

# AS ESTIMATIVAS DE POBREZA NO BRASIL ESTÃO SUPERESTIMADAS ?

Marcelo Bentes Diniz<sup>?</sup>

Ronaldo A Arraes<sup>?\*</sup>

## Resumo

Este artigo tem como objetivo verificar a possibilidade de haver superestimação no cálculo da taxa de pobreza, ou proporção de pobres, no Brasil, de acordo com a literatura. Para tanto, são realizadas duas simulações onde, na primeira, considera-se a renda domiciliar *per capita* para a população dos estados, compreendendo tanto a área urbana quanto a rural, dentro da divisão adotada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (2002), tomada como referência na análise. Na segunda simulação, também a nível estadual, verifica-se apenas a pobreza inserida no espaço urbano. Foram adotadas distintas linhas de pobreza em cada simulação, tal que se pudesse contrastar as duas estimativas com resultados, em geral, aceitos pela literatura, como os de Rocha (2004) e IPEADATA. O artigo contribui em utilizar uma metodologia norteada sob critérios estatísticos rígidos que denotassem a escolha ótima da função densidade que melhor se ajustasse à distribuição de renda da população, de onde extrai-se a taxa de pobreza. A inferência sobre os resultados indicam, com robustez estatística, haver superestimação em grande magnitude da taxa de pobreza, sendo esta inversamente e diretamente relacionada com o tamanho econômico e a distribuição de renda, respectivamente, do estado.

Palavras Chave: Superestimação da Pobreza, Distribuição de Renda, Brasil

## Abstract

This article aims to verify the possibility of overestimation in the calculation of the poverty rate, proportion of poor people, in Brazil, as compared to other results found in the literature. For doing this, two simulations are accomplished, where the first one considers the per capita household income of the Brazilian states accounted for both the urban and rural areas, according to the division adopted by the National Household Survey - PNAD (2002), which is taken as reference in the analysis. In the second simulation, also at state level, it is analyzed the poverty rate for the urban population only. Distinct poverty lines were adopted in each simulation, so that it allowed comparing the two estimates with the results in general accepted by the literature, as the one of Rocha (2004) and IPEADATA. The methodology was conducted under rigid statistical criteria in order to guide to an optimum choice of the density function with the best fitness of the income distribution of the population. Integration of such function to the limit of poverty line should provide the correct poverty rate. The inference on the results indicates that there have been overestimations in great magnitude of the poverty rate as pointed out by other studies. Also, the rate is negatively and positively correlated to PIB and income distribution, respectively, of the state.

Key Words: Overestimation of Poverty, Income Distribution, Brazil

JEL: I32, I39, O15

---

\* Departamento de Economia da Universidade Federal do Pará

\*\* Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará

## AS ESTIMATIVAS DE POBREZA NO BRASIL ESTÃO SUPERESTIMADAS ?

### 1. Introdução

A despeito da conotação ética que a pobreza representa na sociedade, sua magnitude em uma dada economia, pode ter implicações permanentes quanto ao seu processo de crescimento e desenvolvimento de longo prazo. De fato, como acentuam Benerjee e Newman (1994), certas características estruturais do comportamento dos indivíduos pobres, que conduzem às “armadilhas individuais de pobreza”, têm um efeito *“feedback”* derivado da pobreza agregada. Assim, quanto maior o número de pobres, piores as restrições ao crédito existentes, menores os salários e menor o valor marginal das “heranças” – o que poderia explicar, segundo os autores, a menor poupança realizada por esse grupo da população. A consequência econômica dessas características é que haveria um baixo incentivo para que os pobres se tornassem “empreendedores” e, portanto, uma diminuição do investimento agregado, em consonância com o crescimento da pobreza, com repercussão negativa sobre o processo de crescimento continuado da economia.

A literatura de crescimento econômico tem dado suporte a experiência empírica de vários países, cuja formação de armadilhas da pobreza está diretamente relacionada com a taxa de pobreza, bem como com o número de pobres existentes na sua população residente. Sejam por diversas questões relacionadas aos mecanismos de incentivos criados, em grande parte pela ajuda externa, muitos países não conseguiram endogeneizar processos virtuosos de crescimento (Easterly 2004). Assim, o real valor dessas questões pode ter repercussões importantes, não só do ponto de vista da equidade, mas também da eficiência de uma economia e sua capacidade de crescer.

Desde a década de 1970 quando se disponibilizaram microdados consistentes acerca da renda e das características dos indivíduos, famílias e domicílios no Brasil através do IBGE<sup>1</sup>, várias têm sido as tentativas de se estimar o número de pobres e indigentes existentes no país. Todavia, as elasticidades dessas estimativas, em consonância com as diversas metodologias de cálculo adotadas, têm gerado controvérsias sobre o número real de pobres, seja no país, estados, regiões metropolitanas, municípios ou cidades.

---

<sup>1</sup> Como o Censo Demográfico, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, a Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF, a Pesquisa de Padrões de Vida – PPV.

A comparação dos dados sobre pobreza e indigência das duas fontes estatísticas oficiais – IPEADATA e o Atlas do Desenvolvimento Humano,<sup>2</sup> – já revela uma discrepância tão significativa, que passa a despertar uma certa desconfiança de que os valores numéricos emitidos por essas fontes possam não estar efetivamente corretos quanto a magnitude dessas estimativas. Além do mais, em ambos os casos, a proporção de pobres e indigentes assume um valor absoluto tão elevado para alguns estados que desafia os limites do bom senso.

Existem várias explicações que tentam justificar essas divergências, sejam elas de natureza metodológica, em que pese principalmente as diferenças nas linhas de pobreza adotadas, sejam elas relacionadas às imperfeições dos dados, ou ainda relativas aos diferentes conceitos de renda que podem ser utilizados, inclusive quanto às hipóteses apriorísticas adotadas para sua manipulação. Além do mais, como demonstraram Ravallion e Bidani (1994) e Wodon (1999) para Bangladesh, o grau de sensibilidade das medidas de pobreza às linhas de pobreza não é uma exclusividade da realidade brasileira, onde se observam diferenças de custo de vida sensíveis entre as áreas urbanas e rurais, bem como entre as diversas regiões geográficas que compõem o país, especialmente entre as regiões norte-nordeste e sul-sudeste.

