the selection of two models: a first one that relates the variations in the poverty indicators and the main components that respond for this variation - decomposition model; and a second model that simulates the effects of the variation of the income and the concentration indicators on the poverty level - elasticity model. The results showed a reduction in average family real income per capita of 3,97%, a reduction that cannot be considered significant of the Gini Index of 0,76% and a widespread increasing of the class of poverty measures FGT (0, 1 e 2) of 11,56%; 9,04% and 9,70%, respectively. In addition, the richer 1% in Brazil presented reduction: in average family real income per capita of 7,34%, of the Gini index and Pareto index of 6,53% and 5,52%, respectively. The decomposition models and elasticity showed that the component of redistribution of the income is the main responsible by the flotation of the poverty level (increasing) and also the component to be sought in the future for the establishment of public policies.

KEYWORDS: Income distribution; Poverty; Decomposition; Elasticity and Complex sample.

INTRODUÇÃO

Os estudos que analisam a distribuição de renda e a pobreza no Brasil, durante o período 1994-2006, têm levantado interessantes debates no que diz respeito aos resultados e aos métodos utilizados. Em relação aos resultados há divergências no que diz respeito à superestimação da taxa de pobreza (DINIZ; ARRAES, 2007); a linha de causa-feito envolvendo crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza (IPEA, 2006; SALM, 2007); e ao início do processo de melhoria nos indicadores de concentração de renda.

No que diz respeito aos métodos utilizados há uma extensa lista a ser analisada e entre essas possibilidades dois grandes focos têm se destacado: os métodos estatísticos aplicados em amostragem complexa (*statistical methods for complex survey data*); e a escolha entre medidas unidimensionais ou multidimensionais. Em relação aos métodos estatísticos aplicados em amostragem complexa ainda existe uma série de lacunas que merecem uma investigação mais profunda no contexto das bases de dados brasileiras com tal estrutura.

Entre tais lacunas pode-se citar: o processo de eliminação dos rendimentos nulos e as contrapartidas geradas nas medidas de desigualdade (VAN KERM, 2007); a comparação dos procedimentos para eliminação de estrato com unidade primária única (*stratum with a single PSU*) e os impactos de cada uma dessas escolhas no cálculo de medidas de variância; o uso de medidas para mensurar o efeito do plano amostral tais como o EPA Ampliado (*Meff - Misspecification effect*) e a inferência tendo como base a correta distribuição; o uso de estimadores de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV) na estimação de medidas de desigualdade (BINDER, 1983); a utilização de fatores de correção de população finita para todos os estágios de seleção como mecanismo para tornar as estimativas mais precisas para as variâncias dos estimadores; e procedimentos de pós-estratificação da amostra como procedimentos para eliminar eventuais vieses (NEDER, 2006).

O debate entre o uso de medidas unidimensionais versus multidimensionais tem como ponto de partida o conceito de Bem-Estar. As medidas do nível de Bem-Estar individual são os insumos básicos para as análises tanto de desigualdade quanto da pobreza. No entanto, não existe um consenso teórico de qual o conceito relevante de Bem-Estar. Em economia a definição dominante de Bem-Estar é aquela focada no conceito de utilidade e medida empiricamente por indicadores unidimensionais como renda e

consumo. Essa perspectiva foi chamada de abordagem monetária e os indicadores produzidos de medidas unidimensionais porque consideravam apenas uma variável - a renda ou consumo - como principal variável para mensurar o Bem-Estar de um indivíduo e/ou família.

Existem também visões alternativas na economia que caracterizam o Bem-Estar através do padrão de vida, da qualidade de vida ou mesmo de medidas subjetivas oriundas de áreas como a sociologia, psicologia social, filosofia política e teologia. A grande contribuição dessas visões alternativas de Bem-Estar repousa no fato de mostrar que esse conceito pode ser capturado por diferentes dimensões. Koln (1977) e Sen (1984, 1985) argumentam também que existem razões teóricas para mensurar o Bem-Estar numa perspectiva multidimensional. O argumento se baseia no fato de que o postulado de simetria usualmente assumido nas análises de Bem-Estar é melhor atingido caso mais atributos do indivíduo sejam incluídos nas medidas de Bem-Estar⁽²⁾.

Mattos (2006) mostra que existe uma série de restrições ao uso de medidas unidimensionais. No entanto, essa abordagem permite o encadeamento de uma série de modelos como decomposição e elasticidade e sua operacionalização é bastante simples. Tendo em vista essa reflexão, o objetivo desse artigo é investigar a relação entre pobreza e distribuição de renda no Brasil, no período de 1995 a 1999. Cabe ressaltar que este tema já foi analisado por uma série de estudos (HOFFMANN, 1998; NEDER; SILVA, 2004), no entanto, existe ainda uma série de lacunas no que diz respeito: a análise ser feita incorporando o plano amostral da pesquisa utilizada, o encadeamento de uma série de modelos e mesmo a análise focada apenas no topo da distribuição (1% mais rico).

Esse artigo pretende preencher essas lacunas e divide-se em cinco seções, iniciando-se por essas considerações introdutórias. Posteriormente, a segunda seção apresenta os procedimentos analíticos para relacionar distribuição de renda e pobreza. Definidos tais procedimentos, a terceira seção descreve as implicações da fonte de dados utilizada e as escolhas seguidas para a obtenção dos resultados. Por fim, a quarta seção apresenta os resultados e o último item as conclusões obtidas.

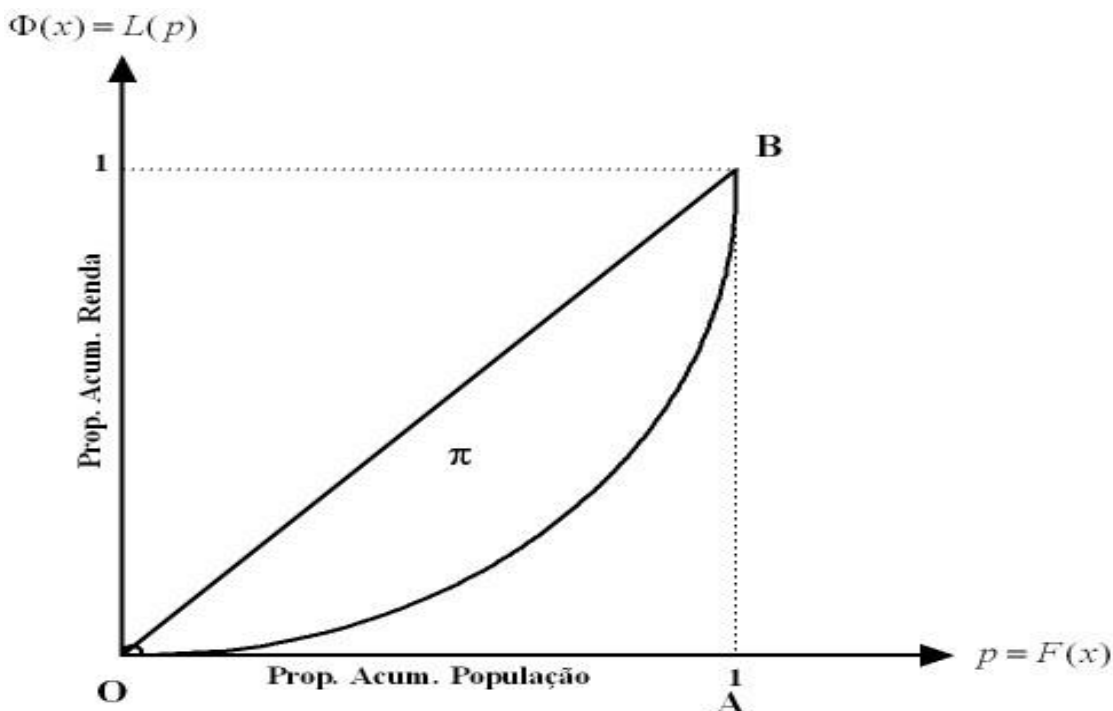
2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

2.1. Medidas de desigualdade e pobreza

A distribuição de renda entre as famílias ou indivíduos de uma economia pode ser representada por uma distribuição de frequência ou uma função densidade de probabilidade ($f(y)$, onde y é o nível de renda).

