

***DEFINIÇÃO E METODOLOGIA
DE CÁLCULO DOS INDICADORES
E ÍNDICES DE
DESENVOLVIMENTO HUMANO E
CONDIÇÕES DE VIDA***

DEFINIÇÃO E METODOLOGIA DE CÁLCULO DOS INDICADORES E ÍNDICES DE DESENVOLVIMENTO HUMANO E CONDIÇÕES DE VIDA

Esta publicação apresenta a metodologia utilizada pelas equipes da Fundação João Pinheiro (FJP) e do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), na construção dos indicadores e índices publicados no “ATLAS DE DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL”, em 1998.

Procura-se, dessa forma, atender a uma frequente demanda por parte daqueles que têm utilizado os indicadores em diferentes partes do país.

A publicação está estruturada em cinco capítulos que abordam as principais questões metodológicas relacionadas com os indicadores. Trata-se de uma coletânea de material que foi sendo desenvolvido pela equipe ao longo desse período e por isso mesmo cada capítulo tem abordagem distinta e trata os temas com graus diferentes de aprofundamento.

No primeiro capítulo é feita uma descrição sucinta de cada um dos vinte indicadores utilizados, agrupados segundo as dimensões Renda, Educação, Infância, Habitação e Longevidade.

O capítulo 2 trata da metodologia de construção dos índices sintéticos, o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH - e o Índice de Condições de Vida – ICV- destacando-se as adaptações realizadas para adequar o IDH ao nível municipal.

O capítulo 3 detalha a metodologia utilizada na apuração dos indicadores demográficos, utilizados na dimensão Longevidade, e que foi especialmente desenvolvida para o trabalho.

O capítulo 4 concentra-se nos indicadores da dimensão Renda e é o mais detalhado dos cinco. Destaca questões de conceituação, atualização dos valores monetários e mensuração da pobreza e da desigualdade.

O capítulo 5 apresenta um ensaio abordando a questão da precisão das estimativas, procurando alertar aos nossos usuários acerca das limitações estatísticas na construção dos indicadores em nível municipal a partir de pesquisas por amostragem. Finalmente, em anexo, estão as referências bibliográficas do capítulo 4.

1. Definição dos indicadores

São apresentados aqui os indicadores municipais que compõem o ATLAS DE DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL, publicado em 1998, organizados segundo as dimensões **Renda, Educação, Infância, Habitação e Longevidade**.

1.1. Renda

O universo de indivíduos considerados se limita àqueles membros de famílias, excluídos os pensionistas e os empregados domésticos e seus parentes, que vivem em domicílios particulares.

- *Renda familiar per capita* - razão entre o somatório da renda pessoal de todos os indivíduos e o número total destes indivíduos. Os valores da *renda familiar per capita* estão expressos em salários mínimos de setembro de 1991, sendo de Cr\$ 36.161,60 o valor do salário mínimo nesta data¹.
- *Índice de Theil* – refere-se à segunda medida de desigualdade de Theil, denominada L de Theil², e mede o grau de desigualdade da distribuição de indivíduos segundo a *renda familiar per capita*³. No universo desta análise são também excluídos os indivíduos que apresentam renda *per capita* nula.
- *Proporção de pobres* (P^0) - proporção dos indivíduos com *renda familiar per capita* inferior a 50% do salário mínimo de 1º de setembro de 1991⁴.
- *Hiato de renda médio* (P^1) - média dos hiatos relativos de renda de todos os indivíduos sejam eles pobres ou não. Define-se como hiato relativo de renda para uma pessoa pobre a distância da sua renda (Y) à linha de pobreza (Z) – 0,5 salário mínimo -, medida como fração da linha de pobreza $(Z-Y)/Z$. Para as pessoas não pobres, define-se o hiato de renda como sendo nulo.

¹ A metodologia utilizada para a transformação dos valores correntes de 1970 e 1980 em cruzeiros de 1991 encontra-se no capítulo 4.

² ANAND, S, Inequality and poverty in Malaysia: measurement and decomposition, Oxford - Oxford University Press, 1983.

³ No capítulo 4 é apresentada a fórmula e são discutidas as propriedades deste índice.

⁴ Uma discussão a respeito dos três índices de pobreza – P^0 , P^1 e P^2 -, incluindo suas fórmulas, interpretações e propriedades, encontra-se no capítulo 4.

- *Hiato de renda quadrático médio* (P^2) - média dos quadrados dos hiatos de renda de todos os indivíduos pobres e não pobres. Define-se como hiato quadrático de renda de uma pessoa pobre o quadrado da distância da sua renda (Y) à linha de pobreza (Z) – 0,5 salário mínimo -, medida como fração da linha de pobreza $(Z-Y)/Z$. Para as pessoas não pobres, define-se o hiato de renda como sendo nulo.

1.2. Educação

Diversos indicadores para as dimensões **Educação e Infância** foram obtidos a partir do conceito de número de anos de estudo. Para cada indivíduo, este conceito se define como o número de séries por ele já completadas, sendo obtido através da identificação da última série cursada e do grau escolar concluído com aprovação.

- *Número médio de anos de estudo* - razão entre a soma do número de anos de estudo para a população de 25 anos e mais de idade e o total das pessoas neste segmento etário.
- *Porcentagem da população com menos de quatro anos de estudo* - percentual de pessoas com 25 anos e mais de idade com menos de quatro anos de estudo (incluindo-se as pessoas sem nenhum grau de escolaridade). Representa a porcentagem da população neste segmento etário que não tem nem o antigo primário completo.
- *Porcentagem da população com menos de oito anos de estudo* - percentual de pessoas com 25 anos e mais de idade com menos de oito anos de estudo (incluindo-se as pessoas sem nenhum grau de escolaridade). Representa a porcentagem da população neste segmento etário que não tem nem o primeiro grau completo.
- *Porcentagem da população com mais de 11 anos de estudo* - percentual de pessoas com 25 anos e mais de idade com mais de 11 anos de estudo. Representa o percentual da população neste segmento etário com pelo menos um ano completo de curso de nível superior.
- *Taxa de analfabetismo* - percentual das pessoas com 15 anos e mais de idade incapazes de ler ou escrever um bilhete simples.

