

# Há Superestimações das Taxas de Pobreza nas Regiões do Brasil?

## **Marcelo Bentes Diniz**

- Mestre e Doutor pelo Centro de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC);
- Professor Adjunto da Universidade Federal do Pará, no Programa de Pós-Graduação em Economia.

## **Ronaldo A. Arraes**

- Professor do Programa de Mestrado e Doutorado em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC);
- Doutor em Economia Agrícola pela University of Georgia (Estados Unidos da América);
- Pós-Doutorado pela Universidade de Tennessee (Estados Unidos da América).

## **Resumo**

---

O artigo investiga as possíveis distorções na aferição da taxa de pobreza, ou a proporção de pobres no Brasil, de acordo com a literatura. Para tanto, realiza duas simulações onde, na primeira, considera a renda domiciliar *per capita* da população dos Estados, compreendendo as áreas urbana e rural, de acordo com a divisão adotada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, do (IBGE), tomada como referência na análise. Na segunda simulação, também em nível estadual, verifica apenas a pobreza inserida no espaço urbano. Adota distintas linhas de pobreza em cada simulação, para contrastar com os resultados das duas estimativas geralmente aceitas pela literatura: Rocha (2004) e Ipeadata (2008). Dá contribuição específica ao utilizar uma metodologia norteada sob rígidos critérios estatísticos que denotam a escolha ótima da função densidade que melhor se ajuste à distribuição de renda da população de cada Estado de onde extrai a taxa de pobreza. As inferências sobre os resultados, conduzem à indicação de que possivelmente haja superestimação em outros métodos de avaliação das taxas de pobreza. Comprova ainda, que a distribuição de renda entre os Estados não é única e que a taxa de pobreza se relaciona inversamente com o tamanho econômico do Estado.

## **Palavras-chave:**

---

Taxas de Pobreza; Distribuição de Renda; Estados Brasileiros.

## 1 – INTRODUÇÃO

Poucas definições, no âmbito das ciências sociais aplicadas, incorporam tanta complexidade e divergência quanto as da pobreza. Sob as suas diferentes conotações e dimensões, a agenda de pesquisa tem-se avolumado, criando-se, inclusive, pontos de convergência entre diferentes áreas do conhecimento ligadas a aspectos éticos, morais, sociais e de justiça.

Da imprecisão atribuída ao conceito de pobreza, surgiram outras definições – não menos imprecisas – como as de exclusão social, pobreza monetária, pobreza humana, entre outros. A primeira busca aglutinar implicitamente a problemática da desigualdade, uma vez que são considerados excluídos os indivíduos privados de alguma condição material ou imaterial que o grupo dos incluídos usufruem. (SCHWARTZMAN, 2004). Isto, por sua vez, reporta à questão de avaliar pobreza e empobrecimento como qualificações distintas, estando este último ligado às mudanças na condição social da passagem da condição de não-pobre para pobre.

A pobreza monetária, inferida como insuficiência de renda, é aquela que tem maior apelo entre os economistas, uma vez que permite melhor traduzi-la em termos de um fluxo monetário, com referência no mercado, tornando possível a construção de uma série de indicadores para medi-la e mensurar a sua evolução. A noção da linha da pobreza (e indigência) está aqui incorporada aceitando como balizador o valor de uma cesta de bens de referência, que delimitaria os pobres dos não-pobres.

Por outro lado, derivada da constatação de que a monetização era mais restritiva em países subdesenvolvidos, aliada ao fato de a pobreza monetária não comportar um conjunto de bens que não se expressam no mercado, mas que afetam o bem-estar dos indivíduos, (SALAMA; DESTREMAU, 2002), ganhou evidência na literatura, a partir da década de 1980, o enfoque da pobreza humana. Esse enfoque englobou duas vertentes, embora tendo em comum um caráter mais justo e humanista: a abordagem das “Necessidades Básicas” e a abordagem das “Capacitações”.

A abordagem das Necessidades Básicas agrega, em geral, no conceito de pobreza monetária, a necessidade de avaliar a qualidade da provisão de bens públicos e semipúblico, o que a reveste de um caráter de “pobreza estrutural.” (SALAMA; VALIER, 1996).

Por sua vez, resultado, principalmente, dos trabalhos de Sen (1980, 1985, 1992, 1999a, 1999b, 2000, 2001), a abordagem das Capacitações tenta colocar a discussão da pobreza, ou do próprio desenvolvimento econômico, em outro nível. Para Sen (1985), não bastaria que os indivíduos tivessem apenas os meios como renda, recursos, ou bens primários para que não fossem considerados pobres, mas também a capacidade de converter esses meios em fins, denominada de funcionamento. Mais rigorosamente falando, funcionamento seria tudo aquilo que um indivíduo determinaria como valioso fazer ou ter, e capacitações como as oportunidades reais que estes indivíduos teriam de efetivá-las.

Medidas que não levassem em consideração os funcionamentos estariam identificando um estado de privação apenas dos meios e não de fins. Desse modo, as medidas de pobreza teriam, portanto, de ser capazes de mensurar as “liberdades substantivas”, isto é, de tornar efetivos os fins desejáveis dessas capacitações.

Dentro da agenda de pesquisa dos economistas, tem-se ressaltado, também, que a magnitude da pobreza em uma economia pode ter implicações permanentes quanto ao seu processo de crescimento e desenvolvimento de longo prazo. Como acentuam Benerjee e Newman (1994), certas características estruturais do comportamento dos indivíduos pobres conduzem às “armadilhas individuais de pobreza”, tendo um efeito derivado sobre a pobreza agregada como *feedback*. 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. As conseqüências econômicas dessas características resultam num baixo incentivo para que os pobres se tornem “empreendedores” e, portanto, em uma diminuição do investimento agregado, com reper-

cussão negativa sobre o processo de crescimento continuado da economia.