A medida de desigualdade conhecida como índice de Gini é obtida a partir da Curva de Lorenz. A Curva de Lorenz mostra graficamente como a proporção da renda aumenta em função da proporção acumulada da população, considerando que as rendas da população estejam em ordem crescente. A Figura 1 apresenta a Curva de Lorenz para uma distribuição contínua e quanto mais distante da linha de perfeita igualdade (segmento OB) for a curva, isto é, quanto mais pronunciado for o arco da curva, mais desigual a sociedade.

Figura 1 - A Curva de Lorenz para uma distribuição contínua.



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

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (1)$$

Nas ordenadas, Φ_i é a proporção de todas as rendas recebidas por essas pessoas (ou a renda familiar *per capita*) em um determinado período do tempo. Considerando que x_i é a

renda da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas e μ esteja indicando a renda média:

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (2)$$

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

Essa interpretação da Curva de Lorenz é importante para entender o conceito de índice de Gini ⁽³⁾. O índice de Gini (G) é definido como o quociente entre a área de desigualdade (π) verificada e seu valor teórico máximo de 0,5 (a área do triângulo OBC), isto é:

$$G = \frac{\pi}{0,5} = 2\pi \quad (3)$$

Sendo assim, o índice de Gini assume valores entre os limites teóricos mínimo de 0 (nenhuma desigualdade) e máximo de 1 (desigualdade máxima). Uma maneira alternativa de analisar o padrão de distribuição pessoal da renda no Brasil consiste em fazer uso de uma função de densidade de probabilidade.

Um dos pioneiros nesse tipo de abordagem foi o economista italiano Vilfredo Pareto que observou certa regularidade na distribuição pessoal da renda e traduziu tal comportamento propondo uma lei de potência (PARETO, 1897). A distribuição de Pareto ou lei de potência (*power law*) é o padrão para altos níveis de renda (CLEMENTI; GALLEGATI, 2004) e a função de densidade de probabilidade $p(x)$ para a renda pessoal x pode ser aproximada por:

$$p(x) = \alpha \cdot x_0^\alpha / x^{\alpha+1} \quad (4)$$

onde $x_0 \leq x < +\infty$; x_0 é um parâmetro de escala.

Esse tipo de distribuição é conhecido na literatura como Pareto do Tipo I ou lei de potência e o expoente α é chamado de índice de Pareto⁽⁴⁾. O índice de Gini nesse tipo de formulação é descrito pela equação:

$$G = 1/(2\alpha - 1) \quad (5)$$

Um ponto relacionado com a insuficiência de renda é a pobreza. A definição de pobreza utilizada é a da insuficiência de renda, isto é, o indivíduo pobre é aquele que faz parte de uma família cuja renda familiar *per capita* é inferior ou igual a uma determinada linha de pobreza. Ravallion e Datt (1991) expressam as medidas de pobreza em termos da renda média e da Curva de Lorenz. Nesse contexto, a medida de pobreza P_t , para o ano t , pode ser escrita como:

$$P_t = P(\mu_t / z_t, L_t) \quad (6)$$

onde z_t é a linha de pobreza, μ_t é a renda *per capita* média e L_t é a Curva de Lorenz, sendo todas as medidas avaliadas no tempo t . Genericamente, a medida de pobreza P_t , para o ano t , pode ser definida como:

$$P_t = \int_0^{H_t} f(y_t(p, \theta)) dp \quad (7)$$

onde $H_t = y_t^{-1}(z_t)$ representa a fração da população abaixo da linha de pobreza z_t , estabelecida para o tempo t , e f uma função da renda do percentil p , que assume diferentes formas dependendo da medida de pobreza a ser estimada. Para cada forma funcional escolhida de $f(y_t(p, \theta))$ gera-se uma medida específica de pobreza.

Conforme θ varia entre os valores inteiros do intervalo $[0,2]$ em $f(y_t(p, \theta)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z}\right)^\theta$, obtêm-se respectivamente a proporção de pessoas pobres (*poverty headcount* - P_0), o hiato de pobreza (*poverty gap* - P_1) e o hiato quadrático (*squared poverty gap* - P_2) conforme o Quadro 1. Assim as medidas de pobreza podem ser expressas como as imagens de f , com os respectivos índices de pobreza que estas formas determinam.

Quadro 1 - Índices de pobreza gerados a partir do cálculo da imagem de f

Cálculo das imagens de f	Índices de pobreza
$f(y_t(p)) = 1$	Proporção de pobres (P_0)
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z}\right)$	Hiato de pobreza (P_1)
$f(y_t(p)) = \left(\frac{z - y_t(p)}{z}\right)^2$	Hiato quadrático (P_2)

Fonte: Manso, Barreto e Tebaldi (2006)

A proporção de pessoas pobres (*poverty headcount*) mede a proporção de pessoas que têm renda familiar *per capita* inferior à linha de pobreza e capta apenas a extensão da pobreza, sendo insensível à intensidade da pobreza. O hiato de pobreza (*poverty gap*) mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre através do cálculo do desvio médio entre a renda dos pobres e o valor da linha de pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, através da perfeita focalização das transferências de renda. Por fim, o hiato quadrático (*squared poverty gap*) é uma medida que dá um peso maior para as pessoas mais pobres (o hiato de pobreza é ponderado por si mesmo) e leva em conta a desigualdade entre os pobres.

2.2. Elasticidade da pobreza

A metodologia utilizada para o cálculo da elasticidade de pobreza tem como finalidade analisar o impacto das variações no crescimento e na desigualdade de renda sobre alterações da pobreza. A metodologia utilizada para o cálculo da elasticidade de pobreza foi a proposta por Datt (1998) e adaptada para o contexto dos dados brasileiros por Neder e Silva (2004). As medidas de pobreza derivadas das parametrizações da Curva de Lorenz têm como base metodológica as seguintes duas funções:

$$\text{Curva de Lorenz : } L = L(p; \pi) \quad (8)$$

e

$$\text{Medida de pobreza: } P = P(\mu / z; \pi); \partial P / \partial \mu < 0; \partial P / \partial z > 0 \quad (9)^{(5)}$$

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

A medida de pobreza da equação (9) é homogênea de grau zero em renda familiar *per capita* média e na linha de pobreza. Isso significa que se a renda familiar *per capita* média e a linha de pobreza se alterarem da mesma proporção, a medida de pobreza permanecerá inalterada. Por simplicidade, a parametrização escolhida para ajustar a Curva de Lorenz foi a Quadrática Geral (*general quadratic - GQ*) e tal formulação é descrita pelas seguintes funções⁽⁶⁾:

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L) \quad (10)$$

ou

$$L(p) = -\frac{1}{2} \left[bp + e + (mp^2 + np + e^2)^{\frac{1}{2}} \right] \quad (11)$$

A primeira derivada, a segunda derivada e o índice de Gini derivados a partir da equação (10) são (DATT, 1998):

$$L'(p) = -\frac{b}{2} - \frac{(2mp+n)(mp^2+np+e^2)^{-1/2}}{4} \quad (12)$$

$$L''(p) = \frac{r^2(mp^2+np+e^2)^{-3/2}}{8} \quad (13)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} + \frac{r^2}{8m\sqrt{-m}} \left[\operatorname{sen}^{-1} \frac{(2m+n)}{r} - \operatorname{sen}^{-1} \frac{n}{r} \right] \quad \text{se } m < 0 \quad (14)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} - \frac{r^2}{8m\sqrt{m}} \ln \left[\operatorname{abs} \left(\frac{2m+n+2\sqrt{m(a+c-1)}}{n-2e\sqrt{m}} \right) \right] \quad \text{se } m > 0 \quad (15)^{(7)}$$

A partir da especificação da Curva de Lorenz descrita pelas equações (10 e 11) pode-se obter as funções que representam as medidas de pobreza FGT(θ) para $\theta = 0, 1$ e 2 :

$$H = -\frac{1}{2m} \left[n + r(b + 2z/\mu) \{ (b + 2z/\mu)^2 - m \}^{\frac{1}{2}} \right] \quad (16)$$

$$PG = H - (\mu/z)L(H) \quad (17)$$

$$P_2 = 2(PG) - H - \left(\frac{\mu}{z} \right)^2 \left[aH + bL(H) - \left(\frac{r}{16} \right) \ln \left(\frac{1-H/s_1}{1-H/s_2} \right) \right] \quad (18)$$

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

$$e = -(a+b+c+1) \quad (19)$$

$$m = b^2 - 4a \quad (20)$$

$$n = 2be - 4c \quad (21)$$

$$r = (n^2 - 4me^2)^{1/2} \quad (22)$$

$$s_1 = (r - n)/(2m) \quad (23)$$

$$s_2 = -(r + n)/(2m) \quad (24)$$

Estimados os parâmetros a , b e c da Curva de Lorenz da equação (10) obtém-se os valores das elasticidades da pobreza calculados a partir das fórmulas do Quadro 2⁽⁸⁾.

