

VARIAÇÃO DE RENDA FAMILIAR, DESIGUALDADE E POBREZA NO BRASIL NO PERÍODO 2001 A 2005

Patrick Wöhrle Guimarães¹

RESUMO

Esse artigo investiga as relações entre crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza no Brasil durante o período de 2001 a 2005. Essas relações são analisadas a partir da seleção de três modelos: um que relaciona as variações nos indicadores de pobreza e os principais componentes que respondem por essa variação – modelo de decomposição; outro que simula os efeitos da variação da renda e dos indicadores de concentração sobre o nível de pobreza – modelo de elasticidade; e por fim um modelo que associa as relações entre concentração de renda e crescimento econômico no estrato de renda mais alto.

Palavras-chave: pobreza, distribuição de renda, crescimento econômico, amostra complexa.

ABSTRACT

This article investigates the relationships among economic growth, income distribution and poverty in Brazil during the period from 2001 to 2005. Those relationships are analyzed starting from the selection of three models: one that relates the variations in the poverty indicators and the main components that answer for this variation - decomposition model; another that simulates the effects of the variation of the income and the concentration indicators on the poverty level - model of elasticity; and finally a model that associates the relationships between concentration of income and economic growth in the higher stratum of income.

Keys-word: poverty, income distribution, economic growth, complex sample.

1. INTRODUÇÃO

A divulgação do relatório intitulado “*Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil*” (IPEA, 2006) apontou a redução da concentração de renda e também o impacto dessa queda nas medidas de pobreza e de extrema pobreza². Salm (2007) analisando

¹ Doutor em Economia Aplicada, DER/UFV. Email: probabilidade@gmail.com.

² Analisando o período entre 2001 e 2004, tendo como medida o índice de Gini, a queda encontrada foi de 4%.

essa queda estabelece que sua magnitude não tem nada de “substancial”. Mais do que discutir a magnitude da queda, nos períodos que ocorrem melhorias na distribuição da renda é um procedimento comum analisar a contrapartida desse movimento nas medidas de pobreza e a causalidade desse movimento.

O relatório do IPEA (IPEA, 2006) estabelece que a redução na concentração de renda gera um impacto nas medidas de pobreza. Por outro lado, Salm (2007) afirma que atribuir a diminuição da pobreza à melhoria na distribuição de renda é uma maneira de desqualificar a importância do crescimento e nesse caso a ordem dos fatores pode alterar o produto. A origem desse debate está relacionada ao fato de que crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza guardam alguma relação entre si.

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

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

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

O esclarecimento dessas relações é importante mesmo que se admita que a redução da pobreza seja fortemente influenciada tanto pelo crescimento econômico quanto pela redução da desigualdade, pois essas associações se dão com magnitudes diferentes e, portanto geram políticas públicas com pesos distintos. Especificamente, qualquer esforço para a superação das

desigualdades sociais que esteja sendo feito por amplos segmentos da sociedade deve ser bem respaldado por estudos associados à distribuição da renda, pobreza e crescimento econômico.

O objetivo do presente artigo é investigar a relação entre crescimento econômico, pobreza e distribuição de renda no Brasil, no período de 2001 a 2005. Com tal visão divide-se em cinco seções, iniciando-se por essas considerações introdutórias. Posteriormente, a segunda seção apresenta os procedimentos analíticos para relacionar distribuição de renda, pobreza e crescimento econômico. 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.

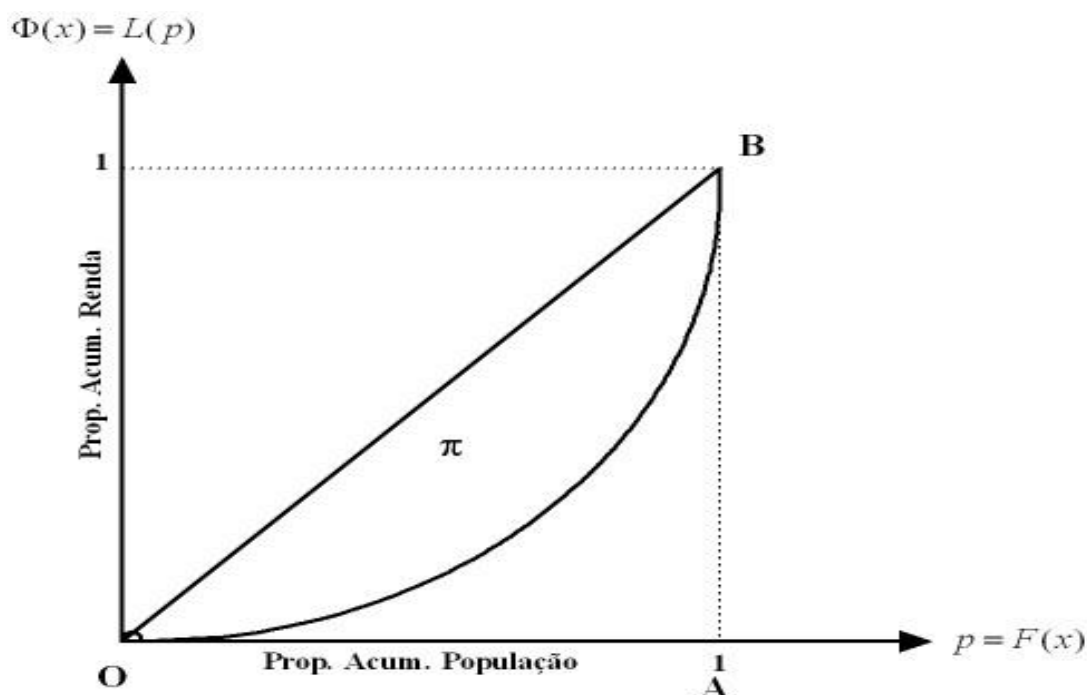


FIGURA 1 – A Curva de Lorenz para uma distribuição contínua.