1.3. Infância

Esta dimensão, além do conceito de número de anos de estudo, também utiliza o conceito de defasagem escolar. Por defasagem escolar entende-se a diferença entre o

número de anos de estudo recomendado para uma criança, em função de sua idade, e o número de anos de estudo atingido pela mesma. O número de anos recomendado foi definido como a idade da criança menos sete anos, de tal forma que é esperado que uma criança de oito anos já tenha um ano de estudo completo. Esta medida foi obtida independentemente da criança estar ou não freqüentando a escola.

- *Defasagem escolar média* - razão entre o somatório da defasagem de todas as crianças com idade entre 10 e 14 anos e o número total de crianças neste mesmo segmento etário.
- *Porcentagem de crianças com mais de um ano de defasagem escolar* - percentual de crianças com idade entre 10 e 14 anos que apresentam atraso escolar superior a um ano.
- *Porcentagem de crianças que não freqüentam a escola* - percentual de crianças com idade entre 7 e 14 anos que não freqüentam a escola.
- *Porcentagem de crianças que trabalham* - percentual de crianças com idade entre 10 e 14 anos que exerceram alguma atividade econômica nos últimos doze meses.

1.4. **Habitação**

Para todos os quatro indicadores das condições de habitação considerados o universo pesquisado abrange apenas a população dos domicílios particulares permanentes, excluindo-se, portanto, as pessoas que vivem em domicílios coletivos e em domicílios particulares improvisados.

- *Porcentagem da população que vive em domicílios com densidade acima de duas pessoas por dormitório* - no cálculo da densidade do domicílio considera-se o número de dormitórios potenciais como sendo igual ao número total de cômodos menos dois (destinados, presumivelmente, a cozinha e banheiro). Portanto, a densidade do domicílio, D , será dada por

$$D = \frac{N}{(C - 2)}$$

, caso o número de cômodos seja maior do que 2 (0) e infinito, caso contrário, onde N é o número de pessoas do domicílio e C o número de cômodos do domicílio.

- *Porcentagem da população que vive em domicílios duráveis* - consideram-se duráveis os domicílios em que a cobertura e as paredes são constituídos de materiais duráveis.

Esta definição não se aplica ao censo de 1970, que não traz informações desagregadas sobre a durabilidade da cobertura e das paredes dos domicílios. Pelos critérios deste censo são considerados duráveis os domicílios em que pelo menos dois de três componentes da habitação - cobertura, paredes e piso - são constituídos de materiais duráveis. Por outro lado, não foi possível realizar a comparação direta dos indicadores dos censos de 1970 e 1991, dado que este último não traz informações sobre as características dos pisos. Para o censo de 1980 calculou-se o indicador de *domicílios duráveis* dos domicílios pelas duas definições, optando-se, contudo, por apresentá-lo apenas na versão que o torna compatível com o censo de 1991. Neste sentido, é necessário alertar para o fato de que, em relação aos dados de 1980 e 1991, os de 1970 podem estar ligeiramente superestimados.

- *Porcentagem da população urbana que vive em domicílios com abastecimento adequado de água* - considera-se adequado o abastecimento através de rede geral com canalização interna ou através de poço ou nascente com canalização interna.
- *Porcentagem da população urbana que vive em domicílios com instalações adequadas de esgoto* – refere-se aos domicílios com instalações sanitárias não compartilhadas com outro domicílio e com escoamento através de fossa séptica ou rede geral de esgoto.

1.5. Longevidade

- *Esperança de vida ao nascer* (0e_0) - número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento.
- *Taxa de mortalidade infantil* (TMI) – probabilidade de uma criança morrer antes de completar o primeiro ano de vida, expresso por mil crianças nascidas vivas.

Estes indicadores, ao contrário dos demais, não podem ser obtidos diretamente das informações censitárias. Sua construção baseia-se em métodos indiretos, que necessitam de adaptações para serem aplicados em nível municipal⁵.

O desenvolvimento de métodos indiretos teve origem na dificuldade de mensuração direta destes indicadores, devido aos problemas encontrados na cobertura do registro civil, que, na maioria das vezes, se mostra incompleto e de pouca confiabilidade. Ainda hoje, no

⁵ As adaptações encontram-se apresentadas no capítulo 3, que descreve em detalhes a metodologia adotada.

caso do Brasil, a dificuldade de acesso aos cartórios, o custo do registro e até mesmo a pouca utilidade destes documentos, em certas áreas, continuam respondendo pelas falhas quantitativas e qualitativas dos registros civis.

O emprego de tais métodos e a não observância do pressuposto requerido por eles de mortalidade constante fazem com que as estimativas derivadas não correspondem ao ano de referência do levantamento censitário, mas, sim, a um período anterior a esta data. As estimativas aqui derivadas para *esperança de vida ao nascer* e *taxa de mortalidade infantil* correspondem, aproximadamente, aos quinquênios terminados nos anos censitários de 1970, 1980 e 1991. A fonte de dados básicos se constitui pelos censos demográficos desses anos.

2. Metodologia para a construção dos índices sintéticos IDH e ICV

Foram construídos dois índices sintéticos em nível municipal: o **Índice de Desenvolvimento Humano** (IDH) e o **Índice de Condições de Vida** (ICV).

O IDH, criado pela ONU no início da década de noventa, tem sido calculado anualmente para diversos países. Foi idealizado para servir como a base empírica dos *Relatórios de desenvolvimento humano*, responsáveis por monitorar o processo de desenvolvimento mundial ao longo da década de noventa. Neste estudo, para o cálculo do IDH em nível municipal tornaram-se necessárias algumas adaptações metodológicas, apresentadas neste Anexo.

O ICV, elaborado no contexto deste estudo e construído através de metodologia básica idêntica à utilizada na construção do IDH, incorpora um conjunto maior de indicadores de desempenho sócio-econômico, de modo a captar, da forma mais abrangente possível, o processo de desenvolvimento social. Basicamente, isso é feito pela ampliação do leque de indicadores que compõem as dimensões **Renda, Educação e Longevidade** e pela introdução de duas dimensões adicionais dedicadas a retratar a situação da **Infância** e da **Habitação**.

A metodologia básica adotada na construção tanto do IDH quanto do ICV segue três etapas. Na primeira, escolhe-se os indicadores utilizados e define-se como estes serão divididos entre as dimensões. Como mostra a Tabela 2.1, o IDH baseia-se em quatro indicadores, agrupados em três dimensões, enquanto o ICV inclui 18 indicadores, dentro de cinco dimensões.