Quadro 2 - Fórmulas da elasticidade da pobreza em relação à renda média e ao índice de Gini.

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

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

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

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

2.3 Decomposição nas variações do nível de pobreza

O método de decomposição utilizado nesse item tem como principal finalidade analisar os componentes que explicam a variabilidade dos indicadores de pobreza sem considerar a causalidade desse movimento e partindo de um grupo de variáveis previamente definidas. Os dois principais componentes responsáveis pela alteração dos indicadores que mensuram o nível de pobreza são a variação de renda e a variação da desigualdade (RAVALLION, 2004). Em termos discretos, considerando dois períodos, t e $t+n$, as variações nas medidas de pobreza podem ser decompostas como (RAVALLION; DATT, 1991):

$$P_{t+n} - P_t = G(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (25)$$

componente componente resíduo
de crescimento de redistribuição

Em cada componente do lado direito da equação (25), os dois primeiros argumentos no parêntese se referem ao período inicial e final da decomposição enquanto que o último argumento (r) torna explícita a data de referência que será utilizada para a decomposição nas medidas de pobreza.

Em relação aos termos contidos na equação (25), o primeiro termo do lado direito é o componente do crescimento (G). O componente de crescimento das mudanças no indicador de pobreza é definido como o responsável pela mudança no indicador de pobreza devido às variações na renda média enquanto a Curva de Lorenz permanece constante ao nível de referência L_r e surge através da diferença entre uma medida de pobreza inicial e um índice de pobreza calculado sobre o conjunto de rendas hipotético que utiliza a renda média do segundo período e a Curva de Lorenz do primeiro:

$$G(t, t+n; r) = P(\mu_{t+n} / z, L_r) - P(\mu_t / z, L_r) \quad (26)$$

O segundo termo do lado direito da equação (25) é o componente da distribuição ou redistribuição (D). O componente da redistribuição das mudanças no indicador de pobreza é definido como o responsável pela mudança no indicador de pobreza devido às variações na Curva de Lorenz enquanto a renda média permanece constante ao nível de referência μ_r e encontra-se representado pela diferença entre uma medida de pobreza inicial e um índice baseado no conjunto de rendas obtido coma renda média do primeiro período e a Curva de Lorenz do segundo:

$$D(t, t+n; r) = P(\mu_r / z, L_{t+n}) - P(\mu_r / z, L_t) \quad (27)$$

Na equação (25), $R(t, t+n; t)$ é o componente residual. O componente residual não tem uma interpretação por si só e para o caso em que $r = t$ pode ser definido como:

$$R(t, t+n; t) = G(t, t+n; t+n) - G(t, t+n; t) \quad (28)$$

$$R(t, t+n; t) = D(t, t+n; t+n) - D(t, t+n; t) \quad (29)$$

O componente residual pode ser interpretado como a diferença entre o componente de crescimento (redistribuição) avaliado ao nível final e inicial respectivamente de uma Curva de Lorenz (renda média). No caso da renda média ou da Curva de Lorenz permanecer inalterada durante o período da decomposição, então o resíduo é nulo⁽⁹⁾.

3. PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

3.1. Fonte de dados e definição das variáveis

Os microdados utilizados nesse artigo foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e referem-se a dados individuais de 1995, 1996, 1997, 1998 e 1999. A PNAD incorpora todos os aspectos que definem um “plano amostral complexo”⁽¹⁰⁾: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios, com unidades compostas de amostragem)⁽¹¹⁾, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais para calibração com os totais populacionais conhecidos (NASCIMENTO SILVA; PESSOA; LILA, 2002).

As estimativas feitas fizeram uso da variável renda familiar *per capita* sendo a renda da família considerada sem agregados e pensionistas. Para o cálculo deste indicador é necessário dividir o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos pertencentes a esta. Além disso, a variável renda familiar *per capita* foi utilizada com as três informações complementares oriundas da PNAD que descrevem o seu plano amostral e que devem sempre ser utilizadas em qualquer inferência com dados amostrais complexos: os pesos de expansão da amostra, o estrato e a unidade primária de amostragem (PSU ou UPA)⁽¹²⁾.

Esse conjunto de informações permite mensurar o efeito do desenho amostral nas estimativas. Skinner, Holt e Smith (1989) desenvolveram uma medida intitulada EPA ampliado (*Meff - Misspecification effect*) que permite mensurar os efeitos de especificação incorreta tanto do plano amostral quanto do modelo ajustado e é definida por:

$$EPA\left(\hat{\beta}; v_0\right) = \frac{V_{VERD}(\hat{\beta})}{E_{VERD}(v_0)} \quad (30)$$

sendo: $v_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$: um estimador usual (consistente) da variância do estimador calculado sob a hipótese de observações independentes e identicamente distribuídas (IID); $V_{VERD}(\hat{\beta})$: é a variância do estimador sobre o plano amostral complexo; $E_{VERD}(v_0)$: é a esperança do estimador usual sob o plano amostral complexo.

A partir dos valores encontrados do EPA ampliado podem-se tirar as seguintes conclusões: a) EPA < 1: variância sob AAS⁽¹³⁾ superestimada; b) EPA = 1: não há diferença entre as estimativas de variância; e c) EPA > 1: variância sob AAS subestimada. Quanto maior o valor do EPA ampliado, menor será a probabilidade real de cobertura do intervalo de confiança para o parâmetro de interesse, caso o intervalo seja calculado sem considerar o plano amostral da pesquisa.

Outra variável a ser utilizada é a linha de pobreza. Na ausência de uma linha de pobreza oficial para o Brasil e por uma questão de simplicidade, adotou-se como linha de pobreza o valor correspondente à 50% do salário mínimo (em valores nominais) em vigor no mês de setembro de cada ano (o mês de referência da PNAD)⁽¹⁴⁾. Em algumas estimativas realizadas ao longo desse artigo, os valores da renda nominal familiar *per capita* foram deflacionados para obter seus valores reais e nesse procedimento fez-se uso de uma versão do Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC) do IBGE proposta por Corseuil e Foguel (2002).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A literatura que analisa os principais responsáveis pela redução da pobreza aponta o papel fundamental desempenhado pela renda real familiar *per capita* média. A evolução da renda real familiar *per capita* média é um importante indicador da evolução das condições sociais do país e também uma *proxy* utilizada por muitos modelos para representar o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza ao longo do tempo. Por isso, torna-se relevante analisar a evolução da renda real familiar *per capita* média no período 1995-1999 conforme a Tabela 1.

Tabela 1. Renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período de 1995 a 1999.

Ano	Renda real familiar <i>per capita</i> média (μ)				
	Estimativa	Taxa. Crescimento %	Erro padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%	
1995	424,3441	23,5957	5,337231	413,8807	434,8074
1996	429,4382	1,2005	5,147028	419,3478	439,5286
1997	428,6451	-0,1847	5,191928	418,4668	438,8233
1998	430,7370	0,4880	5,226016	420,4921	440,9820
1999	407,4610	-5,4038	4,947983	397,7613	417,1608

Fonte: cálculos do autor

Notas: * valores em R\$ de setembro de 2005 (deflacionados pelo INPC – Restrito).

A Tabela 1 apresenta a evolução da renda familiar *per capita* média com seu respectivo intervalo de confiança ao longo do período de 1995 a 1999. Em suas estimativas foram consideradas todas as informações do desenho amostral (pesos, estratos e unidades primárias). Inicialmente, deve-se ressaltar o efeito do Plano Real na taxa de crescimento da renda real familiar *per capita* média no período 1993-1995, ou seja, um aumento de 23,59%⁽¹⁵⁾. Hoffmann (1998) argumenta que grande parte desse crescimento pode estar associado à incapacidade dos deflatores de captarem de maneira apropriada a inflação por ocasião da criação do Real.