Paralelo a esta discussão também se insere uma vasta literatura econômica apoiada, principalmente, nos trabalhos de Sen (1991, 1992, 1999), onde são apontadas as imperfeições do conceito de pobreza ligado apenas à insuficiência de renda monetária, como o conceito de pobreza relevante. É consenso que indivíduos ou famílias pobres são aqueles cuja disponibilidade de recursos materiais, sociais e culturais são tão limitados que se lhes impõem a exclusão de um padrão de vida mínimo na sociedade em que vivem. Apesar de a pobreza se revestir de um caráter multidimensional<sup>3</sup>, especialmente relacionado aos limites que ela impõe ao desenvolvimento das potencialidades humanas (*capabilities* na interpretação de Sen), há também sérios problemas na determinação de uma escala de valores que condução à uma função de bem estar para que se possa estabelecer, a partir daí, um padrão de vida mínimo. Por outro lado, a delimitação de pobreza através de um marco monetário tem sido vastamente utilizada na literatura, não só por sua objetividade e facilidade na mensuração de uma função de bem estar, como encontra base na teoria do consumidor onde expressa os gastos correntes como uma melhor aproximação da renda permanente.

---

<sup>2</sup> Além das várias estimativas apresentadas por diversos autores, como Rocha (2001), (2003), entre outros que divergem também destes resultados.

<sup>3</sup> Lopes et al (2003) aplica esta abordagem para o Brasil.

Respeitadas as duas abordagens para delinear a pobreza, tem-se como premissa básica confrontar os resultados obtidos e divulgados na literatura através de uma delas com os que são obtidos através de uma metodologia ainda não difundida. Assim, o objetivo central deste artigo é mostrar que, mesmo apoiadas no conceito de pobreza como insuficiência de renda, as estimativas oficiais aparecem como superestimadas, quando comparadas com a metodologia aqui proposta, quando são feitas duas simulações que adotam diferentes hipóteses, visando contrapor as estimativas oficiais existentes.

A metodologia utilizada parte da escolha estatística ótima da função densidade que melhor se ajuste aos dados da distribuição de renda da população. Em seguida adota-se a idéia sugerida por Sala-i-Martin (2002a, 2002b), onde a proporção de pobres é calculada a partir da integração da função densidade escolhida até o limite de renda denotado pela linha da pobreza. Assim, em uma primeira simulação será adotado o conceito de renda domiciliar, definindo uma determinada escala de equivalência e, considerando apenas a população urbana. Na segunda simulação admitem-se as populações urbana e rural, e o conceito de renda passa a ser o de renda domiciliar *per capita*. Em ambos os casos as unidades espaciais utilizadas serão os estados da Federação.

Este trabalho se inicia pela discussão sobre as diferentes abordagens comumente usadas para medir pobreza. Em seqüência são apresentadas as metodologias propostas, seguidas pela apresentação dos resultados empíricos obtidos e sua comparação com os dados oficiais. Na última seção conclui-se o trabalho com as implicações desses novos resultados.

## **2. Divergências sobre Medição da Pobreza**

Uma das formas mais freqüentes de se medir pobreza é através da noção normativa de insuficiência de renda de uma unidade de consumo, onde famílias, domicílios ou indivíduos são classificados como pobres se estes não atingem a renda mínima que os permite adquirir uma cesta de consumo fixada como padrão. O ponto de partida para se medir pobreza e indigência em uma determinada unidade seria, então, estabelecer-se esta linha demarcatória de renda que separa os pobres dos não-pobres – o valor da linha de pobreza. Isto, como assinala Rocha (2003), pode ser feito por dois critérios, sendo um deles de cunho arbitrário, pois, não há garantia de que aquele valor de referência sirva realmente como linha demarcatória entre os que têm e os que não têm as suas necessidades básicas atendidas. E o outro observado, isto é, definido a partir da estrutura de

consumo da população de baixa renda que efetivamente venham a se constituir na parcela pobre da população.

Como exemplo universal da linha de pobreza estabelecida por um critério arbitrário está a definição usada, e largamente aceita entre os organismos internacionais, do valor de US\$1 dia *per capita*, que depois se tornou extremamente elástica para dar lugar a US\$2 dia, US\$4 entre outros<sup>4</sup>. No Brasil, o salário mínimo (ou mesmo de seus múltiplos) também tem sido recorrentemente usado como linha de pobreza (Pfefferman e Webb, 1983; Hoffman, 1984; Albuquerque, 1993, Paes de Barros, Henriques e Mendonça, 2000).

A determinação de linhas de pobreza, baseadas no consumo observado puderam ser construídas desde a realização de várias pesquisas, entre elas do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), a partir de 1974/1975, e mais recentemente com as publicações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1987/1988, ambas do IBGE. Assim, desde o início da década de 80 muitos autores têm contribuído para a definição de linhas de indigência e pobreza no país, com base em cestas de bens, e de acordo com as diferentes especificidades alimentares locais. Assim merecem destaque os trabalhos de Fava (1984), Arraes (1989), Cepal (1991) e particularmente Rocha (1988, 1993, 1995, 1997, 2000, 2001, 2003).

Evidentemente que qualquer subdivisão espacial leva, como no caso brasileiro, a necessidade de construção de diferentes linhas de pobreza, tendo como principal problema decorrente a necessidade de construção de índices de preços que reflitam suas variações nos limites dessa espacialidade, como destacam Ferreira, Lanjouw e Neri (2004).

O cerne do problema com relação as diferentes estimativas sobre a pobreza – taxa de pobreza e número de pobres no país – é a grande variabilidade dos valores existentes, pelo menos àqueles tomados como referência na formulação de políticas públicas, dentre os quais citem-se: os dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, que se encontram na base denominada de IPEADATA<sup>5</sup>; os dados do Atlas do Desenvolvimento Humano, calculado pela Fundação João Pinheiro, em parceria com o próprio IPEA e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e, dentro dos objetivos do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD; e, ainda as estimativas feitas em diversas pesquisas realizadas por Rocha (1993, 1997, 2000, 2003, 2004), que também ganharam um status diferenciado dos demais estudos realizados no país.

---

<sup>4</sup> Ver, por exemplo, as várias definições adotadas pelo Human Development Report (2003).

<sup>5</sup> Disponível em [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

A Tabela 1 demonstra a grande diferença dos valores das estimativas das taxas de pobreza, ou proporção de pobres, para os estados brasileiros, considerando as fontes citadas acima: Rocha (2004), IPEADATA e FJP/PNUD/IPEA (2002).

Comparando as estimativas de Rocha com a do IPEADATA, verificam-se diferenças acima de 50%, como é o caso para os estados do Rio de Janeiro e São Paulo, os quais são os mais populosos do país, e, portanto, onde essas diferenças se traduzem em milhões de pessoas. Esta mesma conclusão pode ser estendida quando se compara com as estimativas feitas no ATLAS, de modo que a diferença representa milhões de indivíduos, especialmente para os estados mais populosos. Ademais, percebe-se que não existe um padrão para as diferenças entre as estimativas.

Vale observar que as estimativas referem-se tanto a população urbana quanto à população rural, com exceção das estimativas do IPEADATA, as quais, por serem baseadas nos dados da PNAD, não abrange as áreas rurais das regiões norte, exclusive o estado do Tocantins.