A segunda etapa consiste em transformar os diversos indicadores em índices cujos valores variem entre **zero** e **um**, de tal forma que valores mais elevados indiquem melhores condições de vida. Obter, a partir de um indicador, um índice com estas características requer: (i) escolher o pior e o melhor valor possíveis do indicador (estes valores podem representar tanto os limites teóricos para o indicador como o intervalo de variação em que se espera que este deva recair para todos os efeitos práticos); e, (ii) com base no valor observado para o indicador e nos limites estabelecidos para ele, obter o índice através da fórmula:

$$\text{índice} = (\text{valor observado para o indicador} - \text{pior valor}) / (\text{melhor valor} - \text{pior valor})$$

Esta expressão garante que o índice permaneça sempre entre **zero** e **um**, pelo menos enquanto o valor observado pelo indicador continuar dentro dos limites estabelecidos. Assim, quanto mais o valor observado se aproximar do valor delimitado como melhor, mais o índice tenderá para o valor **um** (melhor situação). Na situação oposta, quando o valor observado se aproximar do pior valor, o índice tenderá para **zero** (pior situação). A Tabela 2.1 apresenta as escolhas para o pior valor e para o melhor valor correspondente a cada um dos quatro indicadores utilizados na construção do IDH e dos 18 indicadores utilizados na construção do ICV.

Tabela 2.1: Indicadores e Índices de Condições de Vida

| Dimensões/ Indicadores | Parâmetro para cálculo dos índices | | | | | |
|--|------------------------------------|-------------|---------------------------|-------------|-----------|------|
| | Limites dos indicadores | | Pesos nos índices-síntese | | | |
| | melhor | pior | IDH | | ICV | |
| | | na dimensão | no índice | na dimensão | no índice | |
| Renda | 1 | 0 | 1 | 1/3 | 1 | 1/5 |
| . Renda familiar <i>per capita</i> média (em sal. mín. de set/91) | - | - | - | - | - | - |
| -> Renda familiar <i>per capita</i> média ajustada (sal.mín.de set/91) | 1,364 | 0,050 | 1 | 1/3 | 1/2 | 1/10 |
| . Proporção de pobres - P ⁰ | - | - | - | - | - | - |
| . Hiato de renda médio - P ¹ | - | - | - | - | - | - |
| . Hiato de renda quadrático médio - P ² | 0 | 0,9 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| . Índice de Theil (desigualdade de renda) | - | - | - | - | 0 | 0 |
| ->Índice de Theil padronizado [= 1-e(-L)] | 0 | 1 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| Educação | 1 | 0 | 1 | 1/3 | 1 | 1/5 |
| . Taxa de analfabetismo (%) | 0 | 100 | 2/3 | 2/9 | 1/2 | 1/10 |
| . Número médio de anos de estudo (anos) | 15 | 0 | 1/3 | 1/9 | 1/4 | 1/20 |
| . Porcentagem da população com menos de 4 anos de estudo | 0 | 100 | - | - | 1/12 | 1/60 |
| . Porcentagem da população com menos de 8 anos de estudo | 25 | 100 | - | - | 1/12 | 1/60 |
| . Porcentagem da população com mais de 11 anos de estudo | 50 | 0 | - | - | 1/12 | 1/60 |
| Infância | 1 | 0 | - | - | 1 | 1/5 |
| . Porcentagem de crianças que não freqüentam a escola | 0 | 100 | - | - | 1/2 | 1/10 |
| . Defasagem escolar média (anos) | 0 | 6 | - | - | 1/8 | 1/40 |
| . Porcentagem de crianças com mais de um ano de defasagem escolar | 0 | 100 | - | - | 1/8 | 1/40 |
| . Porcentagem de crianças que trabalham | 0 | 100 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| Habitação | 1 | 0 | - | - | 1 | 1/5 |
| . Porcent. da pop. que vive em domic. com densidade acima de 2 pes. por dormitório | 0 | 100 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| . Porcent. da pop. que vive em domicílios duráveis | 100 | 0 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| . Porcent. da pop. que vive em domicílios com abastecimento adequado de água | 100 | 0 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| . Porcent. da pop. que vive em domicílios com instalações adequadas de esgoto | 100 | 0 | - | - | 1/4 | 1/20 |
| Longevidade | 1 | 0 | 1 | 1/3 | 1 | 1/5 |
| . Esperança de vida ao nascer (anos) | 85 | 25 | 1 | 1/3 | 1/2 | 1/10 |
| . Taxa de mortalidade infantil (por mil) | 0 | 320 | - | - | 1/2 | 1/10 |

Fonte: ONU, Human Development Report, 1994.

A terceira etapa envolve a escolha dos pesos atribuídos a cada indicador. Dentro de cada dimensão, escolhe-se um peso para cada um dos indicadores que compõem a dimensão. A partir destes pesos, obtém-se um índice sintético para cada dimensão. Num segundo momento, escolhe-se um peso para cada índice sintético de cada dimensão e, com base nesses pesos e nos valores dos índices sintéticos, compõe-se o índice sintético geral. A Tabela 2.1 apresenta as escolhas dos pesos de cada indicador e de cada dimensão tanto para o caso do IDH como para o caso do ICV.

Índice de Desenvolvimento Humano (IDH): adaptações realizadas

Uma utilização adequada do IDH em nível municipal exige, necessariamente, certas adaptações. A questão básica se resume ao fato do IDH ter sido inicialmente idealizado para ser calculado para uma sociedade razoavelmente fechada, tanto do ponto de vista econômico (no sentido de que os membros da sociedade são os proprietários de, essencialmente, todos os fatores de produção) quanto do ponto de vista demográfico (no sentido de que não há migração temporária), o que certamente não oferece uma caracterização adequada de um município.

Para uma economia relativamente fechada, o valor adicionado sempre representa um bom indicador da renda apropriada pela população local e, portanto, do seu nível de consumo. Em um município, porém, pode ocorrer de grande parte do valor adicionado se destinar apenas à remuneração dos fatores de produção pertencentes a indivíduos não residentes nele.