A renda familiar *per capita* média durante o período 1995-1999 sofre o intitulado “efeito sanfona”, ou seja, uma grande expansão imediatamente após o período 1993-1996 (após o Plano Real) e movimentos de redução-expansão até 1999, atingindo um valor mais baixo do que em 1995 e semelhante aos observados na segunda metade da década de 80. O período 1993-1995 é marcado por uma retração da renda real familiar *per capita* média de 3,95% (ou R\$16,88). Para determinar se a evolução dessa medida foi estatisticamente significativa foram estimadas suas diferenças conforme a Tabela 2. De acordo com a Tabela 2, no período de 1995-1999, a redução da renda familiar *per capita* média foi estatisticamente significativa.

Tabela 2. Diferenças na renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período 1995-1999*.

Período	Estimativa	Erro padrão Linearização	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
1995 - 1996	-5,09408	4,430614	-1,15	0,250	-13,77984	3,59168
1996 - 1997	0,79307	4,918523	0,16	0,872	-8,84896	10,43510
1997 - 1998	-2,09195	4,421433	-0,47	0,636	-10,75937	6,57548
1998 - 1999	23,27601	4,676386	4,98	0,000	14,10891	32,44312
1995 - 1999	16,88305	5,327614	3,17	0,002	6,43930	27,32681

Fonte: cálculos do autor

Notas: * valores em R\$ de setembro de 2005 (deflacionados pelo INPC – Restrito).

Uma maneira alternativa de medir a desigualdade consiste em analisar a proporção de renda apropriada pelos mais pobres através das estimativas que são usadas para construir a Curva de Lorenz. A Tabela 3 apresenta as estimativas da Curva de Lorenz, bem como seu intervalo de confiança de 95% para 1995, 1997 e 1999.

Tabela 3. Estimativas da renda acumulada e respectivo erro padrão para o Brasil, dos anos selecionados 1995, 1997 e 1999.

p	Estimativa	Erro Padrão	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
1995						
1	0,003037	0,006258	0,485	0,627	-0,0092284	0,0153017
2	0,016778	0,006233	2,692	0,007	0,0045625	0,0289935
3	0,039028	0,006196	6,299	0,000	0,0268848	0,0511712
4	0,070343	0,006121	11,493	0,000	0,0583473	0,0823392
5	0,126140	0,006018	20,961	0,000	0,114345	0,137935
6	0,168785	0,005903	28,595	0,000	0,157216	0,180354
7	0,243000	0,005683	42,762	0,000	0,231863	0,254138
8	0,349429	0,005347	65,356	0,000	0,33895	0,359908
9	0,512853	0,004589	111,762	0,000	0,503859	0,521847
10	1,000000					
1997						
1	0,002831	0,006289	0,450	0,653	-0,0094942	0,015157
2	0,016239	0,006249	2,599	0,009	0,0039921	0,0284859
3	0,038275	0,006181	6,192	0,000	0,02616	0,0503895
4	0,068003	0,006077	11,191	0,000	0,0560934	0,079913
5	0,110626	0,005927	18,666	0,000	0,0990095	0,122242
6	0,166256	0,005764	28,842	0,000	0,154958	0,177554
7	0,241623	0,005488	44,028	0,000	0,230867	0,252379
8	0,348549	0,005085	68,546	0,000	0,338583	0,358515
9	0,515607	0,004405	117,063	0,000	0,506974	0,52424
10	1,000000					
1999						
1	0,002738	0,006316	0,433	0,665	-0,0096423	0,0151173
2	0,017212	0,006261	2,749	0,006	0,00494	0,0294839
3	0,042590	0,006170	6,903	0,000	0,0304974	0,0546823
4	0,071387	0,006047	11,804	0,000	0,0595345	0,0832402
5	0,117415	0,005873	19,994	0,000	0,105905	0,128925
6	0,173282	0,005672	30,553	0,000	0,162166	0,184398
7	0,247691	0,005368	46,145	0,000	0,23717	0,258211
8	0,352933	0,004912	71,850	0,000	0,343305	0,36256
9	0,518228	0,004226	122,638	0,000	0,509945	0,52651
10	1,000000					

Fonte: cálculos do autor

O primeiro ponto que deve ser mencionado é que pobres no Brasil, considerando uma linha de pobreza equivalente a metade do salário mínimo da semana de referência da PNAD, são os indivíduos situados entre o primeiro e o terceiro decil, ou seja, equivalentes aos valores $p = 1, 2$ e 3 na Tabela 3⁽¹⁵⁾. O segundo ponto a se ressaltar é que a Curva de Lorenz não apresenta estimativas estatisticamente significativas para o primeiro decil da população ($p = 1$) e isso ocorre para os três anos analisados.

Na Tabela 3, as variações no primeiro, segundo e terceiro decis foram de respectivamente -0,03 p.p., 0,04 p.p. e 0,36 p.p. (1995-1999)⁽¹⁶⁾. Esses resultados mostram que os dois decis mais pobres da população brasileira tiveram respectivamente sua renda reduzida e com aumento mínimo no período 1995-1999. Por outro lado, o aumento da proporção de renda apropriada pelo terceiro decil aponta para um possível declínio do grau de desigualdade visto que independente de como venha se medi-la, sempre que houver um aumento de um dos decis abaixo da linha de pobreza existe margem para redução do grau de concentração.

Para determinar se isso de fato ocorreu, a Tabela 4 apresenta o índice de Gini (G) com seu respectivo intervalo de confiança para o período de 1995 a 1999. Pode-se observar que houve uma redução da desigualdade de 0,76% (ou uma queda de 0,47 p.p.).

Tabela 4. Índices de Gini (G) com intervalo de confiança para o Brasil de 1995 a 1999.

Período	Estimativa	Erro padrão			Intervalo de confiança	
		Linearização	Z	P-valor	95%	
GINI 1995	0,6169447	0,00323205	190,883	0,000	0,6106100	0,6232794
GINI 1996	0,6186979	0,00306132	202,102	0,000	0,6126979	0,6246980
GINI 1997	0,6186928	0,00302850	204,290	0,000	0,6127570	0,6246285
GINI 1998	0,6190800	0,00301697	205,199	0,000	0,6131668	0,6249931
GINI 1999	0,6122777	0,00287648	212,857	0,000	0,6066399	0,6179155

Fonte: cálculos do autor

A Tabela 5 analisa se essa variação tem significância estatística utilizando o cálculo das diferenças do índice de Gini. Pode-se observar que a variação do índice de Gini é apenas significativa no período 1998-1999 com redução de 0,68 p.p. e que, ao longo de todo o período 1995-1999, a redução de 0,47 p.p. (0,76%) não pode ser considerada estatisticamente válida. Isso implica que no contexto da distribuição de renda, a segunda metade da década de 90 pode ser considerada perdida e somente no último ano do período é que ocorreu uma pequena diminuição da desigualdade.

Tabela 5. Variação do índice de Gini (G) no Brasil, de 1995 a 1999.

Período	Estimativa	Erro padrão		Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
		Bootstrap					
GINI 1995 – GINI 1996	-0,0017533	0,0026518	-0,66	0,509	-0,0069506	0,0034441	
GINI 1996 – GINI 1997	0,0000052	0,0027613	0,00	0,998	-0,0054068	0,0054172	
GINI 1997 – GINI 1998	-0,0003872	0,0026300	-0,15	0,883	-0,0055419	0,0047675	
GINI 1998 – GINI 1999	0,0068023	0,0022436	3,03	0,002	0,0024050	0,0111996	
GINI 1995 – GINI 1999	0,0046670	0,0026160	1,78	0,074	-0,0004602	0,0097943	

Fonte: cálculos do autor

A literatura em desigualdade tem ressaltado o efeito concentrador do crescimento econômico na distribuição de renda e as simetrias entre o estrato mais pobre e o mais rico. Rocha (2006) ressalta que as oportunidades naturais de crescimento econômico são predominantemente concentradoras e que a distribuição truncada de renda (em 99%) do Brasil torna os níveis de desigualdade mais baixos. Visando investigar de maneira mais profunda o comportamento do topo da distribuição de renda no Brasil (1% mais rico), a Figura 2 mostra a evolução da renda real familiar *per capita* do 1% mais rico no Brasil durante o período de 1995 a 1999.