Tabela 1 – Diferentes Estimativas da Taxa de Pobreza para os Estados Brasileiros – 2002

Estados	Rocha (2004)*	IPEADATA**	ATLAS ***
Rondônia	31,17	30,63	35,20
Acre	40,30	38,54	47,83
Amazonas	45,28	44,43	52,97
Roraima	45,02	44,42	35,90
Pará	44,34	43,68	51,89
Amapá	42,15	40,08	42,95
Tocantins	45,61	48,80	50,79
Maranhão	50,68	60,84	66,82
Piauí	48,29	59,14	61,82
Ceará	50,45	53,43	57
Rio G. Norte	39,47	48,17	50,63
Paraíba	44,06	54,46	55,26
Pernambuco	54,13	56,24	51,31
Alagoas	52,97	63,06	62,24
Sergipe	40,48	48,85	53,99
Bahia	48,26	55,45	55,32
Minas Gerais	27,09	22,74	29,77
Espírito Santo	22,05	21,02	28,04
Rio de Janeiro	28,01	18,29	19,23
São Paulo	30,35	17,64	14,37
Paraná	19,28	21,60	23,69
Santa Catarina	9,18	12,47	16,24
Rio G. do Sul	16,78	21,52	19,69
Mato G. do Sul	34,83	20,47	28,66
Mato Grosso	35,32	21,18	27,78
Goiás	36,94	21,25	26,65
Distrito Federal	38,85	20,86	16,07

Fonte: \* Rocha (2004); \*\* IPEADATA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)); \*\*\* FJP/PNUD/IPEA (2002) – referem-se ao ano de 2000.

### 3. Metodologia

A metodologia utilizada neste artigo parte da idéia sugerida por de Sala-i-Martin (2002a, 2002b), que calcula o número de pobres e a taxa de pobreza a partir da integral da função densidade de probabilidade gerada pela distribuição de renda das unidades observadas. Isto é feito para se obter a área sob a função densidade à esquerda da renda que define a linha de pobreza, ou seja, o valor da função densidade acumulada até o nível de renda que define tal linha. Todavia, ao contrário daquele autor, que constrói a função densidade utilizando uma Função Kernel da distribuição de renda, o procedimento adotado aqui foi o de descobrir qual a função densidade que melhor se “ajustava” aos dados amostrais da renda, no caso, aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2002.

Embora tal procedimento já tenha sido utilizado no Brasil por Barros e Mendonça (1997), a contribuição desta nova formatação metodológica é a de se evitar o uso *ad hoc* de uma determinada distribuição sem uma fundamentação estatística rigorosa, pois, certamente isto poderia elevar o erro no cálculo da probabilidade, ou seja, taxa de pobreza, dentro da função densidade utilizada.

Em termos operacionais o procedimento parte do uso do software “BestFit”, que enumera, para um conjunto de dados amostrais, as distribuições que melhor se ajustam a tais dados, de acordo com testes estatísticos apropriados. Para tanto, são fornecidas três estatísticas de teste, através das quais são ordenadas as distribuições quanto ao melhor ajustamento aos dados: a estatística Qui-Quadrado (Q-Q), a estatística Kolmogorov-Simirinov (K-S) e a estatística Anderson-Darling (A-D), as quais indicam como melhor distribuição de ajustamento aos dados a de menor valor da estatística.

A principal deficiência da estatística (Q-Q) é que ela depende da definição do “Bin” (número e localização), o que torna seu resultado um tanto arbitrário. Embora as duas outras estatísticas não dependam da definição do “Bin”, a estatística (K-S) é menos eficiente do que a estatística (A-D) em detectar com maior justeza as discrepâncias nas extremidades da cauda da distribuição (confrontando a distribuição ajustada aos dados amostrais). Isto bastaria para a escolha da estatística (A-D), haja vista que o propósito maior é o de se calcular a proporção de pobres, a qual é composta de grande parte da população cuja renda se situa à esquerda da mediana da distribuição, ou seja, abaixo dos 50%, portanto, na extremidade da distribuição. Por estas razões, e por ser utilizada em testes não-paramétricos, é bastante aplicada na literatura. Não



obstante, serão calculados também os resultados das distribuições pelo teste (K-S), os quais mostraram, como se verá adiante, poucas variações em relação àqueles obtidos pelo teste A-D (exclui – não foi calculado isto).

Vale observar que para se selecionar as várias distribuições testáveis, algumas hipóteses apriorísticas foram necessárias. Primeiro, a despeito da existência de cerca de 5% de valores de renda iguais a zero na amostra, optou-se em trabalhar somente com valores positivos, uma vez que isso causava um viés para esquerda no formato da distribuição, com repercussão acerca do ajuste dos dados. Certamente que a adoção deste procedimento considera implicitamente que os valores de renda zero constituem-se em erro amostral, no sentido que os indivíduos, ou famílias que declararam não receber renda, não tem renda fixa direta, mas devem perceber algum tipo de renda mensal indireta e de caráter variável. Além disso, pode ser que na semana de referência da pesquisa esses indivíduos ou famílias não tenham recebido efetivamente renda em espécie, mas receberam algum tipo de auxílio ou benefício público ou privado, sem o qual não poderiam sobreviver.

Para computar a taxa de pobreza para um determinado estado  $j$  no tempo  $t$  ( $R_t^j$ ), integra-se a função densidade de probabilidade selecionada  $f(y_j)$  entre 0 e a renda que define a linha de pobreza ( $p$ ), adaptando a definição proposta em Sala-i-Martin (2002b) e Quah (2003):

$$R_t^j = \int_0^p f(y_j) dy_j \quad (1)$$

O número de pobres é calculado simplesmente multiplicando-se a taxa de pobreza pela população. É decorrente que a linha de pobreza assume papel decisivo na determinação dos resultados.

O ponto central é, então, estabelecer a função densidade a ser utilizada em (1). Pode-se, a princípio, assumir uma forma particular para a função densidade, seguindo estudos anteriores, por exemplo, . Quanto a isso Cowell (1995), Mulligan (2002), sugerem que a distribuição lognormal é uma boa aproximação para as distribuições de renda dos países. Por outro lado, Quah (2003) sustenta que a forma funcional de Pareto, sob certas hipóteses, também pode ser aplicada como aproximação da distribuição de renda dos países, enquanto Sala-i-Martin (2002) utiliza uma densidade de Kernel também para análise a nível de países. No caso brasileiro, Hoffman (1984,

2005), seguindo outros estudos, sustenta que a distribuição lognormal é uma boa aproximação para a distribuição de renda para os estados brasileiros. Não há, todavia, sustentação em bases estatísticas rigorosas que justifique a escolha por estas distribuições. Além do mais, o uso incorreto de uma dada distribuição implicará inevitavelmente na formação de erro de estimação, cuja magnitude dependerá da distribuição escolhida. Realce-se, ademais, que especificidades próprias em cada unidade espacial, no caso estado, podem requerer distintas distribuições. Portanto, há a necessidade de se escolher, com o devido rigor estatístico, a função densidade de probabilidade que mais se aproxime da distribuição de renda em cada caso.