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 Gini³. 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). 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:

$$P_t = P(\mu_t / z_t, L_t) \quad (4)$$

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:

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

onde $H_t = y_t^{-1}(z_t)$ representa a fração da população abaixo da linha de pobreza z_t , estabelecida para o tempo t , e f uma função da renda do percentil p , que assume 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 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.

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

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

QUADRO 1 – Índices de pobreza gerados a partir do cálculo da imagem de f .

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-se 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:

$$\text{Curva de Lorenz : } L = L(p; \pi) \quad (6)$$

e

$$\text{Medida de pobreza: } P = P(\mu / z; \pi); \partial P / \partial \mu < 0; \partial P / \partial z > 0 \quad (7)^4$$

⁴ 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 .

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 (7) 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 para ajustar a Curva de Lorenz escolhida foi a Quadrática Geral (*general quadratic – GQ*) e tal pode ser dada pelas seguintes funções⁵:

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L) \quad (8)$$

ou

$$L(p) = -\frac{1}{2} \left[bp + e + (mp^2 + np + e^2)^{\frac{1}{2}} \right] \quad (9)$$

A primeira derivada, a segunda derivada e o índice de Gini derivados a partir da equação (8) são (DATT, 1998):

$$L'(p) = -\frac{b}{2} \frac{(2mp + n)(mp^2 + np + e^2)^{-1/2}}{4} \quad (10)$$

$$L''(p) = \frac{r^2 (mp^2 + np - e^2)^{-3/2}}{8} \quad (11)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} + \frac{r^2}{8m\sqrt{-m}} \left[\operatorname{sen}^{-1} \frac{(2m+n)}{r} - \operatorname{sen}^{-1} \frac{n}{r} \right] \quad \text{se } m < 0 \quad (12)$$

$$Gini = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} - \frac{r^2}{8m\sqrt{m}} \ln \left[\operatorname{abs} \left(\frac{2m+n+2\sqrt{m(a+c-1)}}{n-2e\sqrt{m}} \right) \right] \quad \text{se } m > 0 \quad (13)^6$$

A partir da especificação da Curva de Lorenz descrita pelas equações (8 e 9) pode-se obter as funções que representam as medidas de pobreza FGT(θ) para $\theta = 0, 1$ e 2 :

$$H = -\frac{1}{2m} \left[n + r(b + 2z/\mu) \{ (b + 2z/\mu)^2 - m \}^{\frac{1}{2}} \right] \quad (14)$$

$$PG = H - (\mu/z)L(H) \quad (15)$$

⁵ Onde p é a proporção cumulativa (ou percentagem) da população.

⁶ Datt (1998) estabelece que dada a curva de Lorenz Quadrática Geral (GQ), o índice de Gini só é válido se: $a - c \geq 1$.

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

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:

$$e = -(a + b + c + 1) \quad (17)$$

$$m = b^2 - 4a \quad (18)$$

$$n = 2be - 4c \quad (19)$$

$$r = (n^2 - 4me^2)^{1/2} \quad (20)$$

$$s_1 = (r - n)/(2m) \quad (21)$$

$$s_2 = -(r + n)/(2m) \quad (22)$$

Estimados os parâmetros a , b e c da Curva de Lorenz da equação (8) obtém-se os valores das elasticidades da pobreza calculados a partir das fórmulas do Quadro 2⁷.

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

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

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

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

Curva de Lorenz modifica-se proporcionalmente sobre todo intervalo.

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

⁷ 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 .

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):

$$P_{t+n} - P_t = G(t, t+n; r) + D(t, t+n; r) + R(t, t+n; r) \quad (23)$$

componente componente resíduo
de crescimento de redistribuição

Em cada componente do lado direito da equação (23), 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 (23), 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:

$$G(t, t+n; r) = P(\mu_{t+n} / z, L_r) - P(\mu_t / z, L_r) \quad (24)$$

O segundo termo do lado direito da equação (23) 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 como renda média do primeiro período e a Curva de Lorenz do segundo:

$$D(t, t+n; r) = P(\mu_r / z, L_{t+n}) - P(\mu_r / z, L_t) \quad (25)$$

Na equação (23), $R(t, t+n; t)$ 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:

$$R(t, t+n; t) = G(t, t+n; t+n) - G(t, t+n; t) \quad (26)$$

$$R(t, t+n; t) = D(t, t+n; t+n) - D(t, t+n; t) \quad (27)$$

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 nulo⁸.

2.4 Distribuição de renda no estrato mais rico e o crescimento econômico

Embora haja uma substancial literatura analisando o problema da desigualdade no Brasil, poucos trabalhos têm sido feitos na busca do padrão de distribuição pessoal da renda. Esse padrão de distribuição da renda é definido por uma função de densidade de probabilidade. O economista italiano Vilfredo Pareto 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:

$$p(x) = Ax^{-(1+\alpha)} \quad (28)^9$$

onde A é uma constante de normalização. Este comportamento de lei de potência é chamado “lei de Pareto” e o expoente α é chamado de índice de Pareto¹⁰.

Malcai, Biham e Solomon (1999) estabelecem um modelo estocástico dinâmico que relaciona a flutuação da renda média e o expoente que caracteriza o estrato de renda mais rico em uma distribuição (1% mais rico). Uma importante contribuição desse modelo é mostrar que a distribuição dos componentes do sistema e a flutuação temporal dos seus valores médios são caracterizadas pelo mesmo expoente embora por distribuições distintas e tal fato pode ser um caminho explorado para intervenções que visem melhorar o processo da distribuição de

⁸ 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.