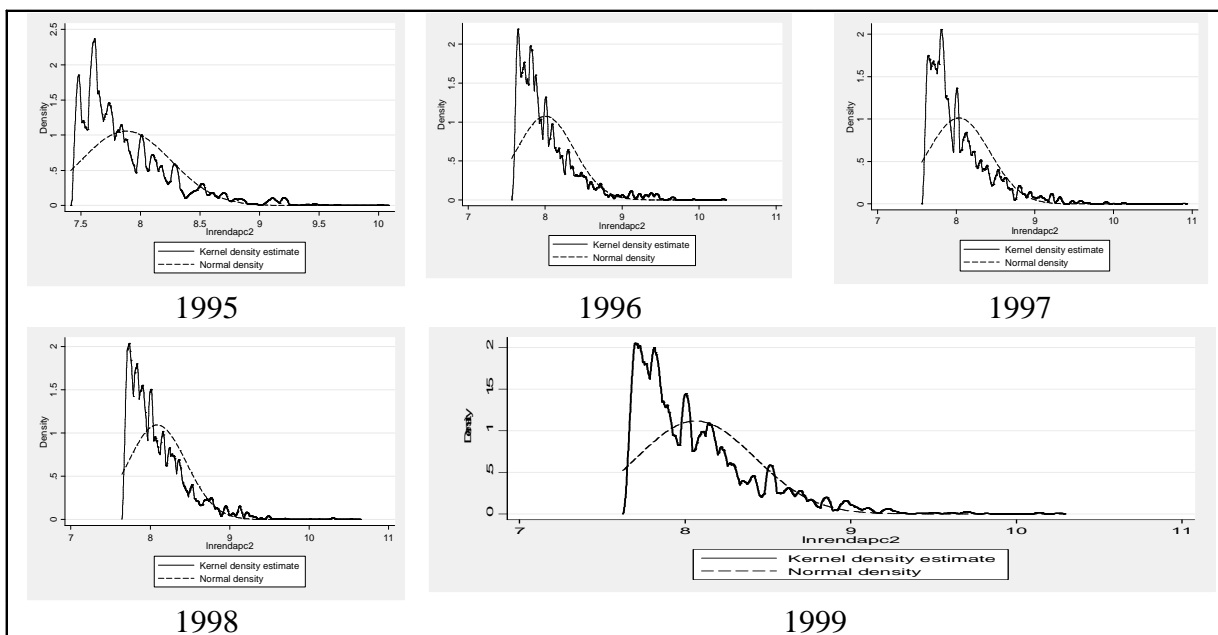


Figura 2 – Representação da renda familiar *per capita* do 1% mais rico (em valores reais) do Brasil via função Kernel (ou núcleo) para os anos selecionados de 1995, 1997 e 1999.

A partir da Figura 2, estima-se o índice de Pareto e o valor mínimo a partir do qual a distribuição de lei de potência é ajustada. A Tabela 6 apresenta essas estimativas e pode-se observar que o índice de Pareto do 1% mais rico do Brasil para o período 1995-1999

encontra-se no intervalo (2,31;2,48)⁽¹⁷⁾. Especificamente, os anos de 1995 (2,35) e 1997 (2,31) apresentam a maior desigualdade da distribuição no estrato mais rico.

Tabela 6. Índice de Gini, renda real familiar per capita média, limite mínimo do estrato mais rico e índice de Pareto para o 1% mais rico em valores reais para o Brasil no período de 1995 a 1999.

Ano	Gini	$\mu(1\%)$	k1	Índice de Pareto (α)		
				Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%
1995	0,2694	6105,58	3660,01	2,3554	0,07509	2,20802 2,50288
1996	0,2524	6161,73	3773,80	2,4809	0,07908	2,32567 2,63622
1997	0,2762	6156,48	3614,86	2,3100	0,07179	2,16913 2,45102
1998	0,2560	6197,07	3789,41	2,4552	0,07066	2,31425 2,59166
1999	0,2518	5657,68	3502,08	2,4855	0,06892	2,35024 2,62081

Fonte: cálculos do autor

Notas: k1 – limite mínimo do estrato mais rico em valores reais (valores em R\$ de 2005); $\mu(1\%)$ - renda real familiar per capita média do 1% mais rico em valores reais (valores em R\$ de 2005).

O ano de 1995 é imediatamente posterior a um dos maiores aumentos reais da renda real familiar *per capita* média no período analisado e como o crescimento econômico tem um efeito concentrador, possivelmente, isso também teve sua contrapartida no estrato mais rico. O ano de 1997 foi marcado pelo enfretamento dos desequilíbrios provocados pela crise financeira no mercado asiático e as alterações no contexto internacional. No entanto, em 1997, o mercado interno e principalmente o PIB não foram contaminados por essa turbulência e a princípio não podem justificar um nível de desigualdade tão elevado para o topo da distribuição⁽¹⁸⁾. Souma (2000) retrata que as medidas que caracterizam o topo da distribuição de renda estão mais associadas às flutuações de ativos do que ao lado real da economia (setor produtivo)⁽¹⁹⁾.

Deve-se observar que o índice de Pareto é (inversamente) relacionado com a variância da distribuição⁽²⁰⁾. A variância é uma medida de dispersão, ou seja, durante períodos de expansão econômica a dispersão da renda tende a se tornar maior (em outras palavras e com poucas exceções, os ricos tornam-se mais ricos e os pobres mais pobres) e por isso o índice de Pareto tende a diminuir. Isso significa que durante períodos de expansão econômica o índice de Pareto é pequeno (alta desigualdade na distribuição de

renda) enquanto que em períodos de retração o índice de Pareto é maior (menor desigualdade na distribuição de renda).

Clementi e Gallegati (2004) estimam o índice de Pareto para o 1% mais rico na Itália e o valor da medida para os anos de 1995 e 1998 são de respectivamente: 2,72 (0.002) e 2,76 (0.002). Isso mostra que a desigualdade no estrato de 1% mais rico é maior no Brasil do que na Itália. A Tabela 6 também mostra que no topo da distribuição de renda no Brasil (1% mais rico), a concentração da renda foi reduzida no período 1995-1999 em 1,76 p.p. (ou 6,53%) quando analisada de acordo com o índice de Gini e no montante de 13,01 p.p. (ou 5,52%) quando analisada pelo índice de Pareto. Além disso, a renda familiar *per capita* média do 1% mais rico foi reduzida em 7,34%.

Mais do que a magnitude da queda, essa redução mostra que o comportamento da renda familiar *per capita* média do 1% mais rico é bastante similar ao comportamento da renda familiar *per capita* média para a distribuição como um todo ao longo do mesmo período. Em termos absolutos (valores reais em R\$ de 2005), o maior valor da renda familiar *per capita* média do 1% mais rico para o Brasil é observado e seu valor é de R\$6197,07.

A desigualdade da distribuição de renda e as alterações no rendimento médio das famílias têm profundo impacto no nível de pobreza. É um procedimento comum analisar a contrapartida dessas grandezas nas medidas de pobreza e discutir a causalidade desse movimento. As Tabelas 7, 8 e 9 estimam as medidas FGT apresentando os intervalos de confianças e o efeito do plano amostral para construção desse intervalo (*EPA ampliado*).

A Tabela 7 apresenta a evolução da proporção das pessoas pobres no Brasil e pode-se observar que essa medida teve um aumento de 11,56% (ou 3,08 p.p.). A última coluna da Tabela 7 mostra o efeito do plano amostral mensurado pelo *EPA ampliado (meff)*. Valores grandes (> 1) do *EPA ampliado* indicam que o estimador “ingênuo” da variância obtido ignorando o plano amostral complexo tende a subestimar a variância. O erro padrão na Tabela 7 é calculado utilizando a estrutura do plano amostral complexo, todavia os intervalos de confiança são estabelecidos baseando-se na hipótese de normalidade da distribuição amostral. Notadamente essa aproximação para construção dos intervalos de confiança subestima os verdadeiros valores. Isso porque *EPAs ampliados* maiores do que

um indicam que o nível de significância verdadeiro é superior ao nominal (PESSOA; NASCIMENTO SILVA, 1998)⁽¹¹⁾.