#### **4. Taxas de Pobreza sob Diferentes Conceitos de Renda**

Para se poder comparar com as estimativas existentes, foram calculadas as taxas de pobreza sob diferentes conceitos de renda e distintas áreas espaciais em cada estado. Assim, na primeira simulação utilizou-se o conceito de renda domiciliar<sup>6</sup>, definido somente para as áreas urbanas dos estados, e tomando como referência às linhas de pobreza fornecidas por Rocha (2003). Este procedimento permitiu comparar, com uma razoável aproximação, os resultados obtidos com os fornecidos por Rocha (2004). Para a segunda simulação, considerou-se o conceito de renda domiciliar *per capita*, abrangendo tanto as áreas rurais quanto às urbanas<sup>7</sup>, e tomando como linha de pobreza aquela utilizada pelo IPEADATA, o qual estipula o valor de R\$75,57/mês, ou seja, próximo da estimativa de US\$1,00/dia. Este mesmo corte de renda também é utilizado nos trabalhos de Sala-i-Martin (2002) e Quah (2003) para países em desenvolvimento.

Na primeira simulação, onde a renda é a total domiciliar, para se computar a proporção de pobres é necessário estabelecer-se uma escala de equivalência<sup>8</sup>, isto é, transformar a linha de pobreza individual em uma outra equivalente a um grupo de indivíduos, como expressa a renda domiciliar. Para tanto, os procedimentos metodológicos são detalhados como se seguem. Inicialmente, obteve-se o número de componentes por domicílio fornecidos pelos dados da PNAD/IBGE para o ano de 2002. Segundo, também a partir dos dados da PNAD, somou-se à proporção de casais ou mães (tipo da família na denominação do IBGE) que possuíam todos os

---

<sup>6</sup> Assim, se assuma que a renda domiciliar é o conceito de renda relevante, uma vez que leva em consideração certas externalidades no consumo, que não aparecem visíveis, ou não são computadas, por uma estimativa da pobreza tomada a partir do indivíduo.

<sup>7</sup> Para a região Norte, a PNAD só abrange a área urbana, com exceção do estado do Tocantins.

<sup>8</sup> É claro, que sendo bastante rigoroso, a mudança na escala de equivalência pode levar a alterações em indicadores de pobreza. Para uma discussão ver: Milanovic (2002).

filhos menores que 14 anos, com  $\frac{1}{2}$  da proporção relativa ao grupo que possuía filhos tanto maiores quanto menores de 14 anos. Com isso, adotou-se a hipótese de que metade deles deveria estar abaixo de 14 anos. Terceiro, subtraiu-se de 1 essa proporção para se chegar a um ponderador que levasse em conta somente o número de adultos na família<sup>9</sup>. Quarto, multiplicou-se esse ponderador pela média do número de componentes nos domicílios de cada estado, ajustando a linha de pobreza, conforme apresentado em Rocha (2003) em cada caso. As linhas de pobreza “ajustadas” são apresentadas no anexo.

Com relação às linhas de pobreza utilizadas, dois outros procedimentos foram adotados como descritos a seguir. Em virtude de as estimativas de Rocha (2003) não abrangerem todos os estados, adotou-se para aqueles onde não havia cálculo dessas linhas, aquelas relativas à área urbana para a região de referência ao qual pertence o estado. Para o caso em que havia essa informação também para a capital, preferiu-se esta informação, haja vista refletir de maneira mais direta as necessidades da maioria da população urbana residente nos estados.

## **5. Resultados Empíricos para as Distribuições**

### 5.1 Renda Domiciliar.

Cada distribuição ajustada aos dados gerou os parâmetros que a caracterizam, de modo que para cada estado se tem uma distribuição específica, em consonância com suas especificidades próprias. A partir dos parâmetros estimados que se tem cada função densidade com seu respectivo formato, possibilitando, assim, empregar a metodologia proposta como uma razoável aproximação.

No caso de renda domiciliar urbana, na forma de logaritmo natural, três foram às distribuições que melhor se ajustaram aos dados para os estados: as funções densidades Loglogística, Gamma e Lognormal, com predominância da primeira distribuição, como pode ser atestado pela Tabela 2.

---

<sup>9</sup> Uma vez que a linha da pobreza refere-se às necessidades básicas de um adulto.

Tabela 2 – Ajuste das Distribuições com base na Renda Domiciliar Urbana – 2002

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste A - D
		a	β	G	a1	a2	m/μ	I/?	
RO	Loglogística	12,60	6,56	0					1,084
AC	Loglogística	11,00	6,52	0					0,782
AM	Gamma	51,90	0,12	0					3,925
RR	Pearson5	54,99	344,15						1,650
PA	Loglogística	12,16	6,44	0					4,371
AP	Lognormal						6,68	0,83	1,011
TO	Loglogística	12,43	6,34	0					1,076
MA	Loglogística	12,38	6,10	0					
PI	BetaGeneral				25,58	54,52			1,193
CE	Loglogística	11,91	6,25	0					7,635
RN	Loglogística	11,19	6,27	0					1,701
PB	Loglogística	11,82	6,16	0					2,385
PE	Loglogística	11,33	6,25	0					8,950
AL	Loglogística	11,76	6,01	0					1,918
SE	Loglogística	12,16	6,30	0					1,800
BA	Loglogística	11,23	6,28	0					7,165
MG	Loglogística	12,61	6,61	0					7,792
ES	Loglogística	12,09	6,62	0					1,975
SP	Loglogística	13,55	6,95	0					6,023
RJ	Loglogística	13,38	6,78	0					5,643
PR	Loglogística	13,31	6,78	0					2,983
SC	Gamma	75,52	0,09						0,884
RS	Loglogística	13,15	6,82	0					3,044
MS	Loglogística	12,59	6,61	0					1,519
MT	Lognormal						6,77	0,91	2,062
GO	Loglogística	13,01	6,55	0					3,133
DF	InvGauss						7,13	273,67	4,263

Fonte: Elaboração dos autores .