Além disso, numa sociedade pouco sujeita ao fenômeno migratório, a matrícula nos diversos níveis do sistema educacional representa um excelente indicador do seu volume de investimentos correntes em educação e, portanto, do grau futuro de escolaridade da sua população adulta. A migração temporária, contudo, motivada pela busca de serviços educacionais eventualmente concentrados em alguns poucos municípios (como é o caso da educação superior), leva a matrícula em um dado município a se tornar um indicativo frágil do investimento da população local em educação e, portanto, do grau futuro de escolaridade da sua população adulta. Assim, na aplicação do IDH em nível municipal, adaptaram-se os

indicadores de **Educação** e **Renda** de forma a representarem melhor as condições de vida da população que efetivamente reside no município:

a) Taxa combinada de matrícula *versus* número médio de anos de estudo

Na sua versão mais atualizada - PNUD (1996) - e na sua recente aplicação aos estados brasileiros - PNUD/IPEA (1996) -, a dimensão **Educação**, que compõe o IDH, se constrói a partir da taxa de alfabetização da população adulta e da taxa combinada de matrícula. O uso da taxa de matrícula em nível municipal, no entanto, está fadado a gerar uma visão distorcida da posição relativa dos municípios, uma vez que grande parte das matrículas no ensino superior em alguns municípios não é absorvida por residentes permanentes no município. Alguma adaptação tornar-se-ia, portanto, necessária.

Neste estudo faz-se uma adaptação baseada no fato da construção do IDH não seguir uma metodologia rígida, uma vez que vem sofrendo, desde sua introdução, periódicas reformulações. Até 1994 a dimensão **Educação**, que compõe o IDH, se construía a partir da *taxa de alfabetização* e do *número médio de anos de estudo* da população adulta, o que parece uma metodologia mais apropriada em nível municipal.

Assim, com o objetivo de se manter mais fidedigno às verdadeiras condições locais, optou-se, neste estudo, por sacrificar a comparação com a nova versão do IDH e obter estimativas estritamente comparáveis apenas com o IDH calculado até 1994 com dados referentes a 1991/1992. O mesmo processo é empregado para a obtenção do IDH para os estados e para o Brasil. Assim, os valores do IDH, em níveis municipal, estadual e nacional, obtidos neste estudo podem ser diretamente comparados aos valores para países dos relatórios até 1994 do PNUD.

b) Produto Interno Bruto *per capita versus* renda familiar *per capita*

No que se refere à dimensão **Renda**, o indicador tradicionalmente utilizado no cômputo do IDH se baseia no Produto Interno Bruto *per capita*. No entanto, com o objetivo de melhor caracterizar as reais possibilidades de consumo da população local, optou-se por substituir este indicador pela *renda familiar per capita* do município.

Neste ponto, cumpre ressaltar que o indicador de renda efetivamente utilizado na construção do IDH-**Renda** não é o PIB *per capita* em moeda nacional, mas, sim, um PIB *per capita* corrigido e medido em dólares, a PPC (Paridade de Poder de Compra). Assim, é preciso esclarecer como se obtém este indicador de renda antes de se descrever as adaptações realizadas.

Em primeiro lugar, devido à necessidade de comparabilidade entre países, procede-se à conversão do valor do PIB *per capita* em uma moeda comum - o dólar PPC (Paridade de Poder de Compra). Para 1991, o PNUD estimava o PIB *per capita* brasileiro em US\$ 5,240 (PPC).

Em segundo lugar, com o objetivo de captar o fato da contribuição da renda ao desenvolvimento humano estar sujeita a rendimentos decrescentes, considera-se que, a partir de determinado valor y^* - US\$5,120 (PPC) -, equivalente ao PIB *per capita* médio mundial em 1992, o PIB *per capita* deve ser ajustado de acordo com as seguintes fórmulas:⁶

$$z = y, \quad \text{para } 0 \leq y < y^* .$$

$$z = y^* + 2 \left[(y - y^*)^{1/2} \right], \quad \text{para } y^* \leq y < 2y^* .$$

$$z = y^* + 2y^{*1/2} + 3 \left[(y - 2y^*)^{1/3} \right], \quad \text{para } 2y^* \leq y < 3y^* .$$

⋮

Nestas expressões, z denota o valor do PIB *per capita* corrigido pelos rendimentos decrescentes da contribuição da renda ao desenvolvimento humano, medido em dólares PPC.

Finalmente, para se obter o IDH-**Renda** torna-se necessário especificar os limites inferior e superior para a renda. Na sua versão de 1994, aquela com a qual se busca a comparabilidade, os limites estabelecidos pelo PNUD para o PIB *per capita* (PPC) foram de US\$40,000 e US\$200. Estes valores levam a limites correspondentes para o PIB *per*

⁶ A partir de 1999 passou a ser adotada uma nova equação para expressar os rendimentos decrescentes da renda. Essa questão será discutida no capítulo 4..

capita corrigido, de US\$5.448⁷ e US\$200. Assim, o IDH-**Renda** para uma economia com PIB *per capita* (PPC) corrigido igual a z se dá por:

$$I_R = (z - 200) / (5448 - 200)$$

De modo a manter a maior comparabilidade possível com a metodologia original, para o cálculo do IDH-**Renda** em nível municipal foi necessário converter os valores correspondentes à renda máxima (US\$40,000 PPC), à renda mínima (US\$200 PPC) e ao ponto em que os rendimentos decrescentes passam a ocorrer (US\$ 5,120), definidos para o PIB *per capita* em dólar PPC, em valores correspondentes para a *renda familiar per capita*, medida em cruzeiros de 1º de setembro de 1991. Esse cálculo foi feito utilizando-se como fator de conversão a razão entre o PIB *per capita* brasileiro em 1991 em dólar PPC (5,240) e a *renda familiar per capita* brasileira para o mesmo ano em cruzeiros de 1º de setembro de 1991 (47.428,83). Note-se que esta conversão leva em consideração, simultaneamente, dois fatores: (a) diferenças em unidades monetárias e (b) diferenças em nível nacional entre o PIB *per capita* e a *renda familiar per capita*, a qual tende a ser sempre menor que o PIB. Os valores obtidos encontram-se na tabela 2.2.