Tabela 7. Proporção de pobres no Brasil [FGT(0)], de 1995 a 1999.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>mef</i>)
1995	0,2666354	0,0031924	0,2603769	0,2728939	17,50018
1996	0,2758769	0,0032607	0,2694846	0,2822692	17,44834
1997	0,2769985	0,0031224	0,2708773	0,2831197	16,79484
1998	0,2895474	0,0032435	0,2831889	0,2959059	17,51556
1999	0,2974723	0,0032465	0,2911082	0,3038365	17,58287

Fonte: cálculos do autor

Algumas considerações adicionais devem ser feitas sobre esses resultados. Inicialmente deve-se observar que o ano de 1995 foi o primeiro ano após o Plano Real em que foi divulgada a PNAD, e os níveis de pobreza estavam mantendo um comportamento de relativa estabilidade nos anos anteriores à sua implementação. Barros, Henriques e Mendonça (2001) estabelecem que esse comportamento estável da proporção de pobres oscilava entre 40% e 45%. As flutuações em torno desses valores eram justificadas pela instável dinâmica macroeconômica do período.

Com a implementação do Plano Real, os níveis de pobreza foram reduzidos, e esse fenômeno foi captado de maneira generalizada. A Tabela 7 mostra que a proporção de pobres (FGT(0)) atingiu um novo patamar de oscilação entre 26% e 30% no período de 1995 a 1999⁽²²⁾. Um fator importante da redução da pobreza após a implementação de algum plano econômico é o fato de esse resultado ser sustentável ou não.

No Plano Cruzado em 1986, por exemplo, a magnitude da queda no indicador da pobreza foi maior do que a variação ocorrida entre 1993 e 1995 após o Plano Real. No entanto, a queda de 1986 não gerou resultados sustentados, com o valor da pobreza retornando no ano seguinte ao patamar vigente antes do Plano Cruzado. Mesmo com a variação de 11,56% em FGT(0) no período de 1995 a 1999, os efeitos do Plano Real foram sustentáveis e o que ocorre no período é uma flutuação normal do indicador até atingir um novo patamar estável.

Na Tabela 8, o hiato de pobreza é uma medida que se refere à intensidade da pobreza. No período 1995-1999, o hiato de pobreza aumentou em 9,04% (ou 1,29 p.p.) e isso sinaliza que o montante de recursos necessários para erradicar a pobreza absoluta se tornou maior ao longo do período analisado. O aumento do hiato de pobreza mostra que, em média, os pobres ficaram ainda mais distantes da linha de pobreza.

Tabela 8. Hiato de pobreza no Brasil [FGT(1)], de 1995 a 1999.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
1995	0,1437568	0,0021018	0,1396364	0,1478772	18,22932
1996	0,1508161	0,0022482	0,1464086	0,1552236	18,55123
1997	0,1528249	0,0021790	0,1485532	0,1570967	18,70900
1998	0,1580431	0,0021306	0,1538663	0,1622199	17,23165
1999	0,1567541	0,0019440	0,1529433	0,1605649	14,92399

Fonte: cálculos do autor

A Tabela 9 analisa o hiato de pobreza ao quadrado e tal indicador dentro da família FGT é o que atribui maior peso para as pessoas mais pobres (dentro os utilizados nesse artigo) e nessa perspectiva é mais capaz de indicar a evolução da situação dos mais pobres. O hiato de pobreza ao quadrado se elevou em 9,70% (ou 0,99 p.p.) ao longo do período de 1995 a 1999.

Tabela 9. Hiato de pobreza ao quadrado no Brasil [FGT(2)], de 1995 a 1999.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
1995	0,1024619	0,0017891	0,0989545	0,1059692	17,01903
1996	0,1101327	0,0019524	0,1063051	0,1139603	17,25441
1997	0,1106638	0,0018538	0,1070297	0,114298	17,07589
1998	0,1146098	0,0017427	0,1111934	0,1180262	14,46100
1999	0,1124039	0,0015575	0,1093507	0,1154572	12,12722

Fonte: cálculos do autor

As Tabelas 8 e 9 mostram que houve um aumento das medidas de pobreza que dão maior peso aos mais pobres (FGT(1) e FGT(2)) ao longo do período de 1995 a 1999. Uma característica que deve ser observada em relação às medidas de pobreza diz respeito a sua sensibilidade em relação à escolha de uma linha de pobreza. Quanto mais a medida de pobreza escolhida consiga captar as características de renda dos mais pobres entre os

pobres menos importante se torna a escolha da linha de pobreza e a discrepância das magnitudes das variações.

Visando determinar os componentes responsáveis por essa elevação procedeu-se a decomposição das medidas FGT. A Tabela 10 mostra essa decomposição para o índice de pobreza intitulado proporção de pessoas pobres levando em conta o efeito médio⁽²³⁾. As variações nas medidas de pobreza são decompostas em dois componentes: (a) crescimento e (b) redistribuição. Além disso, a Tabela 10 coloca em evidência o que está direcionando o processo de mudança das medidas de pobreza.

No período de 1995-1999, a variação positiva de 3,084 p.p. (11,56%) pode ser explicada em 39% pelo componente de crescimento e em 61% pelo componente de redistribuição. O componente dominante dessa variação é o componente de redistribuição.

Tabela 10. Decomposição da variação do índice de pobreza, Proporção de pobres (P_0), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 1999.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-3,337	4,261	0,000	0,924
1996-1997	-1,896	2,008	0,000	0,112
1997-1998	-1,562	2,816	0,000	1,255
1998-1999	-0,751	1,544	0,000	0,792
1995-1999	-5,365	8,448	0,000	3,084

Fonte: cálculos do autor

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$.

A Tabela 11 analisa a variação do hiato de pobreza no período 1995 a 1999 considerando o efeito médio da variação. A variação positiva de 1,300 p.p. (9,05%) do hiato de pobreza pode ser explicada em 41% pelo componente de crescimento e em 59% pelo componente de redistribuição. Isso implica que nesse período o componente dominante nessa variação é o componente de redistribuição e tal componente é o responsável pela piora na medida FGT(1).

Tabela 11. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_1 ou $FGT(1)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 1999.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-1,731	2,437	0,000	0,706
1996-1997	-0,558	0,759	0,000	0,201
1997-1998	-0,485	1,007	0,000	0,522
1998-1999	-0,098	-0,031	0,000	-0,129
1995-1999	-3,005	4,304	0,000	1,300

Fonte: cálculos do autor

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$.

A Tabela 12 analisa a variação do hiato de pobreza ao quadrado no período de 1995 a 1999 considerando o efeito médio dessa variação. A variação positiva de 0,994 p.p. (9,70%) pode ser explicada em 39% pelo componente de crescimento e em 61% pelo componente de redistribuição, sendo o componente de redistribuição dominante.

Tabela 12. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou $FGT(2)$), efeito médio para o Brasil no período de 1995 a 1999.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
1995-1996	-1,069	1,836	0,000	0,767
1996-1997	-0,338	0,391	0,000	0,053
1997-1998	-0,302	0,696	0,000	0,395
1998-1999	-0,060	-0,161	0,000	-0,221
1995-1999	-1,852	2,846	0,000	0,994

Fonte: cálculos do autor

Notas: (a): componente de crescimento; (b): componente de redistribuição; (c): componente residual; Δ (em p.p.) = mudança total na pobreza; * $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$.

Neri (2000) analisando o método de decomposição utilizado nesse artigo ressalta duas características: o fato de que a escolha de uma linha de pobreza com valor baixo faz com que o componente de redistribuição tende a dominar os efeitos dos componentes de crescimento e residual; e que os resultados da decomposição estão muito associados à escolha da linha de pobreza. Os resultados obtidos nesse artigo, para o período 1995-1999, corroboram com essa afirmação visto que o componente de redistribuição foi o principal responsável pelo aumento nas medidas de pobreza.

O método de decomposição representa a variação real das medidas de pobreza. No entanto, pode-se recorrer ao modelo de elasticidade que permite prever (variação prevista) o impacto nas medidas de pobreza da redução da concentração ou do crescimento econômico. A partir das elasticidades estimadas em relação às variações da renda média (elasticidade-crescimento) e do índice de Gini (elasticidade-gini) pode-se estabelecer qual a melhor estratégia para reduzir a pobreza no Brasil ao longo do tempo.