A literatura de crescimento econômico tem dado suporte à experiência empírica de vários países, cuja formação de armadilhas da pobreza está diretamente relacionada com a magnitude da taxa de pobreza. Isto ocorre 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.

No Brasil, desde a década de 1970, quando foram disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) microdados consistentes acerca da renda e das características dos indivíduos, famílias e domicílios, várias foram 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.

A título de exemplo, as comparações dos dados sobre pobreza e indigência das duas fontes estatísticas de referência na literatura acadêmica, tais como a base do Ipeadata, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), e o Atlas do Desenvolvimento Humano, publicação organizada pela Fundação João Pinheiro (FPJ), já revelam uma discrepância tão significativa, que passam a despertar dúvida sobre qual dos valores numéricos estimados por essas fontes estaria efetivamente correto, considerando uma mesma demarcação para a linha de pobreza em ambas<sup>1</sup>. 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<sup>2</sup>.

Existem várias explicações que tentam justificar essas divergências, sejam de natureza metodológica, em que pese principalmente às diferenças nas linhas de pobreza adotadas, sejam elas relacionadas às imperfeições dos dados, ou ainda relativas aos diferentes conceitos de renda que possam 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, em que 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.

Respeitadas as duas abordagens para delinear a pobreza, tem-se como premissa básica, neste artigo, confrontar os resultados obtidos e divulgados na literatura 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, se comparadas com a metodologia aqui proposta, quando são feitas simulações que adotam diferentes hipóteses, visando contrapor as estimativas existentes e largamente aceitas. Para prover maior sustentação ao que se propõe, será feito um cenário contrapondo as taxas de pobreza extraídas do Censo 2000 com as obtidas através do Ipeadata (2008) e as avaliadas pela metodologia aqui empregada, ambas com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). (IBGE, 2001). Os resultados advindos desses dois procedimentos amostrais se tornariam irrefutáveis em favor daquele que mais se aproximasse dos valores censitários. Para fortalecer a conclusão desse teste foram considerados os estados mais pobres do país, notadamente aqueles das regiões Norte e Nordeste.

1 Além das várias estimativas apresentadas por diversos autores, dentre os quais Rocha (2001, 2003), divergirem também destes resultados.

2 Schwartzman (2004) comenta que o cálculo do número de pobres no Brasil, em 2003, variava entre 8 e 64 milhões.

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), em que a proporção de pobres é calculada a partir da integração da função densidade escolhida até o limite de renda denotado pela linha de 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, tomando-se como unidades espaciais 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 pelos resultados empíricos 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 para se medir pobreza (monetária) é feita através da noção normativa de insuficiência de renda de uma unidade de consumo, na qual famílias, domicílios ou indivíduos são classificados como pobres se não atingirem a renda mínima que lhes permitiria adquirir uma cesta de consumo fixada como padrão. O ponto de partida para se medirem pobreza e indigência em uma determinada unidade seria, então, estabelecer esta linha demarcatória de renda que separa pobres dos não-pobres. Isto, como assinala Rocha (2003), pode ser feito por dois critérios. O primeiro 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 definido a partir da estrutura de consumo da população de baixa renda que efetivamente venha 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, no valor de US\$ 1 dia *per capita*, que depois se tornou extremamente elástica para dar lugar à US\$ 2 dia, US\$ 4, entre outros<sup>3</sup>. No Brasil, o salário mínimo (ou mesmo seus múltiplos) também tem sido recorrentemente usado como linha de pobreza. (PFEFFERMAN; WEBB, 1983; HOFFMAN, 1984; ALBUQUERQUE, 1993; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000).

A determinação de linhas de pobreza, baseada no consumo, pôde ser construída a partir da realização de várias pesquisas, entre elas, o Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef), 1974/1975 e, mais recentemente, com as publicações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), 1987/1988, ambas do IBGE<sup>4</sup>. Assim, no nosso país, desde o início da década de 1980, muitos autores têm contribuído para a definição de linhas de indigência e pobreza, com base em cestas de bens e de acordo com as diferentes especificidades alimentares locais. Merecem destaque os trabalhos de Fava (1984); Arraes (1989); Cepal (1991) e Rocha (1988, 1993, 1995, 1997, 2000, 2001, 2003).

Os dados com um caráter mais oficial, em virtude de sua significância institucional, são aqueles disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – Ipeadata. Este órgão parte da metodologia desenvolvida pela comissão IBGE–Ipea–Cepal, em que se definiu, em 1996, uma cesta básica de alimentos que satisfizesse os requisitos nutricionais de cada região brasileira. Isto foi feito tendo como referência a Pof de 1987/88 e os preços agregados dos alimentos provenientes do Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC).

A idéia foi categorizar os alimentos, conforme disposto na POF, de maior consumo em cada região (metropolitana), levando-se em consideração os seguintes critérios:

3 Ver, por exemplo, as várias definições adotadas pelo Human Development Report (2003). Para efeito de ajuste dos preços relativos entre os países, esses valores são calculados na Paridade do Poder de Compra.

4 Para uma discussão das estatísticas públicas, inclusive do IBGE, em termos das possibilidades de geração de indicadores sociais, ver Jannuzi (2003).

- aqueles que representassem mais de 10% das despesas do grupo alimentar a que pertencem;
- aqueles que representassem mais de 1% da despesa total, incluindo-se aí a despesa com alimentação fora de casa;
- ter uma participação relativa no consumo de, pelo menos, 20% das famílias.
- para se obter representatividade nos grupos alimentares em que o consumo se encontrava muito disperso, foi elaborada uma segunda etapa tentando agregar outros grupos alimentares – aqueles que não atingiam uma meta de participação de 60% da despesa no grupo.