Tabela 2.2: Limites para o Cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)

| Valor | PIB (US\$PPC) | RFPC (CR\$ 91) |
|------------------|---------------|----------------|
| máximo | 40,000.00 | 362051.13 |
| mínimo | 200.00 | 1810.26 |
| y* | 5120.00 | 46342.55 |
| máximo corrigido | 5,447.54 | 49307.19 |

Com base nos valores desta tabela e na renda *per capita* dos municípios em 1991, obteve-se a *renda familiar per capita* corrigida para cada município em 1991. Como o objetivo principal aqui é a comparação intertemporal, os valores das rendas *per capita* para

⁷ O Relatório de 1994 do PNUD chega a um valor ligeiramente inferior (US\$5.385), devido a um possível engano no processo de cálculo do ajustamento da renda máxima pela utilidade marginal decrescente da renda.

1970 e 1980 foram transformados em CR\$ de 1º de setembro de 1991 e transformados em IDH-**Renda** utilizando os mesmos limites.

3. Métodos utilizados para a geração dos indicadores demográficos (dimensão Longevidade)*

Na dimensão **Longevidade** foram gerados dois indicadores que podem ser utilizados como *proxy* para a avaliação das condições de saúde: a *taxa de mortalidade infantil* (TMI) e a *esperança de vida ao nascer* (e_0). A TMI representa um dos indicadores mais significativos, já que traduz, em certa medida, o impacto das condições socio-econômicas da área geográfica de referência do recém-nascido. Quanto mais desenvolvida uma região, mais a *mortalidade infantil* se relaciona a causas *endógenas*, determinadas pelos riscos de mortalidade neo-natal (primeiros 28 dias de vida). Nas regiões menos desenvolvidas, além das causas endógenas, acrescentam-se, de forma determinante e inversamente proporcional, as causas *exógenas*, cujos principais exemplos são a desnutrição e as doenças infecciosas e respiratórias⁸. Já a e_0 tem a característica de ser uma medida resumo e pode ser considerada como indicador de **Longevidade**, pois sintetiza, em uma única medida, o nível e a estrutura de mortalidade de uma população.

Como ressaltado anteriormente, estes indicadores não podem ser obtidos diretamente das informações do Censo Demográfico, recorrendo-se então a técnicas indiretas para sua obtenção. É neste sentido que se utilizou a técnica de Mortalidade Infante-Juvenil desenvolvida por Brass⁹.

* O conjunto de indicadores demográficos utilizados neste estudo faz parte de um projeto em desenvolvimento da Fundação João Pinheiro, sob a responsabilidade dos técnicos Cláudia Júlia Guimarães Horta e Olinto José Oliveira Nogueira, com a consultoria do professor José Alberto Magno de Carvalho (CEDEPLAR/UFMG).

⁸ Deve-se observar, no entanto, que a utilização deste indicador como *proxy* das condições de saúde da população não está isenta de problemas. Alguns autores chamam a atenção para o fato de que a introdução de medidas exógenas para a redução da mortalidade infantil, de eficácia comprovada, como o soro de re-hidratação oral, tem sido capaz de reduzir a mortalidade infantil, sem, no entanto, alterar de forma significativa as condições de saúde dos sobreviventes, expostos aos demais problemas socio-econômico-ambientais. Apesar dessa ressalva, acredita-se que o indicador ainda seja importante para refletir as condições de saúde da população.

⁹ BRASS, W. et. al., The Demography of Tropical África, Office of Population Research – Princeton University Press, 1968.

Técnica de Mortalidade Infanto-Juvenil de Brass e geração de tabelas de sobrevivência para estimar a esperança de vida ao nascer (e_0)

Tendo como base as informações sobre o número total de filhos nascidos e o número de filhos sobreviventes na data do censo, ambos classificados por grupos de idade das mulheres, pode-se obter, através da técnica de Brass, estimativas das probabilidades de morrer até determinadas idades exatas, q_x .

A razão entre o número total de filhos vivos na data do censo (FV) e o número total de filhos nascidos vivos até a data do censo (FNV) corresponde à proporção de filhos vivos na data do censo. Subtraindo este resultado de um, obtém-se a proporção de filhos mortos entre todos os nascidos vivos de mulheres por grupos etários quinquenais de idade:

$$D_i \equiv 1 - \frac{FV_i}{FNV_i}$$

Brass descobriu que estas proporções de filhos mortos de mulheres com idades entre 15-19, 20-24, ..., 60-64 anos correspondem às probabilidades de morrer entre o nascimento e determinadas idades fracionárias. D_1 corresponde à probabilidade de morrer em torno de 1 ano $\approx q_1$; D_2 em torno de 2 anos $\approx q_2$; D_3 em torno de 3 anos $\approx q_3$, ..., $D_{10} \approx q_{35}$.

Utilizando-se a relação entre a proporção de filhos mortos, D_i , e a probabilidade de morrer da tábua de vida, q_x , Brass estabeleceu um conjunto de multiplicadores, k_i , para converter os valores observados, D_i , em estimativas de q_x , ou seja, probabilidade de morte entre o nascimento e idades exatas:

$$q_x = k_i * D_i$$

Os pressupostos estabelecidos para a aplicação da técnica são que as funções de mortalidade e fecundidade tenham permanecido constantes, que a população seja fechada, que a experiência das mulheres sobreviventes seja representativa da experiência de todas as

mulheres quanto aos riscos de nascimento e falecimento dos filhos e que o risco de morrer das crianças dependa exclusivamente de sua idade.

Tendo estimado o conjunto de probabilidades de morte q_x , obtém-se, por diferença, a probabilidade de sobrevivência entre o nascimento e idades exatas, p_x :

$$p_x = 1 - q_x$$

Tomando-se uma coorte hipotética inicial de 100 000 nascimentos (λ_0), aplica-se o conjunto de p_x na construção de uma série de λ_x , definido como o número de sobreviventes na idade exata de x anos. O conhecimento de λ_2 , λ_3 e λ_5 permite a geração da Tabela de sobrevivência a partir de uma tabela de referência ou padrão por transformação logito¹⁰, através de modelo relacional:

$$Y_x = \mathbf{a} + \mathbf{b} Y_{x,s} \quad \text{ou}$$

$$\text{logito } [I_x] = \mathbf{a} + \mathbf{b} \text{logito } [I_{x,s}]$$

onde

λ_x = número estimado de sobreviventes à idade exata de x anos

$\lambda_{x,s}$ = número de sobreviventes à idade exata de x anos do padrão eleito

α e β são constantes relacionadas ao nível e à estrutura, respectivamente.