A Tabela 13 apresenta as elasticidades da pobreza com relação às variações da renda média e do índice de Gini ao longo do período de 1995-1999, considerando a classe de indicadores FGT(0)-P₀, FGT(1)-P₁ e FGT(2)-P₂.

Tabela 13. Elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda familiar *per capita* média e ao índice de Gini no Brasil, de 1995 a 1999.

Ano	ElcresP ₀	ElcresP ₁	ElcresP ₂	ElginiP ₀	ElginiP ₁	ElginiP ₂
1995	-0,9728	-1,2340	-1,4581	3,0069	7,9053	12,6888
1996	-0,9401	-1,1546	-1,3337	2,9807	7,8316	12,5700
1997	-0,9173	-1,1170	-1,2802	2,7828	7,4224	11,9513
1998	-0,9324	-1,1533	-1,3366	2,6826	7,1955	11,5999
1999	-0,9407	-1,1666	-1,3546	2,5614	6,8993	11,1341

Fonte: cálculos do autor

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação ao crescimento da renda média (*ElcresP₀*) durante o período de 1995 a 1999, pode-se observar inicialmente que a elasticidade da pobreza se relaciona negativamente com variações na renda real familiar *per capita* média. Deve-se também observar que quanto maior o valor da elasticidade-renda em valores absolutos, maior o efeito sobre a proporção de pessoas pobres. Nesse sentido, uma elasticidade-renda pobreza (*ElcresP₀*) de -0,94 em 1999 mostra que se houver um acréscimo de 1% na renda real familiar *per capita* média, a proporção de pessoas pobres se reduz em aproximadamente 0,94%.

Outra característica que deve ser observada na Tabela 13 é o fato de que quanto mais peso no indicador de pobreza se dá aos mais pobres entre os pobres, maiores são as elasticidades tanto de crescimento quanto da distribuição de renda. Isso implica que (*ElcresP₀*) < (*ElcresP₁*) < (*ElcresP₂*) em qualquer dos anos analisados⁽²⁴⁾.

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação a desigualdade (*ElginiP₀*) durante o período de 1995 a 1999, pode-se observar que a

elasticidade da pobreza é uma função decrescente da desigualdade (de G), ou seja, no períodos em que há redução da desigualdade há também redução da elasticidade. A elasticidade da pobreza em relação ao índice de Gini (E_{lginiP_0}) mostra no ano de 1999, por exemplo, que se houver um aumento percentual unitário do índice de Gini, isso ocasionaria uma elevação na proporção de pessoas pobres (P_0) de 2,56%. Recorrendo a um efeito simétrico da alteração do índice de Gini, os resultados da Tabela 13 apontam que no período 1995 a 1999, uma política redistributiva seria mais efetiva do que o crescimento econômico para erradicar a pobreza.

Duas observações devem ser feitas em relação ao modelo de elasticidade utilizado. A primeira está relacionada ao fato de que as estimativas de elasticidade-renda ou elasticidade-gini obtidas pelo método de Kakwani (1990) podem levar a estimativas substancialmente mais altas do que o valor obtido admitindo que a distribuição seja log-normal (HOFFMANN, 2005). Por fim, os modelos de elasticidade são modelos preditivos e indicam alternativas para elaboração de políticas públicas se fosse mantida a mesma estrutura de distribuição.

A partir do cálculo das elasticidades é possível fazer simulações dos efeitos tanto do crescimento da renda familiar *per capita* média como das variações do padrão de distribuição de renda. As Tabelas 14 e 15 apresentam tais simulações em valores nominais para o período 1995-1999. A Tabela 14 apresenta tal simulação levando em conta uma variação de 1% na renda nominal familiar *per capita* média e seu impacto sob o indicador proporção de pessoas pobres.

Tabela 14. Efeitos da variação de 1% na renda familiar *per capita* média em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 1999.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/mês)
1995	50,00	158874963	44548540	44115171	433368	996940392	984638148	12302244
1996	56,00	161323169	44960767	44538091	422676	1168108802	1154621817	13486985
1997	60,00	163779827	47414260	46979328	434931	1343322141	1328317232	15004909
1998	65,00	166252088	49160742	48702367	458375	1483716759	1466605053	17111706
1999	68,00	168753552	50524813	50049526	475287	1585878380	1567377523	18500857

Fonte: cálculos do autor

Notas: LP = linha de pobreza adotada; n = total de pessoas; np1 = número de pessoas pobres antes da alteração da renda média; np2 = número de pessoas pobres após a alteração da renda média; dif = diferença; R1 = recursos mensais necessários para elevar a renda de todas as pessoas pobres à linha de pobreza antes a alteração; R2 = mesmos recursos necessários após a alteração.

Para o ano de 1999, a população brasileira era de 168.753.552 habitantes, entre os quais 50.524.813 eram considerados pobres a partir de uma linha de pobreza de R\$68,00. Com uma variação de 1% da renda nominal familiar *per capita* média esse contingente de pessoas pobres seria reduzido em 475.287 pessoas e o montante necessário para eliminar completamente a pobreza sofreria um decréscimo da ordem de R\$18.500.857.

De maneira análoga, a Tabela 15 apresenta uma simulação levando em conta uma variação de 1% no Índice de Gini e seu efeito em relação à proporção de pessoas pobres. Para o ano de 1999, com a mesma população brasileira de 168.753.552 habitantes, entre os quais 61.793.821 considerados pobres, o efeito da variação do indicador de concentração em 1% iria reduzir o número de pessoas pobres em 1.294.143 pessoas. Esse patamar de redução é cerca de 172,3% maior que a variação da renda média.

Tabela 15. Efeitos da variação de 1% no Índice de Gini em relação à proporção de pobres no Brasil, de 1995 a 1999.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/ mês)
1995	50,00	158874963	44548540	43209009	1339530	996940392	918129263	78811129
1996	56,00	161323169	44960767	43620621	1340146	1168108802	1076627193	91481609
1997	60,00	163779827	47414260	46094815	1319444	1343322141	1243615398	99706743
1998	65,00	166252088	49160742	47841956	1318786	1483716759	1376955919	106760840
1999	68,00	168753552	50524813	49230670	1294143	1585878380	1476463873	109414507

Fonte: cálculos do autor

Notas: LP = linha de pobreza adotada; n = total de pessoas; np1 = número de pessoas pobres antes da alteração da renda média; np2 = número de pessoas pobres após a alteração da renda média; dif = diferença; R1 = recursos mensais necessários para elevar a renda de todas as pessoas pobres à linha de pobreza antes a alteração; R2 = mesmos recursos necessários após a alteração.

As elasticidades e simulações apresentadas indicam que o efeito potencial da redução da concentração de renda é muito maior do que o efeito da renda média. O que a metodologia não permite (porque subentende completa separabilidade entre a Curva de Lorenz e a renda média) é determinar o efeito cruzado dessas duas fontes e isso sinaliza a necessidade de utilização de algum tipo de parametrização que permita calcular tais efeitos.

5. CONCLUSÕES

O período de 1995 a 1999 pode ser considerado como a “meia década perdida” no que diz respeito às grandes desigualdades econômico sociais do Brasil. As reduções nas

medidas de pobreza conquistadas com o advento do plano Real em 1994 foram consolidadas, mas nenhum movimento de ampliação desses efeitos foi alcançado e mesmo o plano de estabilização se mostrou incapaz de produzir mudanças profundas nas medidas de concentração de renda. Num cenário de redução da renda familiar *per capita* média e manutenção do nível de concentração de renda, não houve possibilidade de redução das medidas de pobreza.

A análise do 1% mais rico do Brasil também mostrou que esse período de 1995-1999 foi caracterizado somente por reduções nesse estrato: da concentração de renda, da proporção da renda acumulada e também da renda familiar *per capita* média. No topo da distribuição de renda do Brasil no período (1995-1999) houve menos renda sendo apropriada de maneira mais igual. Por outro lado, os mais pobres da população não se apropriaram desse fluxo de renda do topo da distribuição para o nível médio-baixo de renda.