⁹ Esse tipo de distribuição é conhecido na literatura como Pareto do Tipo I e pode ser descrita pela seguinte equação alternativa: $f(x) = \alpha \cdot x_0^\alpha / x^{\alpha+1}$; onde $x_0 \leq x < +\infty$; x_0 é um parâmetro de escala. O índice de Gini nesse tipo de formulação é descrito pela equação: $G = 1/(2\alpha - 1)$.

¹⁰ 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*.

renda. Esse expoente que caracteriza a distribuição da renda para o estrato mais alto pode ser modificado e controlado introduzindo-se no sistema um limiar (renda mínima) que seja proporcional à renda média total.

3. PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

3.1 Fonte de dados e definição das variáveis

Nesse artigo fez-se uso da variável renda familiar *per capita* sendo a renda da família considerada sem agregados e pensionistas. Para o cálculo deste indicador é necessário dividir o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos pertencentes a esta. Para fazer uso adequado da renda familiar *per capita*, outras informações complementares devem ser consideradas ao trabalhar com microdados: o sistema de ponderação da PNAD através da variável intitulada peso da pessoa que captura a importância do indivíduo na amostra, o estrato e a unidade primária a que pertence o registro unitário.

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:

$$EPA\left(\hat{\beta}; \nu_0\right) = \frac{V_{VERD}(\hat{\beta})}{E_{VERD}(\nu_0)} \quad (29)$$

sendo: $\nu_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$: 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; $E_{VERD}(\nu_0)$: 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 AAS¹¹ 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

¹¹ AAS é a abreviação de amostragem aleatória simples.

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)¹². A maior parte das estimativas contidas nesse artigo foram realizadas em valores nominais. Em apenas uma tabela dos resultados, os valores da renda nominal familiar *per capita* foram deflacionados para obter seus valores reais e nesse procedimento fez-se uso de uma versão do Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC) do IBGE proposta por Corseuil e Foguel (2002).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

De forma a fazer uma descrição sintética da distribuição de renda em cada ano e de como estas evoluíram ao longo do tempo, na Tabela 1 é computado o índice de Gini com seu respectivo intervalo de confiança. De 2001 a 2005 há uma nítida queda da desigualdade que se traduz por uma redução do índice de Gini de 4,55% (ou por uma redução de 2,79 p.p.). O relatório do IPEA (IPEA, 2006) também confirma essa queda¹³ e ressalta que mesmo modesta (quando se trata do índice de Gini), dentre os 75 países dos quais há informações relativas à evolução da desigualdade de renda ao longo da década de 1990, menos de 1/4 apresentaram taxas de redução da desigualdade superiores à brasileira.

TABELA 1. Índices de Gini (G) com intervalo de confiança para o Brasil de 2001 a 2005.

Período	Estimativa	Erro padrão			Intervalo de confiança	
		Linearização	Z	P-valor	95%	
GINI 2001	0,6128915	0,00696619	87,981	0,000	0,5992381	0,626545
GINI 2002	0,6058664	0,00298622	202,888	0,000	0,6000135	0,6117193
GINI 2003	0,5999660	0,00277425	216,263	0,000	0,5945286	0,6054034
GINI 2004	0,5899238	0,00282807	208,596	0,000	0,5843809	0,5954668
GINI 2005	0,5849069	0,00292116	200,231	0,000	0,5791815	0,5906322

Fonte: cálculos do autor

¹² O valor do salário mínimo utilizado foi o da semana de referência da PNAD e contido na própria pesquisa.

¹³ Analisando o período entre 2001 e 2004, tendo como medida o índice de Gini, a queda encontrada foi de 4% (passando de 0,593 para 0,569).

A Tabela 2 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 significativa apenas em dois períodos: 2002-2003 (redução 0,59 p.p.) e 2003-2004 (redução 1 p.p.). Analisando o período total de 2001 a 2005, pode-se observar que a variação de 2,7 p.p foi significativa e isso justifica a “euforia” demonstrada com a queda recente da desigualdade mostrada no relatório do IPEA (IPEA, 2006). A Tabela 2 também aponta que a redução da desigualdade é fruto da contribuição ano a ano de melhorias graduais e lentas na desigualdade que quando analisada em conjunto geram resultados mas isoladamente não.

TABELA 2. Variação do índice de Gini (G) no Brasil, de 2001 a 2005.

Período	Estimativa	Erro padrão		Z	P-valor	Intervalo de confiança	
		Bootstrap				95%	
GINI 2001 – GINI 2002	0,0070251	0,0068824		1,02	0,307	-0,0064642	0,0205145
GINI 2002 – GINI 2003	0,0059004	0,0028248		2,09	0,037	0,0003638	0,011437
GINI 2003 – GINI 2004	0,0100422	0,0029839		3,37	0,001	0,0041938	0,0158905
GINI 2004 – GINI 2005	0,005017	0,002706		1,85	0,064	-0,0002867	0,0103207
GINI 2001 – GINI 2005	0,0279847	0,0074413		3,76	0,000	0,0134	0,0425694

Fonte: cálculos do autor

Uma maneira alternativa de medir a desigualdade consiste em analisar a proporção da 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 2001, 2003 e 2005.

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 3¹⁴. 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 analisados¹⁵. No ano de 2001, além do primeiro decil, deve-se observar que o segundo, terceiro e quarto decis também não apresentam estimativas estatisticamente significativas.