A despesa de cada produto (alimentar) foi obtida a partir das informações sobre o total de calorias por dia, enquanto a quantidade consumida e preço unitário foram calculados da despesa para cada produto. A soma dessa despesa resultou, portanto, no cálculo da linha de pobreza extrema por pessoa. A linha de pobreza foi definida arbitrariamente como sendo duas vezes a linha de extrema pobreza.

Importante destacar que a determinação da Linha de Pobreza adotada por Rocha (1993), com a qual utilizou relações de custo derivadas da Eñdef para as áreas metropolitanas e as áreas urbanas e rurais, também teve como referência o consumo observado.

Evidentemente, qualquer subdivisão espacial leva, como no caso brasileiro, à necessidade de construção de diferentes linhas de pobreza, tendo como principal problema decorrente a construção de índices de preços que reflitam suas variações nas especificidades regionais, como destacaram Ferreira; Lanjouw e Neri (2003).

O cerne do problema com relação às diferentes estimativas sobre a pobreza – taxa de pobreza e número de pobres no país – é a grande variação dos valores existentes, pelo menos aqueles tomados como referência na formulação de políticas públicas, dentre os quais, citem-se: os dados do

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 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.

**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	57,00
Rio G. do 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 (2008); \*\*\* Fundação João Pinheiro (2002) – referem-se ao Ano de 2000.

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) e Ipeadata (2008). Comparando as estimativas de Rocha (2004) com as do Ipeadata (2008) verificam-se diferenças acima de 50%, como é o caso

<sup>5</sup> Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>.

dos Estados do Rio de Janeiro e São Paulo, os mais populosos do país, e, portanto, onde essas diferenças se traduzem em milhões de pessoas. Esta mesma conclusão pode ser estendida quando se comparam com as estimativas feitas no Atlas. Vale ainda observar que as estimativas referem-se às populações urbana e rural, com exceção das estimativas do Ipeadata (2008) para a região Norte, por serem baseadas nos dados do ano de 2002, que não abrangiam as áreas rurais da região Norte daquela região, excluindo o estado do Tocantins.

### 3 – METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste artigo parte da idéia proposta inicialmente por Sen (1976) e Foster et al. (1984), também implementada por de Salai-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 dos autores que constroem a função densidade utilizando uma Função Kernel da distribuição de renda, o procedimento adotado aqui foi investigar qual a função densidade que melhor se ajustava aos dados amostrais da renda, no caso, os 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) e Hoffman (2005), a contribuição desta nova formatação metodológica é evitar o uso *ad hoc* de uma determinada distribuição sem uma fundamentação estatística rigorosa. Isto certamente 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: Qui-Quadrado (Q-Q), Kolmogorov-Simirinov (K-S) e Anderson-

Darling (A-D), as quais indicam, com a melhor distribuição de ajustamento aos dados, aquelas de menor valor estatístico.

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 grau de ajustamento quanto às discrepâncias nas extremidades da cauda da distribuição (confrontando a distribuição ajustada aos dados amostrais). Isto bastaria para a escolha da estatística (A-D), considerando que o propósito maior é calcular-se a proporção de pobres, composta de grande parte da população cuja renda situa-se à esquerda da mediana da distribuição, ou seja, abaixo dos 50% e, portanto, na extremidade da distribuição. Sua escolha dá-se, então, por essas razões, além de ser bastante aplicada na literatura em testes não-paramétricos.

Para se selecionarem as várias distribuições testáveis, algumas hipóteses apriorísticas foram necessárias. A despeito de haver, em média, apenas 1,0% dos domicílios com renda igual a zero na amostra, optou-se em trabalhar somente com valores positivos. Embora isso cause um viés para a esquerda no formato da distribuição, com repercussão no ajuste dos dados, o procedimento metodológico aqui adotado não permitiria a opção de escolha de algumas distribuições por incompatibilidade matemática<sup>6</sup>. Reconhece-se, todavia, que esta exclusão, por razão metodológica, provocará um viés para baixo na taxa de pobreza. Mas, por outro lado, é possível que o melhor ajuste da distribuição gere um erro de estimação suficiente menor do que o obtido por outros métodos, de sorte a compensar a exclusão dos domicílios com renda zero (ver Tabela A2 no Apêndice).

A medida de pobreza aqui proposta se baseia em uma formulação inicialmente definida por Sen (1976) e posteriormente expandida por Foster et al. (1984), tal como segue:

<sup>6</sup> Um exemplo disso seria a impossibilidade de se computar o logaritmo de zero.

$$R_{\alpha}(y_j; p) = \int_0^p [(p - y_j)/p]^{\alpha} f(y_j) dy_j \quad (1)$$

onde:  $p$  define a linha de pobreza,  $y_i$  é a renda até  $p$ ,  $f(y_i)$  é a função de probabilidade da renda e  $\alpha$  é o parâmetro que expressa aversão à pobreza.

Como, para os propósitos deste artigo, está-se interessado em computar a taxa de pobreza, far-se-á  $\alpha = 0$ , tal como o fizeram Sala-i-Martin (2002b) e Quah (2003). Ao contrário de Foster et al. (1984), que utilizaram uma formulação com distribuição discreta uniforme considerada igualmente válida, quando se extraem índices com base em dados brutos amostrais<sup>7</sup>, aqui se fará uso de uma distribuição contínua não-uniforme, atendendo ao que Sen (1976) propôs, ou seja, que se deveria especificar uma distribuição assimétrica com pesos distintos entre os pobres. Em assim procedendo, e havendo suporte estatístico, busca-se neste artigo estimar a distribuição que melhor descreva o universo, pois qualquer inferência decorrente exprimirá resultados populacionais decorrentes. Certamente que, das distribuições a serem testadas, a que melhor se ajuste aos dados amostrais deverá ser assimétrica, pois não se espera que a distribuição na cauda inferior (pobres) se assemelhe com a distribuição da cauda oposta (não-pobres).