Mantendo-se a estrutura da tabela de referência ou padrão ($\beta = 1$), emprega-se λ_2 , λ_3 e λ_5 para determinação de α que melhor ajustará os níveis e, finalmente, por transformação

inversa, calculam-se os novos valores de λ_x , sendo:

$$I_x = \text{Antilogito} = \frac{1}{1 + e^{[\mathbf{2} * Y_x]}}$$

¹⁰ Logito $I_x = Y_x = 1/2 * \ln (I_x / 1 - I_x)$.

Obtido o conjunto de λ_x , procede-se à geração da tabela de sobrevivência. Esta requer a construção de quatro etapas básicas:

- cálculo de ${}_nL_x$ (pessoas-ano entre as idades x e $x+n$);
- cálculo do número de mortes, ${}_nd_x$, entre as idades x e $x+n$ dos sobreviventes da coorte à idade x , obtido através da diferença entre λ_x de dois grupos etários consecutivos, ou seja:

$${}_nd_x = \lambda_x - \lambda_{x+n} ;$$

- cálculo, por adição, do número de anos a serem vividos pela coorte desde a idade x (T_x);
- apuração da esperança de vida, (e_x), para as pessoas que sobrevivem à idade x , através da seguinte relação:

$$e_x = T_x / I_x ;$$

A esperança de vida corresponde ao número médio esperado de anos de vida a partir da idade x . No presente estudo focalizou-se apenas a estimativa obtida para e_0 , ou seja, esperança de vida ao nascer, $e_0 = T_0 / 100\ 000$.

Como estimativa da taxa de mortalidade infantil (TMI) utiliza-se o valor calculado d_0 , ou seja:

$$TMI = \frac{d_0}{\lambda_0} = \frac{\lambda_0 - \lambda_1}{\lambda_0}$$

A metodologia utilizada baseia-se, fundamentalmente, no conhecimento do padrão de mortalidade da população em questão. Como não é, normalmente, o caso, lança-se mão de tábuas-modelo de mortalidade.

No caso brasileiro, Frias e Rodrigues¹¹ desenvolveram um conjunto de tábuas de vida que refletissem apropriadamente a experiência de mortalidade brasileira. Tiveram como ponto de partida tábuas de mortalidade predominantemente urbanas pertencentes às maiores cidades brasileiras (capitais) e construídas através de estatísticas do Registro Civil, abrangendo o período de 1920 a 1970, estando concentradas nos anos de 1940 e 1970.

¹¹ Frias, L. A. M. & Rodrigues, P. – Brasil: tábuas-modelo de mortalidade e populações estáveis, Estudos e Pesquisas, v.10, Fundação IBGE, Rio de Janeiro - 1981.

Entretanto, a atual diversidade regional observada no Brasil quanto aos diferentes padrões de mortalidade por idade e as recentes transformações na estrutura de morte da população brasileira, em função da transição epidemiológica e do peso crescente das mortes por causas externas, principalmente entre os adultos jovens masculinos, tornaram menos viável a utilização das tábuas-modelo Brasil. As doenças infecciosas foram gradativamente sendo substituídas pelas doenças degenerativas e pelas doenças provocadas pelo homem, diminuindo proporcionalmente mais as taxas de mortalidade infantil e infanto-juvenil do que a dos adultos e das idades mais avançadas. A forma da curva, isto é, o padrão por idade, sofreu, portanto, alteração significativa, o que levou ao uso de outros conjuntos de tábuas, mesmo que preliminares, como as desenvolvidas pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), onde foram elaboradas tábuas de mortalidade para os estados brasileiros para os anos de 1980 e 1991, tendo como fonte as informações do Censo Demográfico de 1991. Utilizou-se a metodologia de compatibilização entre a mortalidade infanto-juvenil e a adulta¹².

De posse do conjunto dessas tábuas-modelo de mortalidade, avaliou-se a viabilidade de emprego de cada uma delas para o seu respectivo estado, o que foi possível na grande maioria dos casos. Para manter a comparabilidade, utilizou-se a tábua de mortalidade de 1980 como padrão para os estados no ano de 1970, uma vez que não foram elaboradas novas tábuas de mortalidade para 1970 pelo CEDEPLAR.

A escolha do referido padrão para os estados e municípios gerou estimativas diferentes, quando comparadas com as até então divulgadas.

Aspectos operacionais da técnica proposta

Como já mencionado, o nível de desagregação requerido para os indicadores foram os municípios, o que gerou uma série de questões e problemas quando do emprego da técnica de mortalidade infanto-juvenil, de Brass, principalmente com relação ao tamanho da população. A partir dessas constatações, dirigiu-se esforços no sentido de se obter adaptações à técnica original que minimizassem esses problemas e pudessem alcançar os

¹² A metodologia utilizada pelo CEDEPLAR pode ser encontrada em: Manual X, Indirect Techniques for Demographic Estimation – Department of International Economic and Social Affairs – Population Studies, N° 81 – United Nations – New York, 1983.

objetivos desejados. Basicamente, lançou-se mão da obtenção dos dados em nível municipal a partir de métodos de padronização indireta.

Fundamentalmente, pode-se dizer que todo o processo de adaptação requerido tem como causa o limite imposto pelos censos demográficos, que abordam as questões relativas à fecundidade e à mortalidade infanto-juvenil apenas no questionário da amostra¹³. O estado de Minas Gerais, por exemplo, era composto, em 1991, por 723 municípios, sendo que 47% tinham população inferior a 8 mil habitantes. Tal situação leva, em alguns casos, a populações amostrais muito pequenas, o que pode conduzir a variações decorrentes de oscilações meramente aleatórias.

Além da construção dos indicadores esperança de vida ao nascer e taxa de mortalidade infantil em nível de municípios, optou-se também por estimá-los em nível de microrregiões do IBGE. Os resultados obtidos neste nível de agregação serviram como base para os municípios de tamanho populacional excessivamente pequenos, sendo a microrregião utilizada como padrão de referência.

Definiu-se como população mínima para a aplicação da técnica “pura”, tal como sugerido por Brass, a daqueles municípios com pelo menos 200 mulheres nos grupos de 20 a 24, 25 a 29 e 30 a 34 anos de idade e uma população total de no mínimo 30 mil habitantes.