¹⁴ Mais rigorosamente, pobres são os indivíduos situados entre o valor mínimo e a separatriz equivalente a metade do salário mínimo. Como essa separatriz pode variar conforme o ano analisado, essa escolha de valores para p é apenas uma aproximação.

¹⁵ Azevedo (2007, p.168) analisando os anos de 2001, 2004 e 2005 retrata o mesmo problema e obtém para os anos citados estimativas não-significativas para o primeiro decil.

TABELA 3. Estimativas da renda acumulada e respectivo erro padrão para o Brasil, dos anos selecionados 2001, 2003 e 2005.

p	Estimativa	Erro Padrão	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
2001						
1	0,002436	0,056485	0,043	0,966	-0,108273	0,113144
2	0,016060	0,055341	0,290	0,772	-0,0924067	0,124526
3	0,039988	0,053021	0,754	0,451	-0,0639315	0,143907
4	0,070946	0,049640	1,429	0,153	-0,0263474	0,168239
5	0,114595	0,044758	2,560	0,010	0,0268716	0,202318
6	0,172479	0,038386	4,493	0,000	0,0972443	0,247714
7	0,248214	0,029569	8,394	0,000	0,190259	0,306169
8	0,354040	0,016594	21,336	0,000	0,321517	0,386563
9	0,517699	0,007801	66,363	0,000	0,502409	0,532989
10	1,000000					
2003						
1	0,002864	0,005871	0,488	0,626	-0,0086436	0,0143717
2	0,017907	0,005827	3,073	0,002	0,0064867	0,0293273
3	0,043293	0,005754	7,524	0,000	0,0320157	0,05457
4	0,075877	0,005644	13,444	0,000	0,0648153	0,0869387
5	0,121340	0,005504	22,047	0,000	0,110553	0,132127
6	0,189226	0,005303	35,682	0,000	0,178832	0,19962
7	0,259128	0,005055	51,260	0,000	0,24922	0,269036
8	0,367765	0,004658	78,945	0,000	0,358634	0,376895
9	0,529984	0,004048	130,937	0,000	0,522051	0,537917
10	1,000000					
2005						
1	0,004610	0,005960	0,773	0,439	-0,0070719	0,0162911
2	0,020986	0,005903	3,555	0,000	0,0094168	0,0325553
3	0,048771	0,005818	8,383	0,000	0,0373683	0,0601737
4	0,084246	0,005707	14,762	0,000	0,0730608	0,0954315
5	0,131100	0,005549	23,628	0,000	0,120225	0,141975
6	0,207135	0,005341	38,784	0,000	0,196667	0,217602
7	0,272397	0,005085	53,573	0,000	0,262431	0,282362
8	0,378814	0,004720	80,259	0,000	0,369563	0,388065
9	0,542874	0,004147	130,922	0,000	0,534747	0,551002
10	1,000000					

Fonte: cálculos do autor

Na Tabela 3 as variações no primeiro, segundo e terceiro decis foram de respectivamente 0,22 p.p., 0,49 p.p. e 0,88 p.p. (2001-2005)¹⁶. Levando em conta que sempre que houver um aumento generalizado na proporção de renda apropriada pelos mais pobres

¹⁶ O Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS – www.iets.org.br) mostra que a parcela de renda apropriada pelo 1% mais rico no Brasil de 2001 a 2005 sofreu uma redução de 0,9 p.p. (de 13,9% em 2001 para 13% em 2005).

haverá também um declínio no grau de desigualdade, independente de como venha medi-la, pode-se justificar a melhoria nos indicadores de desigualdade ocorrida no período 2001-2005.

Nos períodos que ocorrem melhorias na distribuição da renda é um procedimento comum analisar a contrapartida desse movimento nas medidas de pobreza e discutir a causalidade desse movimento. A evolução dos indicadores para mensurar a pobreza no Brasil no período de 2001 a 2005 pode ser vista nas Tabelas 4, 5 e 6. A Tabela 4 apresenta a evolução da proporção das pessoas pobres no Brasil e pode-se observar que essa medida teve um aumento de 0,31% (ou 0,10 p.p.), ou seja, permaneceu quase estável no período e com uma tendência a se estabilizar em 32%¹⁷.

TABELA 4. Proporção de pobres no Brasil [FGT(0)], de 2001 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
2001	0,3270124	0,009531	0,3082887	0,3457361	153,7389
2002	0,3161814	0,0030999	0,310104	0,3222587	16,76337
2003	0,3403266	0,0031713	0,3341095	0,3465438	16,84734
2004	0,3313515	0,0032544	0,3249714	0,3377316	18,66657
2005	0,3280272	0,0034769	0,321211	0,3348435	21,81467

Fonte: cálculos do autor

A última coluna da Tabela 4 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 4 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)¹⁸.

¹⁷ Ramos e Santana (2003) apontam que o aumento do nível de pobreza de 1999 a 2001 está relacionado com a significativa elevação do salário mínimo (o parâmetro utilizado para determinar a linha de pobreza). Em termos nominais, a variação foi de 32,25% (R\$136,00 em setembro de 1999 para R\$180,00 em 2001) enquanto no mesmo período a variação do INPC foi de 15,28% e a variação dos rendimentos médios nominais do trabalho principal da PNAD foi de 17%. Isso implica que a elevação da pobreza entre 2001 e 1999 parece obedecer mais a elevação da unidade de medida (o salário mínimo) que outros fatores (queda nos rendimentos ou aumentos no desemprego, por exemplo).