## 5.2 Resultados para a Renda Domiciliar *Per Capita*

A tabela 3 abaixo apresenta o ajuste das distribuições considerando o conceito de renda domiciliar *per capita* para as populações urbana e rural. Como se pode perceber, os melhores ajustamentos couberam às distribuições Beta, Loglogística, Lognormal e Gamma, de onde se conclui que tais resultados são similares aos obtidos para a renda domiciliar do setor urbano. Cabe frisar que de fato existe variação do tipo de função densidade adequada para cada estado,

embora com predominância da distribuição Loglogística. Isso ratifica a premissa teórica de que pode haver erro de estimação ao se escolher uma única distribuição para todos os estados.

Tabela 3 – Ajuste das Distribuições com base na Renda Domiciliar *Per Capita* – 2002

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste
		a	β	?	a1	a2	m/μ	I/?	A - D
AC	Loglogística	7,506	5,097	0					1,520
AM	Beta				15,81	34,20	0	15,937	1,359
RR	Lognormal*						4,979	0,993	0,514
PA	Loglogística	8,730	5,078	0					4,645
AP	Lognormal*						5,126	1,038	0,513
TO	Loglogística	8,390	4,778	0					1,380
MA	Loglogística	7,719	4,490	0					3,533
PI	Loglogística	6,757	4,497	0					6,956
CE	Loglogística	7,733	4,737	0					7,411
RN	Beta				9,12	10,72	0	10,492	7,706
PB	Loglogística	8,023	4,632	0					1,256
PE	Loglogística	7,685	4,809	0					4,516
AL	Loglogística	7,555	4,433	0					2,473
SE	Beta				15,64	45,69	0	19,16	0,671
BA	Loglogística	7,513	4,725	0					11,110
MG	Beta				16,48	32,93	0	15,799	10,940
ES	Loglogística	8,555	5,196	0					2,081
SP	Loglogística	9,850	5,640	0					9,666
RJ	Loglogística	9,878	5,548	0					4,595
PR	Loglogística	9,395	5,418	0					5,263
SC	Loglogística	10,98	5,587	0					2,435
RS	Loglogística	9,283	5,530	0					9,835
MS	Loglogística	9,377	5,279	0					0,986
MT	Loglogística	8,916	5,217	0					3,057
GO	Loglogística	9,408	5,222	0					2,382
DF	Gamma	21,634	0,268						2,740

Fonte: Elaboração dos autores.

(\*) Devido à presença de *outliers* foram utilizadas as distribuições Lognormais (terceira pelo ordenamento em ambos os testes).

Os resultados das distribuições ajustadas em ambos às simulações mostraram a predominância de três distribuições: Loglogística, Gamma e Beta. Também se verificou a ocorrência das distribuições Lognormal, InvGauss e Pearson V.

O caso mais recorrente foi da distribuição Loglogística, que é uma distribuição pertencente à família das distribuições “escala-localização”, que se caracterizam exatamente

pelos parâmetros de escala –  $\alpha$  e de localização –  $\mu$  definirem a distribuição. Todavia, é preciso também mencionar o parâmetro de formato –  $\beta$ , uma vez que ele tem implicação direta sobre a determinação da proporção de pobres a ser calculada, a partir da metodologia proposta. Considerando, portanto, estes parâmetros, deve-se destacar os seguintes pontos da comparação das estimações, pelos dois conceitos de renda: a) todos os parâmetros de localização são zero, uma vez que se assumiu que as rendas são positivas (em logaritmo natural); b) os resultados dos ajustamentos para a renda domiciliar apresentam tanto os parâmetros de escala, como os parâmetros de formato, inferiores àqueles verificados para a renda domiciliar *per capita*. No primeiro caso, os parâmetros de escala giram em torno de 4,5 a 5,6, enquanto os parâmetros de formato variam entre 6,75 a 9. No segundo caso, os valores variam entre 6 e 7 para os parâmetros de escala, e 7,5 e 11 para os parâmetros de formato. A implicação desses resultados é que as distribuições estimadas, utilizando-se do conceito de renda domiciliar *per capita*, são mais platicúrticas e menos assimétricas (à direita) do que as distribuições estimadas com base no conceito de renda domiciliar *per capita*, o que causa efeitos distintos quanto a magnitude da pobreza estimada em cada caso; c) a característica de assimetria à direita da distribuição Loglogística torna-a similar à distribuição Lognormal.

Os resultados acima obtidos em base estatística criteriosa são de extrema relevância, uma vez que contrariam algumas existentes na literatura de pobreza no Brasil, como por exemplo, as estimativas de elasticidade-renda do crescimento e desigualdade sobre a pobreza (Hoffman, 2005), bem como a nível mundial (Sala-i-Martin, 2002, Quah, 2003), todas calculadas sob o pressuposto de que as distribuições de renda no país, ou países em desenvolvimento, teriam o formato de uma distribuição Lognormal.

## 6. Estimativas de Pobreza

Conforme a Tabela 4, as estimativas calculadas, considerando os métodos propostos, mostram resultados sensivelmente menores do que àqueles assinalados pelo IPEADATA, Fundação João Pinheiro ou Rocha (2002), como apresentados na Tabela 1. Por serem compatíveis, comparando-se as estimativas com os resultados do IPEADATA, para o conceito de renda *per capita* no âmbito apenas do estrato urbano, comprova-se o quão superestimadas têm sido as taxas de pobreza para todos os estados, conforme dispõe a Tabela 5. Acreditando-se na tese de que o método aqui empregado é o que mais se aproxima da real distribuição de renda em

cada estado, para alguns deles a superestimação é mais do que o dobro da taxa real, tais como: na região Norte, à exceção de Rondônia, todos os demais; na região Sul, todos os estados; no Sudeste, São Paulo e Rio de Janeiro e no Centro-Oeste excetua-se apenas o Distrito Federal.