Para os municípios menores, isto é, aqueles que não atingiram os critérios mínimos, lançou-se mão da padronização indireta para estimar o conjunto de valores de q_x .

O que a padronização indireta faz é tomar por empréstimo uma função conhecida de outra população. No caso, tomou-se o conjunto de q_x da microrregião correspondente e estabeleceu-se a suposição de que o município de tamanho excessivamente pequeno teria uma função de mortalidade com exatamente o mesmo formato ou estrutura, mas com nível diferente¹⁴.

¹³ 25% para os anos de 1970 e 1980 e em torno de 12,5% para o censo de 1991.

¹⁴ Brass também utiliza o mesmo pressuposto na técnica de mortalidade infanto-juvenil (Brass et. al., op. cit., 1968).

O conjunto de q_x , chamado na literatura demográfica de função padrão, é representado por $q_{x,s}$ e a função a ser estimada para o município (m) é representada por $q_{x,e,m}$. Dessa forma, o que se adota como pressuposto é que:

$$q_{x,e,m} = K_m * q_{x,s}$$

onde k é uma constante.

Pressupõe-se, portanto, que para cada grupo etário x , a probabilidade de morte entre o nascimento e idades exatas do município m será um múltiplo, segundo um fator constante K , das probabilidades de morte da função padrão. Esse fator será dado pela relação entre o número de óbitos observados ($O_{obs.}$) no município e o número de óbitos esperados, ($O_{esp.}$), também do município, ou seja:

$$K_m = \frac{O_{obs.}}{O_{esp.}}$$

onde:

$$O_{esp.} = \sum_x q_{x,s} * NV_{x,m}$$

K_m = fator pelo qual deverão ser ajustados os q_x da função padrão para se obter os valores estimados para o município m .

Com o objetivo de eliminar fatores que pudessem interferir nas informações disponibilizadas pelo censo demográfico, optou-se por restringir os grupos etários utilizados. A literatura demográfica aponta para uma seletividade na estimativa de q_1 baseada nas informações das mulheres nos grupos etários de 15 a 19 anos, pois seus filhos têm uma sobremortalidade em comparação aos filhos das demais mulheres.

Outro ponto de discussão diz respeito à tendência de declaração incompleta do número de filhos mortos das mulheres mais velhas. Essas tenderiam a omitir em menor grau os filhos que tenham morrido. Dessa forma, restringiu-se o uso da informação aos grupos etários quinquenais de 20 a 39 anos.

Estimados os valores de (q_x) 's, retoma-se a metodologia utilizada para os demais municípios. Cabe, neste momento, conduzir a discussão para os padrões utilizados no estudo. Quando utiliza-se uma função emprestada como representativa de uma população (no caso, sua estrutura), busca-se um modelo, ou padrão, que se aproxime ao máximo da realidade dessa população. Torna-se coerente adotar como padrão um nível de agregação maior, no qual se encontra incluída essa população. Definiu-se como opção de padrão o nível espacial maior que o município: a microrregião.

Entretanto, mesmo considerando os tamanhos mínimos de população, persistiram valores extremamente atípicos da média da microrregião, algumas vezes com mortalidade nula, outras com índices muito elevados. Procurou-se contornar esse problema adotando-se o pressuposto de que as razões de sobrevivência¹⁵ (RS) deveriam estar dentro de determinados limites, estabelecidos a priori¹⁶. Adotou-se que os municípios em que esta proporção fosse maior que o limite superior ou menor que o limite inferior assumiriam os valores limites conforme seus respectivos resultados originais se situassem acima ou abaixo desses limites. Para esse tipo de avaliação foram tomados os mesmos grupos etários selecionados anteriormente, ou seja, de 20 a 39 anos.

Adotou-se, também, que os municípios em que a razão de sobrevivência extrapolava os limites impostos, segundo critérios estabelecidos, assumiram um valor substituto, $RS_{i,s}$. A aplicação do complemento de $RS_{i,s}$ sobre o número de nascidos vivos total de mulheres entre 20 e 39 anos gerou uma estimativa do número de óbitos observados, ou seja:

$$O'_{obs} = \sum_{20}^{39} (1 - RS_{i,s}) * NV_{x,m}$$

onde:

$RS_{i,s}$ = razão de sobrevivência limite, *i* – inferior ou *s* – superior

$NV_{x,m}$ = nascidos vivos do grupo etário *x* do município *m*

¹⁵ Relação entre o número de filhos vivos na data do Censo (FV) e o número total de filhos nascidos vivos até a data do Censo (FNV).

¹⁶ A adoção dos limites partiu de estudo prévio para cada um dos estados, em cada um dos anos, com o objetivo de minimizar o número de municípios fora desses limites, interferindo o mínimo possível nos dados originais.

A partir da obtenção do número de óbitos que deveriam ter sido observados, passa-se a adotar os mesmos procedimentos descritos para a técnica “pura”.

Estimativas existentes versus estimativas novas

Como forma de verificar a consistência dos dados, comparou-se o conjunto de estimativas de cada estado com as originalmente usadas como padrão. Dado que as estimativas produzidas por este relatório, devido à metodologia adotada, referem-se a um ponto no passado recente, estas não necessariamente deverão ser similares às do modelo, que, sim, referem-se às datas censitárias.

Cabe reiterar que as estimativas aqui adotadas referem-se a períodos anteriores aos anos censitários. Dessa forma, já seriam esperadas estimativas com valores superiores de TMI e inferiores de e_0 quando comparados aos dos anos de 1970, 1980 e 1991, respectivamente.

É importante observar que, mesmo tendo o CEDEPLAR/UFMG empregado o modelo Brasil como padrão, a metodologia aplicada ajusta tanto o nível quanto a estrutura (forma) da curva de mortalidade, uma vez que b^1I , não correspondendo as novas tabelas geradas, portanto, aos padrões implícitos no modelo Brasil.

4. INDICADORES E ÍNDICES DA DIMENSÃO RENDA: APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DA METODOLOGIA UTILIZADA*

Este texto visa apresentar, discutir e justificar a metodologia utilizada nas pesquisas sobre as condições de vida nos municípios brasileiros (PCVM), especificamente no que se refere aos indicadores e índices sintéticos da dimensão Renda¹⁷.