¹⁸ 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

Na Tabela 5, o hiato de pobreza é uma medida que se refere à intensidade da pobreza. No período 2001-2005, o hiato de pobreza se reduziu em 5,41% e isso sinaliza que o montante de recursos necessários para erradicar a pobreza absoluta tem se tornado menor. O fato de que a proporção de pessoas pobres permaneceu praticamente estável ao longo do período 2001-2005 e que o hiato de pobreza sofreu uma redução, mostra que os pobres ficaram, em média, mais próximos da linha de pobreza.

TABELA 5. Hiato de pobreza no Brasil [FGT(1)], de 2001 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
2001	0,1776875	0,0034334	0,1709426	0,1844324	46,56552
2002	0,168102	0,001875	0,1644262	0,1717779	14,84994
2003	0,1813771	0,0020107	0,1774351	0,185319	16,07012
2004	0,1711757	0,0021243	0,167011	0,1753403	19,82646
2005	0,1680826	0,0021327	0,1639016	0,1722636	21,01226

Fonte: cálculos do autor

A Tabela 6 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 reduziu em 9,84% ao longo do período de 2001 a 2005.

TABELA 6. Hiato de pobreza ao quadrado no Brasil [FGT(2)], de 2001 a 2005.

Ano	Estimativa	Erro Padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%		EPA (<i>meff</i>)
2001	0,1270892	0,0021714	0,1228234	0,1313549	24,03439
2002	0,1175766	0,0014561	0,1147219	0,1204313	11,79835
2003	0,1272504	0,0015944	0,1241247	0,1303761	13,2197
2004	0,1191587	0,0017158	0,1157948	0,1225225	17,17653
2005	0,1145195	0,0016044	0,1113742	0,1176649	16,22917

Fonte: cálculos do autor

As Tabelas 5 e 6 mostram que houve uma redução das medidas de pobreza que dão maior peso aos mais pobres (FGT(1) e FGT(2)) ao longo do período de 2001 a 2005. Visando determinar os componentes responsáveis por essa redução procedeu-se a decomposição das medidas FGT.

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.

A Tabela 7 mostra essa decomposição para o índice de pobreza intitulado proporção de pessoas pobres levando em conta o efeito médio¹⁹. As variações nas medidas de pobreza são decompostas em dois componentes: (a) crescimento e (b) redistribuição. Além disso, a Tabela 7 coloca em evidência o que está direcionando o processo de mudança das medidas de pobreza.

No período de 2001-2005, a variação positiva de 0,101 p.p. (0,31%) pode ser explicada em 50% pelo componente de crescimento e em 50% pelo componente de redistribuição. No entanto, não há componente dominante nesse período visto que os componentes se equivalem.

TABELA 7. Decomposição da variação do índice de pobreza, Proporção de pobres (P_0), efeito médio para o Brasil no período de 2001 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
2001-2002	-3,741	2,658	0,000	-1,083
2002-2003	-3,134	5,549	0,000	2,415
2003-2004	-2,888	1,990	0,000	-0,898
2004-2005	-4,633	4,301	0,000	-0,332
2001-2005	-12,259	12,360	0,000	0,101

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 8 analisa a variação do hiato de pobreza no período 2001 a 2005 considerando o efeito médio da variação. A variação negativa de -0,960 p.p. (5,41%) do hiato de pobreza pode ser explicada em 54% pelo componente de crescimento e em 46% pelo componente de redistribuição. Isso implica que nesse período a variação da renda familiar *per capita* média tem sido o principal responsável pela melhoria na medida FGT(1).

TABELA 8. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato de pobreza (P_1 ou $FGT(1)$), efeito médio para o Brasil no período de 2001 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
2001-2002	-1,616	0,657	0,000	-0,959
2002-2003	-1,574	2,901	0,000	1,328
2003-2004	-1,308	0,287	0,000	-1,020
2004-2005	-2,028	1,719	0,000	-0,309
2001-2005	-6,611	5,650	0,000	-0,960

Fonte: cálculos do autor

¹⁹ Uma característica a se ressaltar na Tabela 7 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.

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 9 analisa a variação do hiato de pobreza ao quadrado no período de 2001 a 2005 considerando o efeito médio dessa variação. A variação negativa de -1,257 p.p. (9,89%) pode ser explicada em 59% pelo componente de crescimento e em 41% pelo componente de redistribuição, sendo o componente de crescimento dominante.

TABELA 9. Decomposição da variação do índice de pobreza, Hiato ao quadrado (P_2 ou $FGT(2)$), efeito médio para o Brasil no período de 2001 a 2005.

Período	(a)	(b)	(c)*	Δ (em p.p.)
2001-2002	-1,008	0,056	0,000	-0,951
2002-2003	-1,001	1,968	0,000	0,967
2003-2004	-0,825	0,016	0,000	-0,809
2004-2005	-1,252	0,788	0,000	-0,464
2001-2005	-4,210	2,953	0,000	-1,257

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) ressalta 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. Os resultados obtidos nesse estudo, para o período 2001-2005, não corroboram com essa afirmação visto que o componente de crescimento foi o principal responsável pela redução nas medidas de pobreza.

O relatório do IPEA (IPEA, 2006) aponta que a redução da concentração de renda no período mais recente era responsável pela redução na pobreza. Neri (2000) estabelece que o método de decomposição utilizado nesse artigo é muito simples e pouco robusto e que os resultados da decomposição estão muito associados a escolha da linha de pobreza.

Mesmo com tais restrições, o método de decomposição das variações nas medidas de pobreza mostra que nos períodos em que houve redução da pobreza no Brasil, o fator responsável por essa redução ainda é o crescimento econômico e que não se pode ainda contar com a contribuição do componente de redistribuição. Notadamente, a apropriação de uma maior parcela da renda pelos mais pobres causa tanto melhorias nos indicadores de concentração quanto nas medidas de pobreza mas o efeito final sentido nas variações das medidas de pobreza é o efeito crescimento.