Então, para se computar a taxa de pobreza para um determinado Estado  $j$  em um determinado ponto no tempo, integra-se a função densidade de probabilidade selecionada  $f(y_j)$  entre 0 e a renda que define a linha de pobreza ( $p$ ). Em seguida, o número de pobres é calculado simplesmente multiplicando-se a taxa de pobreza<sup>8</sup> 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, segundo estudos anteriores, assumir uma forma particular para a função densidade. Quanto a isso, Cowell (1995) e Mulligan (2002) sugerem que

7 Ver Tabela A3 no Apêndice para uma exemplificação do tamanho amostral da Pnad.

8 Vale observar que a linha da pobreza  $p$ , define a renda do percentil  $p$ , com igual probabilidade de ocorrência no intervalo entre 0 e  $p$ .

a distribuição lognormal é uma boa aproximação para as distribuições de renda dos países. Por outro lado, sob certas hipóteses, Quah (2003) sustenta que a forma funcional de Pareto também pode ser aplicada como aproximação da distribuição de renda dos países, enquanto Sala-i-Martin (2002a) utiliza uma densidade de Kernel para análise por 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 essas distribuições. Além do mais, o uso incorreto de uma dada distribuição implicará inevitavelmente a formação de erros de estimação, cuja magnitude dependerá da distribuição escolhida. Realce-se, ademais, que especificidades próprias em cada unidade espacial (no caso, um estado) podem requerer distintas distribuições. Portanto, há 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 uma comparação com as estimativas existentes, foram calculadas, sob diferentes conceitos de renda, as taxas de pobreza nas áreas espaciais distintas de cada Estado. Assim, na primeira simulação, utilizou-se o conceito de renda domiciliar<sup>9</sup>, definido somente para as áreas urbanas dos Estados e tomando como referência as linhas de pobreza fornecidas por Rocha (2003). Este procedimento permitiu comparar, com uma razoável aproximação, os resultados obtidos com os de Rocha (2004). Para a segunda simulação, considerou-se o conceito de renda domiciliar *per capita*, abrangendo tanto as

9 Assim, assumiu-se 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. Conforme a definição adotada pelo IBGE, rendimento domiciliar corresponde à soma dos rendimentos mensais dos moradores do domicílio, exclusive os das pessoas cuja condição no domicílio é de pensionista, empregado doméstico ou, ainda, parente do empregado doméstico.

áreas rurais quanto as urbanas<sup>10</sup>, e tomando como linha de pobreza aquela utilizada pelo Ipeadata, que 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 (2002b) e Quah (2003) para países em desenvolvimento.

Na primeira simulação, com a renda domiciliar total, para se computar a proporção de pobres, é necessário estabelecer-se uma escala de equivalência<sup>11</sup>, isto é, transformar a linha de pobreza individual em outra equivalente a um grupo de indivíduos, como expressa a renda domiciliar. Para tanto, os procedimentos metodológicos são detalhados a seguir. Inicialmente, obteve-se o número de componentes por domicílio fornecido pelos dados da Pnad/IBGE para o ano de 2002. Segundo, também a partir dos dados da Pnad, somou-se a proporção de casais ou mães (tipo da família na denominação do IBGE) que possuíam todos os filhos menores que 14 anos, com  $\frac{1}{2}$  da proporção relativa ao grupo que possuía filhos menores ou maiores 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>12</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 Apêndice. (Tabela A1).

Com relação às linhas de pobreza utilizadas, dois outros procedimentos foram adotados e descritos a seguir. Em virtude de as estimativas de Rocha (2003) não abrangerem todos os estados, adotaram-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 ca-

10 Para a região Norte, a PNAD só abrange a área urbana, com exceção do Estado do Tocantins.

11 É claro que, usando bastante rigor, a mudança na escala de equivalência pode levar a alterações em indicadores de pobreza. Para uma discussão, ver: Milanovic (2002).

12 Uma vez que a linha da pobreza refere-se às necessidades básicas de um adulto.

pital, 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 DE RENDA

### 5.1 – Renda Domiciliar

Aos dados de renda de cada estado, ajustou-se uma distribuição, seguindo procedimento estatístico criterioso, a qual é caracterizada por seus parâmetros, cujas estimativas expressam as especificidades de cada uma. Como o Brasil é composto por Estados com características estruturais socioeconômicas notadamente distintas, seria plausível esperar-se também diferentes formatos para as distribuições de renda entre eles<sup>13</sup>. De posse das estimativas advindas dessas distribuições, emprega-se a metodologia proposta, como será demonstrado adiante, na seção 5.3.

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

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

A Tabela 3 dispõe o ajuste das distribuições considerando o conceito de renda domiciliar *per capita* para as populações urbana e rural. Como se pode perceber, os melhores ajustes 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, embora com predominância da distribuição loglogística, existe variação de função densidade adequada para cada estado. Isso ratifica a premissa de que não seria correto, com base na inferência estatística, assumir-se uma única distribuição para todos

13 Isso significa que dois estados com distintos graus de desenvolvimento podem apresentar, tanto distintas distribuições de renda, como uma mesma distribuição com parâmetros e formato diferenciados. Este último caso poderia se aplicar em estados com estágios de desenvolvimento similares.