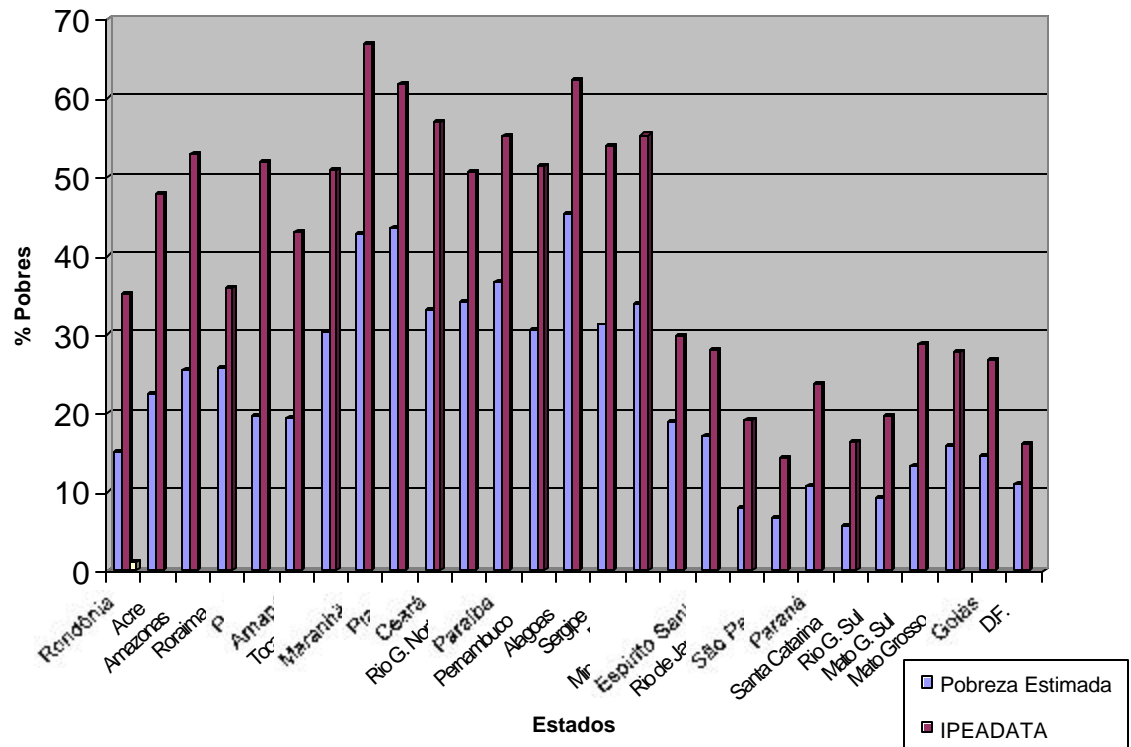
Tabela 4 – Indicadores de Pobreza segundo os Estados – 2002

Estados	Pobreza		Estados	Pobreza	
	Renda Dom. <i>Per capita</i>	Renda Dom.		Renda Dom. <i>Per capita</i>	Renda Dom.
<b>Norte</b>			<b>Sudeste</b>		
Rondônia	15,14	6,95	Minas Gerais	18,77	13,11
Acre	22,53	10,00	Espírito Santo	17,20	6,24
Amazonas	25,42	9,83	Rio de Janeiro	7,86	13,34
Roraima	25,64	10,50	São Paulo	6,80	14,37
Pará	19,73	11,49	<b>Sul</b>		
Amapá	19,47	5,32	Paraná	10,72	7,22
Tocantins	30,18	10,58	Santa Catarina	5,64	1,45
<b>Nordeste</b>			Rio G. Sul	9,24	4,29
Maranhão	42,76	18,32	<b>Centro-Oeste</b>		
Piauí	43,42	19,48	Mato G. Sul	13,34	11,70
Ceará	33,06	18,71	Mato Grosso	15,80	10,51
Rio G. Norte	34,14	15,99	Goiás	14,50	12,24
Paraíba	36,55	17,61	Distrito Federal	10,98	14,35
Pernambuco	30,62	31,13			
Alagoas	45,31	22,35			
Sergipe	31,19	13,46			
Bahia	33,92	29,51			

Fonte: Elaboração dos autores

O Gráfico 1 adiante fornece uma percepção visual do possível grau de superestimação das estimativas de pobreza existentes, comparando as estimativas obtidas, com aquelas dispostas na base de dados do IPEADATA, para o exercício com a *renda domiciliar per capita*.

**Gráfico 1**  
**Pobreza Estimada versus IPEADATA**



Fonte: Tabela 5.

Pelo gráfico é possível se verificar uma maior superestimação, em média, dos estados da região nordeste, especialmente àqueles, que apresenta uma maior proporção de pobres. Isto é reforçado com os dados apresentados na Tabela 5, onde são confrontados os dados da pobreza estimada, com àqueles apresentados no IPEADATA, para o ano de 2002, tendo em conta a pobreza calculada a partir da renda domiciliar *per capita*.

Ademais, há de se destacar que os resultados obtidos não distorcem o perfil da distribuição da pobreza no país em termos espaciais. Evidencia-se que o grupo dos estados com maior proporção de pobres situa-se na região Nordeste, particularmente os estados de Alagoas, Maranhão e Piauí. No outro extremo, verifica-se a baixa proporção de pobres localizada nas regiões Sul e Sudestes, representados, principalmente, pelos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, com especial ênfase para o Distrito Federal.



Tabela 5 – Pobreza Estimada *versus* IPEADATA - 2002

Estados	Pobreza			Estados	Pobreza		
	Estimada (a)	IPEADATA (b)	a/b (%)		Estimada (a)	IPEADATA (b)	a/b (%)
<b>Norte</b>				<b>Sudeste</b>			
RO	15.14	35.20	43.0	MG	18.77	29.77	63.0
AC	22.53	47.83	47.1	ES	17.20	28.04	61.3
AM	25.42	52.97	48.0	RJ	7.86	19.23	40.8
RR	25.64	35.90	71.4	SP	6.80	14.37	47.3
PA	19.73	51.89	38.0	<b>Sul</b>			
AP	19.47	42.95	45.3	PR	10.72	23.69	45.2
TO	30.18	50.79	59.4	SC	5.64	16.24	34.7
<b>Nordeste</b>				RS	9.24	19.69	46.9
MA	42.76	66.82	63.9	<b>Centro-Oeste</b>			
PI	43.42	61.82	70.2	MS	13.34	28.66	46.5
CE	33.06	57.00	58.0	MT	15.80	27.78	56.8
RN	34.14	50.63	67.4	GO	14.50	26.65	54.4
PB	36.55	55.26	66.1	DF	10.98	16.07	68.3
PE	30.62	51.31	59.6				
AL	45.31	62.24	72.7				
SE	31.19	53.99	57.7				
BA	33.92	55.32	61.3				

Fonte: Elaboração dos autores

Em vista destas divergências regionais, fez-se um exercício econométrico com o propósito de capturar uma relação média a partir do tamanho econômico e a distribuição de renda de um estado representativo sobre o nível de pobreza. Para tanto, foram montados dois modelos, onde, no primeiro, procurou-se explicar a pobreza estimada (PBZ) como função do PIB e do índice de Gini (GINI) para o ano de 2002, usando-se dados do IPEADATA, cujos resultados foram:

$$PBZ = -0,72,67 + 0,058 PIB + 171,90 GINI \quad R^2 = 0,42$$

$$t = 2,27 \quad t = 2,95$$

De onde se pode concluir que a taxa de pobreza é inversamente e diretamente relacionada com o tamanho econômico e a distribuição de renda, respectivamente, do estado, em que pese à significância estatística de ambos os coeficientes.