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 10 apresenta as elasticidades da pobreza com relação às variações da renda média e do índice de Gini ao longo do período de 2001-2005, considerando a classe de indicadores FGT (0, 1 e 2).

TABELA 10. Elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda familiar *per capita* média e ao índice de Gini no Brasil, de 2001 a 2005.

Ano	ElcresP ₀	ElcresP ₁	ElcresP ₂	ElginiP ₀	ElginiP ₁	ElginiP ₂
2001	-0,8812	-1,0604	-1,1981	2,0133	5,7029	9,2996
2002	-0,9414	-1,1889	-1,3946	2,1421	5,9805	9,7238
2003	-0,9138	-1,1279	-1,2994	1,8315	5,2650	8,6129
2004	-0,9661	-1,2097	-1,4124	1,9329	5,4211	8,8275
2005	-0,9719	-1,2144	-1,4158	1,8540	5,2241	8,5157

Fonte: cálculos do autor

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação ao crescimento da renda média ($ElcresP_0$) durante o período de 2001 a 2005, pode-se observar inicialmente que a elasticidade da pobreza se relaciona negativamente com variações na renda real familiar *per capita* média e seu valor absoluto é maior quando a desigualdade é menor. Quanto maior o valor da elasticidade-renda em valores absolutos, maior o efeito sobre a proporção de pessoas pobres.

Uma elasticidade-renda pobreza ($ElcresP_0$) de -0,97 em 2005 mostra que se houver um acréscimo de 1% na renda real familiar *per capita* média, a proporção de pessoas pobres se reduz em 0,97%. Hoffmann (2005) estima elasticidades a partir de parâmetros da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* admitindo que essa distribuição seja a log-normal e encontra as seguintes estimativas para elasticidade-renda em relação a proporção de pessoas pobres ($ElcresP_0$) respectivamente em 2001 e 2002: -0,84 e -0,87.

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). Em virtude disso, os resultados para elasticidade-renda ($ElginiP_0$) da Tabela 10 são mais elevados do que os

mencionados acima visto que o método utilizado nesse artigo segue a formulação de Kakwani (1990) e Datt (1998).

Outra característica que deve ser observada na Tabela 10 é o fato de que quanto mais peso no indicador de pobreza se dá aos mais pobres entre os pobres, maiores são as elasticidades tanto de crescimento quanto da distribuição de renda. Isso implica que $(ElcresP_0) < (ElcresP_1) < (ElcresP_2)$ em qualquer dos anos analisados²⁰.

Considerando a elasticidade da pobreza (proporção de pessoas pobres) em relação a desigualdade ($ElginiP_0$) durante o período de 2001 a 2005, 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 ($ElginiP_0$) mostra no ano de 2005, 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 1,85%. Hoffmann (2005) encontra as seguintes estimativas para elasticidade-gini em relação a proporção de pessoas pobres ($ElginiP_0$) respectivamente em 2001 e 2002: 1,84 e 1,87.

Recorrendo a um efeito simétrico da alteração do índice de Gini, os resultados da Tabela 10 apontam que no período 2001 a 2005, uma política redistributiva seria mais efetiva do que o crescimento econômico para erradicar a pobreza. Os modelos de elasticidade são modelos preditivos e indicam alternativas para elaboração de políticas públicas se fosse mantida a mesma estrutura de distribuição.

A partir do cálculo das elasticidades é possível fazer simulações dos efeitos tanto do crescimento da renda familiar *per capita* média como das variações do padrão de distribuição de renda. As Tabelas 11 e 12 apresentam tais simulações em valores nominais para o período 2001-2005. A Tabela 11 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.

²⁰ Isso também implica que $ElginiP_0 < ElginiP_1 < ElginiP_2$.

TABELA 11. Efeitos da variação de 1% na renda familiar *per capita* média em relação à proporção de pobres no Brasil, de 2001 a 2005.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/mês)
2001	90,00	173821934	58178201	57665534	512667	2540581387	2513641062	26940325
2002	100,00	176391015	57397636	56857294	540342	2621170482	2590007387	31163095
2003	120,00	178985306	61517250	60955105	562144	3468735230	3429611365	39123865
2004	130,00	181586030	59996024	59416402	579622	3529124493	3486432674	42691819
2005	150,00	184184264	61793821	61193246	600574	4185587399	4134757626	50829773

Fonte: 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 2005, a população brasileira era de 184.184.264 habitantes, entre os quais 61.793.821 eram considerados pobres a partir de uma linha de pobreza de R\$150,00. Com uma variação de 1% da renda nominal familiar *per capita* média esse contingente de pessoas pobres seria reduzido em 600.574 pessoas e o montante necessário para eliminar completamente a pobreza sofreria um decréscimo da ordem de R\$50.829.773 (a preço de 2005).

De maneira análoga, a Tabela 12 apresenta uma simulação levando em conta uma variação de 1% no Índice de Gini e seu efeito em relação à proporção de pessoas pobres. Agora para o ano de 2005, com a mesma população brasileira de 184.184.264 habitantes, entre os quais 61.793.821 considerados pobres, o efeito da variação do indicador de concentração em 1% iria reduzir o número de pessoas pobres em 1.145.657 pessoas. Esse patamar de redução é cerca de 90,7% maior que a variação da renda média.

TABELA 12. Efeitos da variação de 1% no Índice de Gini em relação à proporção de pobres no Brasil, de 2001 a 2005.