Os procedimentos de decomposição das variações das medidas de pobreza mostraram que nos momentos em que houve aumento do nível de pobreza no Brasil no período 1995-1999, o fator responsável por esse aumento foi o componente de redistribuição da renda. Em relação aos modelos de elasticidades, tais modelos mostraram qual poderia ser o papel da distribuição de renda e do crescimento no processo de desenvolvimento. A síntese desses modelos é que se fosse possível acelerar a redução da concentração de renda seria muito mais fácil reduzir a pobreza. O efeito potencial da redistribuição é maior do que o efeito potencial do crescimento econômico.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL - DEPARTAMENTO ECONÔMICO (DEPEC). Relatório 1997. **Boletim do Banco Central do Brasil**, v.34, p.1-216, Out. 1998.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. S. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. 2001. 24p. (Texto para discussão, 800)

BINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex survey. **International Statistical Review**, v.51, n.3, p.279-292, Dec.1983.

CLEMENTI, F.; GALLEGATI, M. Power law tails in the italian personal income distribution, preprint cond-mat/0408067, v.1, Aug.2004, 14p.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 8p. (Texto para discussão, 897)

DATT, G. **Computational tools for poverty measurement and analysis**. Washington: International Food Policy Research Institute, 1998. 21p. (FCND Discussion Paper, 50)

DINIZ, M. B.; ARRAES, R. A. **Novas evidências para as taxas de pobreza dos estados brasileiros**. Fortaleza: CAEN/LEP, 2007. 31p. (Ensaio sobre pobreza, 10)

HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. **Economia e Sociedade**, v.11, p.199-221, dez.1998.

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

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006. (Nota Técnica). Versão eletrônica disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em dez. 2006.

KAKWANI, N. **Poverty and economic growth with applications to Côte Cote D'Ivoire**. Washington D.C.: World Bank (LSMS), 1990. 68p. (Working paper, 63)

KOLN, S. C. Multidimensional Egalitarianism. **Quartely Journal of Economics**, v.91, p.1-13, 1977.

LEE, E. S.; FORTHOFFER, R. N.; LORIMOR, R. J. Analysis of complex sample survey data: problems and strategies. **Sociological Methods & Research**, v.15, n.1-2, p.69-100, 1986.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. **O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento "pró-pobres"**. Fortaleza: LEP, 2006. 26p. (Ensaio sobre pobreza, 06)

MATTOS, E. J. Pobreza rural no Brasil: um enfoque comparativo entre a abordagem monetária e a abordagem das Capacitações. Porto Alegre, 2006. 151p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

NASCIMENTO SILVA, P. L.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, v.7, n.4, p.659-670, 2002.

NEDER, H. D. Indicadores sociais no Brasil: uma análise de sua evolução em período recente. **Parcerias Estratégicas**, n.22, p. 283-315, Jun.2006.

- NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.42, n.3, p.469-486, Jul./Set.2004.
- NERI, M. Políticas estruturais de combate à pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap.18, p.503-526.
- PARETO, V. **Cours d'Économie politique**. Paris: F. Pichon. 1897.
- PESSOA, D. G. C.; NASCIMENTO SILVA, P. L. **Análise de dados amostrais complexos**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1998. 170p.
- RAVALLION, M. **Pro-poor growth: a primer**. Washington: World Bank, 2004. 28p. (Policy Research Working Paper, 3242)
- RAVALLION, M.; DATT, G. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s**. Washington: World Bank (LSMS), 1991. 31p. (Working paper, 83)
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** 3.ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 244p.
- SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. cap.8, p.279-298.
- SEN, A. K. The living standard. **Oxford Economic Papers**, v.36, p.74-90, 1984.
- SEN, A. K. **Commodities and Capabilities**. Amsterdam: North Holland, 1985. 130p.
- SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. **Analysis of complex surveys**. Chichester: John Wiley & Sons, 1989. 309p.
- SOUMA, W. Universal structure of the personal income distribution, preprint cond-mat/0011373 v.1, Nov.2000, 10p.
- VAN KERM, P. **Extreme incomes and the estimation of poverty and inequality indicators from EU-SILC**. Luxembourg: CEPS/INSTEAD, 2007. 52p.

AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com os apoios do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) - Brasil e do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV).

NOTAS

(1) Graduado em Administração pela PUC-Rio (1998), Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ-USP (2002) e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (2007). E-mail de Contato: probabilidade@gmail.com.

(2) A partir dessas contribuições nasceram abordagens multidimensionais como a das Capacitações do economista indiano Amartya Kumar Sen.

(3) Também outros conceitos que não serão abordados nesse artigo como a Dominância de Lorenz.

(4) O valor do parâmetro α pode ser considerado como uma medida de desigualdade da distribuição pessoal da renda e quanto menor o índice de Pareto, mais desigualmente distribuída é a renda familiar per capita.

(5) Em algumas formulações π representa uma medida da desigualdade implícita na distribuição da renda tal como o índice de Gini e nesse contexto o comportamento de tal parâmetro é: $\partial P / \partial \pi > 0$. As medidas de pobreza utilizadas para a função P se restringem aos índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT) respectivamente para $\theta = 0, 1$ e 2 .

(6) Onde p é a proporção cumulativa (ou percentagem) da população.

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

(8) Neder e Silva (2004) utilizam parcialmente as informações do desenho amostral da PNAD (os pesos da amostra) para construir os pontos (p, L) e com isso obter uma estimativa não-viesada dos parâmetros a, b e c .

(9) Ravallion e Datt (1991) apontam uma propriedade do componente residual: $R(t, t+n; t) = -R(t, t+n; t+n)$. Esse resultado mostra que é possível anular o componente residual tomando o efeito médio dos componentes obtido usando o período inicial e final dos anos de referência.

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

(11) Um conglomerado pode ser definido como unidades amostrais que contêm um conjunto de elementos de uma população. Por exemplo, ao procurar estimar a proporção de pessoas analfabetas em um município, podem-se considerar como conglomerados os bairros, as ruas, os quarteirões ou as residências.

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

(13) AAS é a abreviação de amostragem aleatória simples.

(14) O valor do salário mínimo utilizado foi o da semana de referência da PNAD e contido na própria pesquisa.

- (15) A taxa de crescimento de 23,5957% foi estabelecida com base na renda familiar *per capita* média de 1993 visto que em 1994 a PNAD não foi realizada.
- (16) O Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS – www.iets.org.br) mostra que a parcela da renda apropriada pelo 1% mais ricos no Brasil de 1995 a 1999 sofreu uma redução de 0,6 p.p. (de 13,9% em 1995 para 13,3% em 1999).
- (17) Quanto menor o índice de Pareto, mais desigual a distribuição no seu topo.
- (18) O relatório do Banco Central de 1997 mostra que o PIB cresceu 3% nesse período (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 1998).
- (19) Em economia, há uma distinção clássica entre variáveis do tipo fluxo e estoque, ou seja, a renda é uma variável do tipo fluxo, enquanto a riqueza é uma variável do tipo estoque. Uma turbulência externa pode afetar essas duas variáveis de maneira distinta, mesmo estando interligadas.
- (20) O índice de Pareto é uma medida de desigualdade inversa enquanto o índice de Gini é uma medida de desigualdade direta.
- (21) O procedimento de construir o intervalo de confiança da estimativa baseado na hipótese de normalidade da distribuição amostral ainda persiste porque muitos pacotes estatísticos são capazes de produzir o EPA ampliado mas não procedem as correções necessárias para que os valores dos intervalos sejam reais e não apenas nominais. Pessoa e Nascimento Silva (1998, p.61-63) mostram que sempre que o EPA ampliado for maior que um, a verdadeira distribuição é uma espécie de distribuição normal com um fator de correção.
- (22) Barros, Henriques e Mendonça (2001) estabelecem esse novo patamar em torno de 34%.
- (23) Uma característica a se ressaltar na Tabela 10 é que o resíduo existe sempre ao longo do período analisado e isso mostra que a medida de pobreza não é aditivamente separável entre a renda média e a Curva de Lorenz (RAVALLION; DATT, 1991). No entanto, o uso da propriedade do efeito médio em relação ao método de decomposição faz com que o resíduo seja nulo.
- (24) Isso também implica que $E \lg iniP_0 < E \lg iniP_1 < E \lg iniP_2$.

Enviado: 09/02/2008
Aceito: 29/06/2008
Publicado: 17/07/2008