No segundo exercício buscou-se averiguar se as variáveis do exercício anterior afetam a diferença entre a pobreza estimada e a medida pelo IPEADATA (DIF, dada pela quarta e última colunas da Tabela 5), obtendo-se as seguintes estimativas:

$$DIF = 0,66 + 0,0002 PIB - 2,137 GINI \quad R^2 = 0,45$$

$$t = 0,95 \quad t = 3,88$$

Extraí-se destes resultados que o tamanho do PIB estadual é irrelevante e o coeficiente de Gini é significativo para explicar o erro de superestimação da pobreza. Quanto ao resultado do PIB tem-se a comprovação de que a superestimação da pobreza pode ocorrer indistintamente para estados ricos ou pobres. Já a estimativa para o coeficiente de Gini atesta a expectativa teórica de que o uso da correta função densidade para cada estado segue a real distribuição de renda aferida pela escala do índice de Gini. Além do mais, para ratificar estes resultados, estimou-se para esta mesma série de dados que a correlação entre Gini e PIB é negativa, porém estatisticamente insignificante<sup>10</sup>.

### 6.1 Outros Resultados Derivados

Derivado das estimativas obtidas, como apresentadas na Tabela 4, pode-se calcular o número de pobres, bem como o que seria o número de domicílios pobres. Este último com uma diferente definição daquela usada pelo IPEA, no que se refere às estimativas disponíveis no IPEADATA<sup>11</sup>. De fato, qualificam-se aqui como domicílios pobres, àqueles domicílios cuja renda domiciliar é inferior a linha da pobreza estendida para o domicílio, como descrito na seção 4 deste artigo.

---

<sup>10</sup>  $\beta = 0,22$  para  $t = 1,12$ .

<sup>11</sup> No IPEADATA, são considerados domicílios pobres àqueles domicílios cuja renda domiciliar *per capita* está abaixo da linha da pobreza.

Tabela 6 – Intensidade da Pobreza , Hiato Médio, Número de Pobres e Domicílios Pobres – 2002.

Estados	Intensidade da Pobreza	Hiato Médio	Número de Pobres	Domicílios Pobres
Rondônia	0,847	0,146	245.836	19.329
Acre	0,800	0,180	132.238	11.253
Amazonas	0,779	0,198	752.890	60.037
Roraima	0,779	0,200	88.938	7.895
Pará	0,825	0,163	1.273.312	146.347
Amapá	0,811	0,158	100.565	5.984
Tocantins	0,736	0,222	364.277	36.596
Maranhão	0,635	0,272	2.481.459	280.925
Piauí	0,638	0,277	1.258.408	155.450
Ceará	0,715	0,236	2.530.589	396.588
Rio G. Norte	0,717	0,245	973.940	132.790
Paraíba	0,684	0,250	1.277.383	169.356
Pernambuco	0,735	0,225	2.475.525	733.048
Alagoas	0,616	0,279	1.308.342	177.250
Sergipe	0,732	0,228	575.780	71.564
Bahia	0,709	0,240	4.519.234	1.113.264
Minas Gerais	0,835	0,157	3.443.078	733.825
Espírito Santo	0,848	0,146	550.696	748.364
Rio de Janeiro	0,929	0,073	1.157.344	664.018
São Paulo	0,938	0,064	2.596.086	141.572
Paraná	0,904	0,097	1.050.346	222.226
Santa Catarina	0,948	0,053	311.763	25.141
Rio G. do Sul	0,917	0,085	961.749	148.151
Mato G. Sul	0,880	0,117	285.559	78.422
Mato Grosso	0,859	0,136	411.549	80.784
Goiás	0,870	0,126	755.499	202.501
Distrito Federal	0,841	0,092	235.613	95.220

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 6 apresenta os indicadores de pobreza: intensidade da pobreza, hiato médio da pobreza e número de pobres, a partir da metodologia empregada, considerando o exercício para renda domiciliar *per capita* e domicílios pobres a partir do exercício para a renda domiciliar. Índices estes calculados, levando em consideração a integral da função densidade original, seguindo a idéia da metodologia empregada, exposta na seção 3.

Importante destacar, pelos resultados obtidos, que a maior concentração da pobreza está na região nordeste, embora exista uma grande concentração de pobreza em alguns estados da

região sudeste, especialmente nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, em virtude do tamanho de suas populações.

Em termos agregados, por região, os estados da região norte responderiam por 2.958.056, ou 9,21 % do número de pobres do país; os estados da região nordeste por 17.400.600, ou 54,18% do total de pobres do país; os estados da região centro-oeste por 1.688.220, ou 5,19% do total de pobres do país, enquanto os estados do sudeste e sul, por 7.747.204 e 2.323.858, respectivamente, 24 e 7,23 % deste total de pobres. Isto claramente reforça a tese de que a pobreza no Brasil é espacialmente definida no Brasil, ou regionalizada. Assim, a região nordeste concentra quase 55% da pobreza no país, muito embora represente cerca de 28% da população total. De outra parte, a região sudeste concentra 24% da pobreza, com uma população total que representa cerca de 57% da população do país. Um resultado que demonstra uma simetria social às avessas da pobreza espacial no país.

A configuração acima não aparece tão evidente quando se considera o número de domicílios pobres, em vez que, a soma da renda dos indivíduos que residem no mesmo domicílio é, em média, superior a renda que define a linha da pobreza estendida, independentemente da situação espacial do domicílio.

## **Conclusões**

Os resultados obtidos mostram uma superestimação da taxa de pobreza calculada no país bastante significativa. Comparando com os dados do IPEADATA, verifica-se haver uma superestimação variando de 37% (caso de Alagoas) a 188% (caso de Santa Catarina). Ainda sim, alguns estados do nordeste, como Maranhão, Piauí e Alagoas apresentam taxas de pobreza muito altas acima dos 40%. Verifica-se também, pelo método proposto, que a taxa de pobreza diminui mais sensivelmente para os estados mais populosos e/ou mais ricos, o que implicaria em um menor e significativo número de pobres no país. Ademais, de acordo com o esperado, confirma-se a maior concentração da pobreza nos estados da região norte e nordeste, especialmente esta primeira. Em contrapartida registra-se uma menor proporção de pobres nos estados do sul e sudeste.

Este último resultado corroboraria a hipótese de uma regionalização da pobreza, especialmente na região nordeste, onde apenas os estados da Bahia e Pernambuco, concentrariam quase o mesmo número de pobres que àqueles existentes em todos os demais estados da região

sudeste do país. Haveria, o que se denominou aqui de simetria social às avessas da pobreza espacial no país. De um lado, a região nordeste com cerca de 55% da pobreza do país, mas apenas com cerca de 28% da população total. De outro lado, a região sudeste concentrando 24% da pobreza, entretanto com uma população total que representa cerca de 57% da população do país.