Ano	LP(R\$)	n	np1	np2	dif	R1 (R\$/mês)	R2 (R\$/mês)	Dif (R\$/mês)
2001	90,00	173821934	58178201	57006899	1171302	2540581387	2395694571	144886816
2002	100,00	176391015	57397636	56168121	1229515	2621170482	2464411382	156759100
2003	120,00	178985306	61517250	60390561	1126688	3468735230	3286106320	182628910
2004	130,00	181586030	59996024	58836361	1159663	3529124493	3337807125	191317368
2005	150,00	184184264	61793821	60648163	1145657	4185587399	3966928128	218659271

Fonte: 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.

Tanto os modelos de decomposição quanto de determinação de elasticidades recorrem à renda familiar *per capita* média para estabelecer seus resultados. Por isso, torna-se relevante conhecer em que grau essa variável tem se modificado ao longo do tempo. A Tabela 13 apresenta o comportamento dessa variável em termos reais.

A evolução da renda real familiar *per capita* média é um importante indicador da evolução das condições sociais do país. No Brasil, o principal componente para redução da pobreza é o componente de crescimento traduzido pela evolução da renda real familiar *per capita* média (NEDER; SILVA, 2004; MANSO; BARRETO, TEBALDI, 2006).

TABELA 13. Renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período de 2001 a 2005.

Ano	Renda real familiar <i>per capita</i> média (μ)			
	Estimativa	Taxa. Crescimento %	Erro padrão Linearização	Intervalo de confiança 95%
2001	414,8846	1,8219	23,51086	368,6972 461,0719
2002	418,6249	0,9015	4,871085	409,0753 428,1745
2003	391,6678	-6,4394	4,392688	383,0561 400,2794
2004	398,0378	1,6264	4,270956	389,6648 406,4108
2005	426,2561	7,0894	4,77044	416,9039 435,6083

Fonte: cálculos do autor

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

A taxa de crescimento da renda real familiar *per capita* média não apresentou uma tendência definida ao longo do período de 2001 a 2005 e mesmo o crescimento de 7% em 2005 foi inexpressivo face à retração ocorrida em 2003 (de 6,4%). A Tabela 14 complementa essa informação e mostra que a renda familiar *per capita* média permaneceu estagnada no período 2001-2005 e que seu crescimento não pode ser considerado significativo.

TABELA 14. Diferenças na renda real familiar *per capita* média para o Brasil no período 2001-2005*.

Período	Estimativa	Erro padrão Linearização	Z	P-valor	Intervalo de confiança 95%
2001 - 2002	-3,740342	24,01017	-0,16	0,876	-50,81039 43,32971
2002 - 2003	26,95714	5,453559	4,94	0,000	16,26588 37,6484
2003 - 2004	-6,370057	5,126057	-1,24	0,214	-16,41921 3,679098
2004 - 2005	-28,21832	5,010599	-5,63	0,000	-38,04113 -18,39551
2001 - 2005	-11,37158	23,98995	-0,47	0,636	-58,40146 35,6583

Fonte: cálculos do autor

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

Associado a variação da renda real familiar *per capita* média (*proxy* crescimento econômico) está sua contrapartida na concentração de renda. 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. Além disso, há uma simetria entre o aumento da proporção de renda apropriada pelos mais pobres (0,88 p.p.) e a redução da proporção de renda apropriada pelo 1% mais rico (0,9 p.p.) no período de 2001 a 2005.

Esse efeito concentrador do crescimento econômico na distribuição de renda e as simetrias entre o estrato mais pobre e o mais rico torna relevante investigar de maneira mais profunda o topo da distribuição de renda no Brasil. A Figura 2 mostra a evolução da renda real familiar *per capita* do 1% mais rico no Brasil durante o período de 2001 a 2005.