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

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste	
		$\alpha$	$\beta$	$\Gamma$	$\alpha 1$	$\alpha 2$	m/ $\mu$	I/ $\sigma$	A - D	
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 Própria dos Autores.

os Estados, pois, em assim procedendo, poder-se-ia estar aumentando o erro de estimação.

Os resultados das distribuições ajustadas em ambas as 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 pertence à família das distribuições

“escala-localização”, que se caracteriza exatamente pelos parâmetros de escala –  $\beta$  e de localização –  $\gamma$  para definirem a distribuição. Todavia, é preciso também mencionar o parâmetro de formato –  $\alpha$ , uma vez que ele tem implicação direta sobre a determinação da proporção de pobres a ser calculada, partindo da metodologia proposta. Considerando, portanto, estes parâmetros, devem-se destacar os seguintes pontos da comparação das estimativas dos 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 urbana apresentam os parâmetros de escala e 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. As magnitudes das estimativas desses parâmetros indicam que as distribuições calculadas com base na renda domiciliar urbana são menos assimétricas do que aquelas calculadas a partir do conceito de renda domiciliar *per capita*, o que causa, em cada caso, efeitos distintos quanto à magnitude da pobreza estimada; c) a característica de assimetria à direita da distribuição Loglogística torna-a similar à distribuição Lognormal.

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

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste
		$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\alpha 1$	$\alpha 2$	$m/\mu$	$1/\sigma$	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 Própria dos Autores.

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

Com base estatística criteriosa, os resultados acima obtidos são de extrema relevância, uma vez que contrariam alguns existentes na literatura de pobreza, a exemplo das estimativas de elasticidade-renda do crescimento e desigualdade sobre a pobreza (HOFFMAN, 2005), bem como em nível mundial (SALA-I-MARTIN, 2002b; QUAH, 2003), todas calculadas com a hipótese apriorística de uma distribuição Lognormal.

### 5.3 – Comparações dos Resultados Amostrais Versus Populacional

Como visto anteriormente, há um sério problema com relação às diferentes estimativas sobre a taxa de pobreza, dada a grande variabilidade dos valores existentes. Em vista disto, procurou-se tomar como referencial o censo 2000, extrair daí uma taxa, e compará-la com aquelas advindas dos dados amostrais do Ipeadata e estimadas por via do ajustamento de uma distribuição contínua, ambas baseadas nos dados da IBGE (2001). Para a obtenção dessa taxa, foi estabelecida uma linha de pobreza para cada Estado, separando os domicílios considerados pobres daqueles não-pobres. Em seguida, partindo de métodos estatísticos, encontrou-se a frequência absoluta para cada classe de renda. Com isso, pôde-se calcular a frequência relativa até aquele nível de renda, obtendo assim a proporção de domicílios pobres.

De acordo com a tabela abaixo, pode-se observar que a taxa de pobreza calculada através do procedimento aqui adotado é a que mais se aproxima, em termos relativos, daquela obtida com dados censitários, considerando-se os Estados das regiões Norte e Nordeste, onde há uma maior concentração de pobreza. À exceção dos Estados do Acre e Tocantins, onde as estimativas estiveram próximas, há forte indicação pelos resultados que as taxas de pobreza obtidas através do ajustamento de uma distribuição contínua, não necessariamente idênticas para todos os Estados, possam embutir erros de estimação menores do que as obtidas através de outros métodos. Em vista dessa sustentação metodológica, a seção seguinte gera estimativas de pobreza considerando o ano amostral de 2002 com as respectivas distribuições de renda para todos os estados.

**Tabela 4 – Comparações das Taxas de Pobreza para Estados das Regiões Norte e Nordeste**

Regiões/ Estados	CENSO (a)	IPEA (b)	Variação [(b/a) - 1]x100	ESTIMADA (c)	Variação [(c/a) - 1]x100
Norte:					
RO	25,67	31,79	+ 23,84	29,52	+ 15,00
AC	30,85	33,22	+ 7,68	27,78	- 9,95
AM	34,09	39,13	+ 14,78	33,94	- 0,44
RR	25,92	35,74	+ 37,89	24,62	- 5,02
PA	36,40	40,89	+ 12,34	34,70	- 4,67
AP	30,64	15,27	- 50,16	32,63	+ 6,49
TO	40,52	42,74	+ 5,48	37,46	- 7,55
Nordeste:					
MA	50,97	56,06	+ 9,99	55,85	+ 9,57
PI	46,18	52,53	+ 13,75	50,11	+ 8,51
CE	38,86	49,32	+ 26,92	37,51	- 3,47
RN	36,96	45,27	+ 22,48	38,14	+ 3,19
PB	41,23	53,62	+ 30,05	51,92	+ 25,93
PE	44,29	51,07	+ 15,31	47,39	+ 7,00
AL	44,04	55,89	+ 26,91	50,16	+ 13,90
SE	38,97	46,02	+ 18,09	40,00	+ 2,64
BA	42,69	50,13	+ 17,43	46,37	+ 8,62

**Fonte:** Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados do Censo de 2000 e IBGE (2001).

## 6 – ESTIMATIVAS DE POBREZA

Conforme as Tabelas 5 e 6, as estimativas calculadas, considerando os métodos propostos, mostram resultados sensivelmente menores do que aqueles assinalados pelo Ipeadata (2008), Fundação João Pinheiro (2000) ou Rocha (2002), ilustrados anteriormente na Tabela 1. Por serem compatíveis, comparando-se as estimativas aqui obtidas com as do Ipeadata (2008), para o conceito de renda *per capita* no âmbito apenas do estrato urbano, comprova-se que estas se apresentam com taxas de pobreza mais elevadas para todos os Estados, conforme dispõe a Tabela 5. Acreditando-se que o método aqui empregado possui menor erro de estimação em relação à real distribuição de renda em cada Estado, observa-se, para alguns deles, uma diferença acentuada nas estimativas: na região Norte, à exceção de Rondônia, todos os demais; na região Sul,

todos os Estados; na região Sudeste, São Paulo e Rio de Janeiro; e na região Centro-Oeste, excetuando-se apenas o Distrito Federal. Além do mais, verifica-se uma maior superestimação, em média, dos Estados da região Nordeste, especialmente aqueles que apresentam uma maior proporção de pobres.