Ao se comprovar que a distribuição de renda estadual é extremamente relevante para ditar os níveis de pobreza, deixa evidente a contribuição deste artigo na literatura, vez que é imperativo o conhecimento prévio sobre a utilização da função densidade que mais se aproxima da realidade particular de cada estado. Tal como aqui foi feito, inferiu-se sobre tais funções em bases estatísticas rigorosas. Como resultado, atestou-se que o uso *ad hoc* de uma dada distribuição de renda única para todos os estados é errônea, daí, contestou-se os níveis de pobreza estipulados em outros estudos, até então aceitos na literatura.

É preciso destacar que a pobreza calculada para a renda domiciliar, evidenciaria, por sua vez, a proporção de domicílios pobres no país, calculados a partir de uma dada escala de equivalência para a linha de pobreza proposta por Rocha (2004).

Em quaisquer dos casos, as estimativas de pobreza calculadas, ainda que sensivelmente menores daquelas consideradas como oficiais, não deixam de ser preocupantes. A questão é saber qual é a dimensão real do problema da pobreza no país, para que as políticas públicas direcionadas para sua erradicação – tão destacadas pelo Governo Federal atual, possam ser melhor focalizadas, com resultados mais eficientes, e capazes de criar condições para que os indivíduos verdadeiramente pobres possam sair dessa condição.

## **Bibliografia**

- ALBUQUERQUE, Roberto C. Pobreza e exclusão social. In: Veloso; Albuquerque (org.). **Pobreza e Mobilidade Social**. São Paulo, Nobel, 1993.
- ARRAES, Ronaldo A. Pobreza e Desigualdade de Renda em Fortaleza **Revista Econômica do Nordeste**, v.20, n 2, p.123-150, 1989.
- BENERJEE; A. V.; NEWMAN, Andrew F. Poverty, Incentives and Development. **The American Economic Review**, v. 84, n. 2, 1994.

- EASTERLY; William. **O Espetáculo do Crescimento: aventuras e desventuras dos economistas na incessante busca pela prosperidade nos trópicos**. Tradução Alice Xavier. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO – FJP; PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO – PNUD; INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS – IPEA. **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2000**.
- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane. O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza. Rio de Janeiro: **IPEA**, nov. 1997. (Texto para Discussão N° 528).
- CEPAL. Magnitude de la pobreza en America Latina en los años ochenta. Santiago, Chile: **CEPAL**, 1991.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: **FIPE (USP)**, 1984.
- HOFFMAN, Rodolfo. Pobreza no Brasil. Piracicaba, Esalq, - **Série Estudos e Pesquisas**, n.43 -, 1984.
- \_\_\_\_\_. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e as Unidades da Federação. **Economia**, v.6, n.2, p.255-289, jul./dez. 2005.
- LOPES, Helger M. et al. Indicador de Pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro. Texto para Discussão, n. 223, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2003.
- MILANONOVIC, Branko. Do we tend to overestimate poverty gaps? The impact of equivalence scales on the calculation of poverty gap. **Applied Economics Letters**, v. 9, p. 69-72, 2002.
- PFEFFERMAN, G., WEBB, R. Pobreza e distribuição de renda no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 37, n.2, abr./jun., 1983.
- QUAH, D. One Third of the World's Growth and Inequality. In: *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, p. 27-58. Ed. Eiche, Theo, Turnovsky, Stephen, The MIT Press, Cambridge, 2003.
- RAVALLION, M; BIDANI, B. How robust is a poverty profile? **World Bank Economic Review**, v.8, p.75-102, 1994.
- ROCHA, Sonia. Linhas de pobreza para as regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80. In: 16 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - **ANPEC, Anais...**, v.4, Belo Horizonte, dez. 1988.

- \_\_\_\_\_. Poverty Lines for Brazil. New Estimates from recent empirical evidence. **(Relatório para o Banco Mundial)**, 1993.
- \_\_\_\_\_. A Estrutura do Consumo das Famílias Metropolitanas em São Paulo e Recife: evidências e implicações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.25, n.2, p.297-322, ago. 1995.
- \_\_\_\_\_. Do consumo observado à linha da pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, n.27, ano2, p.313-51, ago. 1997.
- \_\_\_\_\_. Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução – 1981/95. Rio de Janeiro, **IPEA**, Junho 1998 (Texto para Discussão 567).
- \_\_\_\_\_. Pobreza e Desigualdade no Brasil: O esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: **IPEA**, abril 2000. (Texto para Discussão 721).
- \_\_\_\_\_. Estimação de Linhas de Indigência e de Pobreza: Opções Metodológicas no Brasil. In: Henriques (org.), **Desigualdade e Pobreza no Brasil**, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- \_\_\_\_\_. Medindo a pobreza no Brasil: evolução metodológica e requisitos de informação básica. LISBOA, Marcos de; MENEZES-FILHO, Naércio A. (org.). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**, Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.
- \_\_\_\_\_. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata ?**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.
- \_\_\_\_\_. Impacto sobre a Pobreza dos Novos Programas Federais de Transferência de Renda. In XXII Encontro Nacional de Economia. **Anais...**, 2004.
- SALA-i-MARTIN, X. The Disturbing “Rise” of Global Income Inequality. NBER Working Paper n. 8904, Cambridge, 2002 (a).
- \_\_\_\_\_. *The world distribution of income estimated from individual country distributions*. NBER Working Paper n.8933, Cambridge, 2002(b).
- WODON, Quentin T. Regional Poverty Lines, Poverty Profiles, and Targeting. **Applied Economics Letters**, v.6, p. 809-812, 1999.

## Anexo

Tabela 7 – Linha da Pobreza Atualizada – 2002.

Regiões e estratos	LP (Rocha, 2004)	Ponderações	LPP	LnLPP
Norte				
Belém	114,76	2,02	232,34	5,45
Urbano	100,04	2,08	208,43	5,34
Nordeste				
Fortaleza	112,41	2,23	250,84	5,52
Recife	159,12	2,13	339,37	5,83
Salvador	146,73	2,28	334,15	5,81
Urbano	98,37	2,26	222,80	5,41
Minas Gerais / Esp.Santo				
Belo Horizonte	137,2	2,16	295,68	5,69
Urbano	92,24	2,15	198,51	5,29
Rio de Janeiro				
Metrópole	165,71	2,19	363,30	5,90
Urbano	103,1	2,15	221,88	5,40
São Paulo				
Metrópole	205,85	2,15	442,54	6,09
Urbano	131,54	2,15	283,09	5,65
Sul				
Curitiba	134,6	2,00	269,46	5,60
Porto Alegre	105,72	2,06	218,21	5,39
Urbano	90,24	2,02	181,85	5,20
Centro-Oeste				
Brasília	187,16	2,07	387,93	5,96
Urbano	133,98	2,08	278,62	5,63

Fonte: Elaboração dos autores .