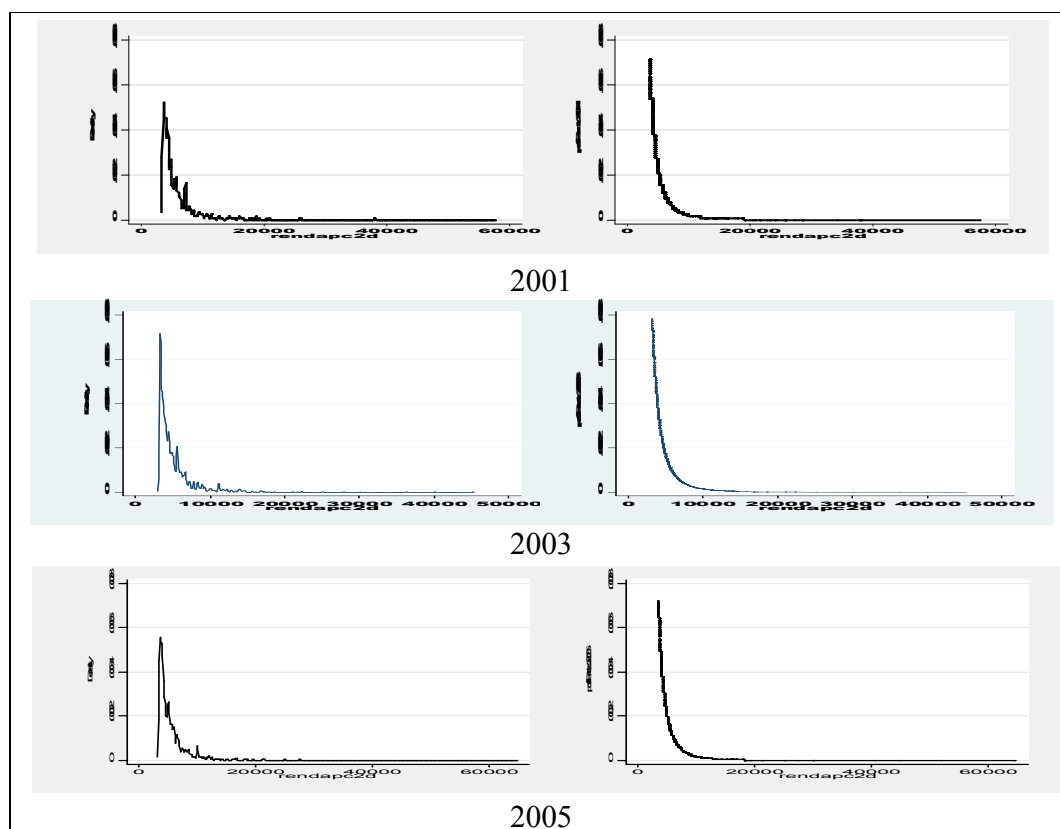


FIGURA 2 – Representação da renda familiar *per capita* do 1% mais rico (em valores reais) do Brasil via função Kernel (ou núcleo) e via distribuição de Pareto para os anos selecionados de 2001, 2003 e 2005.

A partir da Figura 2, faz-se uso da distribuição de Pareto para se estimar o índice de Pareto e o valor mínimo a partir do qual a distribuição de lei de potência é ajustada. O índice de Pareto estimado do 1% mais rico do Brasil para o período 2001-2005 encontra-se no intervalo (2,45;2,53). 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, 1998 e 2002 são de respectivamente: 2,72 (0.002), 2,76 (0.002) e 2,71 (0.002). Isso mostra que a desigualdade no estrato de 1% mais rico é maior no Brasil do que na Itália.

TABELA 15. Índice de Gini, limite mínimo do estrato mais rico e índice de Pareto (1% mais rico) em valores reais para o Brasil no período de 2001 a 2005.

Ano	Gini	k1	Índice de Pareto (α)		
			Estimativa	Erro Padrão	Intervalo de confiança 95%
2001	0,2455	3586,4760	2,5364	0,07375	2,39122 2,68172
2002	0,2526	3519,7602	2,4787	0,07372	2,33406 2,62351
2003	0,2506	3184,8010	2,4944	0,06475	2,36736 2,62157
2004	0,2474	3150,1276	2,5202	0,06975	2,38330 2,65711
2005	0,2554	3416,6667	2,4574	0,06024	2,33918 2,57564

Fonte: cálculos do autor

Notas: k1 – limite mínimo do estrato mais rico em valores reais (valores em R\$).

A análise da evolução da renda real familiar *per capita* média mostra que sua evolução só foi significativa em 2005. Por outro lado, a maior desigualdade mensurada pelo índice de Pareto (2,4574) e também pelo índice de Gini (0,2554) também é observada em 2005. Uma possível justificativa para esse comportamento está relacionada ao fato de que o índice de Pareto é (inversamente) relacionado com a variância da distribuição²¹. 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).

²¹ O índice de Pareto é uma medida de desigualdade inversa enquanto o índice de Gini é uma medida de desigualdade direta.

5. CONCLUSÕES

O período de 2001 a 2005 foi marcado por uma redução da concentração de renda quando analisado através do índice de Gini e de uma queda generalizada das medidas de pobreza que dão maior peso em sua constituição aos mais pobres (FGT(1) e FGT(2)). Os procedimentos de decomposição das variações de medidas de pobreza mostram que nos períodos em que houve redução da pobreza no Brasil, o fator responsável por essa redução ainda é o crescimento econômico e que os efeitos das melhorias na distribuição de renda ainda não alcançaram as medidas de pobreza.

Em relação aos modelos de elasticidades utilizados nesse artigo, tais modelos mostram qual poderia ser o papel da distribuição de renda e do crescimento no processo de desenvolvimento. A síntese desses modelos é que se fosse possível 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.

A renda real familiar *per capita* média permaneceu estagnada durante o período 2001-2005. O único ano que apresenta variação positiva significativa da renda real familiar *per capita* média foi o ano de 2005 e analisando o estrato de renda 1% mais rico do Brasil pode-se observar que tanto o índice de Pareto quanto o índice de Gini apresentaram uma piora na desigualdade (concentração) nesse segmento justamente para esse mesmo ano.

Esse tipo de análise mostra que o comportamento das medidas de desigualdade para o agregado pode diferir substancialmente do resultado para cada estrato. O problema enunciado acima sinaliza que a distribuição de renda no Brasil deve ser analisada em cada estrato ou por grupos e a partir desta estratificação deve-se tentar relacionar cada grupo ou estrato. A partir desse corte talvez informações mais relevantes possam ser obtidas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, J. P. Avaliando a significância estatística da queda na desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. cap.4, p.163-173.
- CLEMENTI, F.; GALLEGATI, M. Power law tails in the italian personal income distribution, preprint cond-mat/0408067, v.1, Aug.2004, 14p.

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

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)

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)

MALCAI, O.; BIHAM, O.; SOLOMON, S. Power-law distributions and Lévy-stable intermittent fluctuations in stochastic systems of many autocatalytic elements. **Physical Review E**, v.60, n.2, p.1299-1303, Aug.1999.

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)

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.

RAMOS, C. A.; SANTANA, R. **Quão pobres são os pobres. Brasil: 1992-2001**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 2003. 20p. (Textos para discussão, 275)

RAVALLION, M.; DATT, G. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures**: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. Washington: World Bank (LSMS), 1991. 31p. (Working paper, 83)

RAVALLION, M. **Pro-poor growth**: a primer. Washington: World Bank, 2004. 28p. (Policy Research Working Paper, 3242)

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.

SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. **Analysis of complex surveys**. Chichester: John Wiley & Sons, 1989. 309p.