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

Em vista destas divergências regionais, fez-se um exercício econométrico com o propósito de capturar uma relação média, partindo do tamanho econômico e da distribuição de renda de um Estado representativo sobre o nível de pobreza. Para tanto, foram construídos dois modelos com o único propósito de identificar o sinal e significância da correlação destas variáveis sobre o fenômeno explicado, sendo irrelevante, portanto, qualquer poder preditivo, ditado pela magnitude do coeficiente de determinação que os resultados possam vir a ter. No primeiro modelo, procurou-se explicar a pobreza estimada (PBZ) como função do Produto Interno Bruto (PIB) e do índice de Gini (GINI) para o ano de 2002, usando-se dados do Ipeadata, cujos resultados foram:

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

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

**Tabela 5 – 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.
NORTE			SUDESTE		
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	SUL		
Amapá	19,47	5,32	Paraná	10,72	7,22
Tocantins	30,18	10,58	Santa Catarina	5,64	1,45
NORDESTE			Rio G. Sul	9,24	4,29
Maranhão	42,76	18,32	CENTRO-OESTE		
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 Própria dos Autores.

**Tabela 6 – Pobreza Estimada Versus Ipeadata – 2002**

Estados	Pobreza			Estados	Pobreza		
	Estimada (a)	IPEADATA (b)	a/b (%)		Estimada (a)	IPEADATA (b)	a/b (%)
NORTE				SUDESTE			
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	SUL			
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
NORDESTE				RS	9.24	19.69	46.9
MA	42.76	66.82	63.9	CENTRO-OESTE			
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 Própria dos Autores.

Conclui-se, então, que a taxa de pobreza é inversa e diretamente relacionada com o tamanho econômico e a distribuição de renda do Estado, respectivamente, em que pese a 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 (2008) – (variável denominada DIF, dada pela quarta e última colunas da Tabela 5), obtendo-se as seguintes estimativas:

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

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

Extrai-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 e também estatisticamente insignificante<sup>14</sup>.

## 6.1 – Outros Resultados Derivados

Derivado das estimativas obtidas, como as apresentadas na Tabela 6, pode-se calcular o número de pobres, bem como o número de do-

<sup>14</sup>  $\rho = -0,22$  para  $t = 1,12$ .

micilios pobres. Este último com uma diferente definição daquela usada pelo Ipea, no que se refere às estimativas disponíveis no Ipeadata<sup>15</sup>. De fato, qualificam-se aqui como domicilios pobres aqueles domicilios cuja renda domiciliar é inferior à linha da pobreza estendida para o domicilio, como descrito na seção 4 deste artigo.

A Tabela 7 apresenta, segundo a metodologia empregada, os indicadores de pobreza, intensidade da pobreza, hiato médio da pobreza e número de pobres, considerando o exercício para renda domiciliar *per capita* e domicilios pobres. Índices estes calculados, levando em consideração a integral da função densidade original, exposta na seção 3.

**Tabela 7 – Intensidade da Pobreza, Hiato Médio, Número de Pobres e Domicilios Pobres – 2002**

Estados	Intensidade da Pobreza	Hiato Médio	Número de Pobres	Domicilios 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 Própria dos Autores.

15 No Ipeadata (2008), são considerados domicilios pobres aqueles domicilios cuja renda domiciliar *per capita* está abaixo da linha da pobreza.

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, como 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; 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 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 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. 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, uma vez que a soma da renda dos indivíduos que residem no mesmo domicílio é, em média, superior à renda que define a linha da pobreza entendida, independentemente da situação espacial do domicílio.

## 7 – CONCLUSÕES

Os resultados aqui obtidos mostram haver uma superestimação da taxa de pobreza bastante significativa nos resultados divulgados com base em dados amostrais das Pnad. Comparando com os dados do Ipeadata, verifica-se haver uma superestimação variando de 37% (caso de Alagoas) a 188% (caso de Santa Catarina). Ainda assim, alguns Estados do Nordeste, como Maranhão, Piauí e Alagoas, apresentam taxas de pobreza acima dos 40%. Verifica-se também, pelo método proposto, que a taxa de pobreza diminui mais sensivelmente nos Estados mais populosos e/ou mais ricos, o que implicaria um menor e significativo número relativo 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 segunda. 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 aqueles 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-se evidente a contribuição deste artigo na literatura, uma vez que é imperativo o conhecimento prévio sobre a utilização da função densidade populacional que mais se aproxima da realidade particular de cada estado. Uma vez que se inferiu sobre tais funções seguindo uma metodologia em bases estatísticas rigorosas, espera-se que os resultados aqui encontrados para níveis mais baixos de pobreza possam ser um referencial adicional para trabalhos futuros, assim como a hipótese testada e comprovação feita sobre possíveis distintas distribuições de renda para os Estados.

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 novas estimativas de pobreza são ainda muito preocupantes, mesmo que sensivelmente inferiores àquelas consideradas até então aceitas. É de primordial importância que o governo federal adote políticas públicas que estejam prioritariamente direcionadas para a erradicação da pobreza absoluta, conheça a dimensão real deste problema no país e busque resultados mais eficien-

tes e eficazes, capazes de criar condições para que os indivíduos verdadeiramente pobres possam sair dessa condição.

## Agradecimentos

Os autores agradecem os comentários e sugestões valiosos dos pareceristas anônimos, embora estejam isentos de qualquer erro que porventura persista.

## Abstract

This article aims to verify the possible miscalculations of the poverty rate, or the proportion of poor people, in Brazil, according to 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 – NHS (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 (2008). The methodology was conducted under rigid statistical criteria in order to guide to an optimum choice of the density function that best fits the income distribution of the population in each state, from where poverty rate is extracted. To provide larger support to what is proposed, a scenario is built up by opposing the population poverty rate from Census-2000 with those obtained from IPEADATA and the ones evaluated by the methodology here employed, both of them based upon data from NHS (2001). The inferences on the results obtained with robust statistical lead to an indication of possible overestimations of the poverty rate as pointed out by other studies. Also, the income distributions could not be accepted to be unique among the states, which allowed as well concluding that the poverty rate is inversely related to the GDP of the state.

## Key words:

Poverty Rates. Income Distribution. States of Brazil.

## REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, R. C. Pobreza e exclusão social. In: VELOSO; A. (Org.). **Pobreza e mobilidade social**. São Paulo: Nobel, 1993.

ARRAES, R. A. Pobreza e desigualdade de renda em Fortaleza. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 20, n. 2, p. 123-150, 1989.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 528).

BENERJEE; A. V.; NEWMAN, A. F. Poverty, incentives and development. **The American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 211-215, 1994.

CEPAL. Magnitud de la pobreza en América Latina en los años ochenta. Santiago, 1991.

COWELL, F. A. **Measuring inequality**. 2. ed. Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf, 1995.

EASTERLY, W. **O espetáculo do crescimento: aventuras e desventuras dos economistas na incessante busca pela prosperidade nos trópicos**. Tradução Alice Xavier. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004.

FAVA, V. L. **Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil**. São Paulo: FIPE, 1984.

FERREIRA, F.H.G.; LANJOUW, P.; NERI, M. A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and

- census data. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 59-92, 2003.
- FOSTER, J. et al. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v.52, p. 761-776, 1984.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Belo Horizonte, 2000.
- HOFFMAN, R. 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.
- \_\_\_\_\_. **Pobreza no Brasil**. Piracicaba: Esalq, 1984. (Série Estudos e Pesquisas, n. 43).
- HUMAN Development Report 2002: United Nations Development Program: UNDP. New York: Oxford University Press, 2003.
- IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD. [S.I.], 2001. CD-ROM.
- \_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_. [S.I.], 2002. CD-ROM.
- IPEADATA. Disponível em: <www.ipeadata.ipea.gov.br>. Acesso em: 20 abr. 2008.
- JANNUZI, P. M. **Indicadores sociais no Brasil: conceitos definições, fontes de dados e aplicações para formulação e avaliação de políticas públicas; elaboração de estudos socioeconômicos**. 2. ed. Campinas: Alínea, 2003.
- LISBOA, M. de; MENEZES-FILHO, N. A. (Org.). Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 22., 2004, [S.I.]. **Anais...** [S.I.], 2004.
- \_\_\_\_\_. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.
- \_\_\_\_\_. (Org.). **Pobreza no Brasil: afinal de que se trata?**. Rio de Janeiro: FGV, 2003.
- LOPES, H. M. et al. **Indicador de pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2003. (Texto para Discussão, n. 223).
- MILANONOVIC, B. 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.
- MULLIGAN, C. **Economic limits on "rational" democratic redistribution**. Chicado: The University of Chicago Press, 2002.
- PFEFFERMAN, G.; WEBB, R. Pobreza e distribuição de renda no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 37, n. 2, p. 78-99, abr./jun. 1983.
- QUAH, D. One third of the world's growth and inequality. In: Ed. EICHE, T.; TURNOVSKY, S. (Ed.). **Inequality and growth: theory and policy implications**. Cambridge: The MIT Press, 2003. p. 27-58.
- RAVALLION, M; BIDANI, B. How robust is a poverty profile?. **World Bank Economic Review**, v. 8, p. 75-102, 1994.
- ROCHA, S. Do consumo observado à linha da pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, ano 2, n. 27, p. 313-51, ago. 1997.
- \_\_\_\_\_. **Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução: 1981/95**. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, 567).
- \_\_\_\_\_. Estimção de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: HENRIQUES (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000a.
- \_\_\_\_\_. 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.
- \_\_\_\_\_. O impacto distributivo do imposto de renda sobre a desigualdade de renda das famílias.

**Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 1, p. 73-105, abr. 2002.

\_\_\_\_\_. Linhas de pobreza para as regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 16., 1988, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Anpec, 1988. V. 4.

\_\_\_\_\_. Medindo a pobreza no Brasil: evolução metodológica e requisitos de informação básica. In: LISBOA, M. de; MENEZES-FILHO, N. A. (Org.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.

\_\_\_\_\_. **Medindo a pobreza no Brasil**: evolução metodológica e requisitos de informação. [S.l.: s.n.], 2004.

\_\_\_\_\_. **Pobreza no Brasil**: afinal de que se trata?. Rio de Janeiro: FGV, 2003.

\_\_\_\_\_. Pobreza e desigualdade no Brasil: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: Ipea, Texto para Discussão n.721, 2000b.

\_\_\_\_\_. **Poverty lines for Brazil**: new estimates from recent empirical evidence: relatório para o Banco Mundial. Brasília, DF: Ipea, 1993.

SALA-i-MARTIN, X. **The disturbing "rise" of global income inequality**. Cambridge, 2002a. (NBER Working Paper, n. 8.904).

\_\_\_\_\_. The world distribution of income estimated from individual country distributions. Cambridge, 2002b. (NBER Working Paper, n.8.933).

SALAMA, P.; DESTREMAU, B. **Medidas de pobreza desmedida**: economía política de la distribución del ingreso. Santiago: LOM Ediciones, 2002.

SALAMA; P.; VALIER, J. **Neoliberalismo, pobrezas y desigualdades en el tercer mundo**. Buenos Aires: Minõ y Dávila Editores, 1994.

SEN, A. **Commodities and capability**. Oxford: Oxford University Press, 1985.

\_\_\_\_\_. **Desenvolvimento como liberdade**. Tradução Laura Teixeira Motta. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

\_\_\_\_\_. **La desigualdade económica**. Traducción Eduardo L. Suarez Galindo. Ciudad del México: Fondo de Cultura Económica, 2001.

\_\_\_\_\_. **Development as freedom**. New York: Knopf, 1999.

\_\_\_\_\_. The concept of development. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (Ed.). **Handbook of development economics**. New York: Elsevier Science Publishers, 1988. V. 1.

\_\_\_\_\_. Equality of what. In: SEN, A. K. **Choice, welfare and measurement**. Cambridge: Harvard University Press, 1980.

\_\_\_\_\_. **Inequality reconsidered**. New York: Russel Sage Foundation, 1992.

\_\_\_\_\_. **Pobreza e fomes**: um ensaio sobre direitos e privações. Lisboa: Terramar, 1999.

\_\_\_\_\_. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v. 44, p. 219-231, 1976.

\_\_\_\_\_. **The standard of living**: tanner lectures on human values 1985. Cambridge: Cambridge University Press, 1985.

SCHWARTZMAN, S. **As causas da pobreza**. Rio de Janeiro: FGV, 2004.

WODON, Q. T. Regional poverty lines, poverty profiles, and targeting. **Applied Economics Letters**, v. 6, p. 809-812, 1999.

Recebido para publicação em 25.02.2008

## APÊNDICES

**Tabela A1 – Linha da Pobreza Atualizada – 2002**

Regiões e estratos	LP (Rocha, 2004)	Ponderações	LPP	LnLPP
<b>Norte</b>				
Belém	114,76	2,02	232,34	5,45
Urbano	100,04	2,08	208,43	5,34
<b>Nordeste</b>				
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
<b>Minas Gerais</b>				
Belo Horizonte	137,2	2,16	295,68	5,69
Urbano	92,24	2,15	198,51	5,29
<b>Rio de Janeiro</b>				
Metrópole	165,71	2,19	363,30	5,90
Urbano	103,1	2,15	221,88	5,40
<b>São Paulo</b>				
Metrópole	205,85	2,15	442,54	6,09
Urbano	131,54	2,15	283,09	5,65
<b>Sul</b>				
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
<b>Centro-Oeste</b>				
Brasília	187,16	2,07	387,93	5,96
Urbano	133,98	2,08	278,62	5,63

**Fonte:** Elaboração Própria dos Autores.

De acordo com a Tabela A2, que registra o número absoluto e relativo dos domicílios com renda zero por Estado, verifica-se que apenas os Estados de Roraima e Amapá, predominantemente agrícolas, apresentaram valores entre 2 e 3,5%, quando os demais indicaram valores abaixo de 2%, sendo a média igual a 1%. Assim sendo, estes valores não justificariam as grandes diferenças entre as estimativas aqui obtidas e aquelas apresentadas em

outros trabalhos. Além do mais, a frequência relativa calculada nesta tabela considera no denominador o tamanho da amostra utilizada pelo IBGE na composição da amostra total; porém, quando excluídos os casos não válidos (de acordo com a metodologia de cálculo da PNAD), o numerador seria ainda menor, implicando a redução desta frequência relativa.

A Tabela A3 exemplifica o tamanho da amostra para domicílios e pessoas tomada pela PNAD comparada com o universo (Censo de 2000) referentes a dois Estados brasileiros: São Paulo, o mais

populoso e desenvolvido, e Piauí, um dos menos populosos e desenvolvidos. Apesar dos contrastes desses estados, os dados revelam que o tamanho amostral é inferior a 0,25% do total.

**Tabela A2 – Domicílios com Renda Zero, segundo PNAD 2002**

Estados	Número Absoluto	Tamanho da Amostra	Frequência Relativa (%)
RO	27	1416	1,9068
AC	3	754	0,3979
AM	34	2183	1,5575
RR	17	506	3,3597
PA	50	5162	0,9686
AP	15	528	2,8409
TO	15	1740	0,8621
MA	17	1996	0,8517
PI	4	1636	0,2445
CE	89	7440	1,1962
RN	11	1918	0,5735
PB	3	2363	0,1270
PE	95	7977	1,1909
AL	15	1828	0,8206
SE	13	1873	0,6941
BA	114	11944	0,9545
MG	131	12774	1,0255
ES	33	2544	1,2972
RJ	70	10745	0,6515
SP	201	16319	1,2317
PR	45	6776	0,6641
SC	10	3507	0,2851
RS	65	11282	0,5761

Fonte: IBGE (2002).

**Tabela A3 – Número de Domicílios e Pessoas nos Estados de São Paulo e Piauí, 2000 e 2002**

Estados	Domicílios			Pessoas		
	PNAD/2002 (a)	CENSO/2000 (b)	a/b (%)	PNAD/2002 (c)	CENSO/2000 (d)	c/d (%)
São Paulo	16.319	10.364.152	0,16	45.854	37.032.403	0,12
Piauí	1.636	661.366	0,25	5.692	2.843.278	0,20

Fonte: Censo de 2000 e IBGE (2002).