Como se sabe, a PCVM se baseia no levantamento de uma série de vinte indicadores básicos, distribuídos em cinco dimensões - Longevidade (2), Educação (5), Renda (5), Infância (4) e Habitação (4)¹⁸. Para cada uma destas dimensões é calculado um índice sintético parcial – ICV-Longevidade, ICV-Educação, etc – e, como a média simples destes cinco índices parciais, um índice sintético geral, denominado Índice de Condições de Vida (ICV). Além do ICV, também é calculado o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), que é a média de três índices sintéticos parciais – IDH-Longevidade (1 indicador), IDH-Renda (1) e IDH-Educação (2).

* Esta parte foi desenvolvida por Fernando Martins Prates, pesquisador do Centro de Estudos Econômicos e Sociais da Fundação João Pinheiro.

¹⁷ A linha de pesquisa PCVM vem sendo desenvolvida por equipe conjunta de técnicos da Fundação João Pinheiro e do IPEA-RJ desde 1995. A primeira pesquisa realizada – “Condições de vida nos municípios de Minas Gerais” – foi publicada em 1996. A partir dela, e com algumas modificações metodológicas, foram realizadas duas outras pesquisas, uma sobre as condições de vida nos municípios brasileiros (cujos principais resultados, além de todos os indicadores e índices encontram-se na publicação “Desenvolvimento Humano e Condições de Vida: indicadores brasileiros”, de set/1998) e outra sobre as condições de vida nos campos (aprox. bairros) da Região Metropolitana de Belo Horizonte (“Desenvolvimento Humano e Condições de Vida – Região Metropolitana de Belo Horizonte”), publicada também em 1998. Encontram-se atualmente em andamento duas outras pesquisas, com a mesma metodologia, sobre as condições de vida na Região Metropolitana de Recife (RMR) e na cidade do Rio de Janeiro. A metodologia da PCVM foi discutida e definida nas reuniões realizadas pela equipe conjunta FJP/IPEA-RJ. Este texto foi preparado originalmente com o fim de servir de memória de minha apresentação em um curso de capacitação ministrado pela equipe da FJP à equipe da RMR envolvida, direta ou indiretamente, na pesquisa em andamento. Optou-se por manter seu caráter mais didático, assim como os exemplos numéricos e as incursões em temas não diretamente ligados à metodologia utilizada na PCVM, embora a ela relacionados.

¹⁸ A fonte das informações são os Censos Demográficos do IBGE de 1970, 1980 e 1991, mas pretende-se também utilizar as informações das PNADs para verificar a evolução dos indicadores após 1991.

No caso específico da dimensão Renda, foram levantados cinco indicadores básicos: um indicador do nível de renda per capita (a *Renda Familiar per capita* média - RFPC), um indicador de desigualdade de renda (o *índice L de Theil* - L) e três indicadores de pobreza (a *Proporção de Pobres* - P0 - , o *Hiato Médio de Renda* - P1 - e o *Hiato Quadrático Médio de Renda* - P2). Os indicadores RFPC, L e P2, após serem convertidos em índices variando de 0 a 1, entram na composição do ICV-Renda com pesos 2, 1 e 1, respectivamente. Já o IDH-Renda inclui apenas o índice da RFPC, com o qual se identifica¹⁹.

Este texto divide-se em quatro seções, sendo as três primeiras voltadas, respectivamente, à análise da metodologia de mensuração da renda, da desigualdade de renda e da pobreza; a quarta seção abordará alguns critérios de comparação entre diferentes distribuições de renda que vêm sendo utilizados na literatura e que, apesar de não serem empregados na PCVM, dizem respeito aos temas aqui tratados, podendo vir a enriquecer este tratamento e contribuir para seu melhor entendimento.

4.1 MENSURAÇÃO DA RENDA

- **A distribuição de renda utilizada**

Para medir tanto o nível de renda quanto a desigualdade de renda e a pobreza em uma determinada região, o primeiro passo ou opção a ser tomada é definir a variável de renda cuja distribuição servirá de base para tais mensurações.

Como destacam BARROS et al. (1993), “não existe uma única distribuição de renda; existem várias, de acordo com a escolha de três elementos: a) unidade de análise; b) universo de análise; e c) conceito de renda”. A tabela 4.1, construída pelos mesmos autores, exemplifica a diversidade de opções a partir da combinação desses três elementos.

¹⁹ A definição dos indicadores das diferentes dimensões, assim como a metodologia de obtenção desses indicadores, dos seus respectivos índices e dos índices sintéticos encontram-se nas seções anteriores.

Obviamente, a opção a ser tomada deverá estar de acordo com o objetivo da pesquisa ou da análise que se pretende fazer. Assim, se o objetivo é retratar as condições de vida da população de um município ou região, em termos de nível de renda, desigualdade e pobreza, parece pouco justificável utilizar-se, por exemplo, a distribuição 14, mas, se o objetivo fosse analisar o mercado de trabalho na região, a utilização dessa distribuição seria imprescindível.

TABELA 4.1

DISTRIBUIÇÕES DE RENDA, UNIDADES DE ANÁLISE, UNIVERSOS DE ANÁLISE E CONCEITOS DE RENDA

| DISTR. | UNIDADE | UNIVERSO | CONCEITO DE RENDA |
|--------|-----------|---|-------------------------------|
| 1 | Domicílio | Domicílios particulares | Renda Domiciliar |
| 2 | Domicílio | Domicílios particulares | Renda Domiciliar per capita |
| 3 | Família | Famílias em domicílios particulares | Renda Familiar |
| 4 | Família | Famílias em domicílios particulares | Renda Familiar per capita |
| 5 | Pessoas | Membros de domicílios particulares | Renda Domiciliar |
| 6 | Pessoas | Membros de domicílios particulares | Renda Domiciliar per capita |
| 7 | Pessoas | Membros de famílias em domicílios particulares | Renda Familiar |
| 8 | Pessoas | Membros de famílias em domicílios particulares | Renda Familiar per capita |
| 9 | Pessoas | Economicamente ativo | Renda Pessoal |
| 10 | Pessoas | Economicamente ativo com renda positiva | Renda Pessoal |
| 11 | Pessoas | Economicamente ativo | Renda do Trabalho |
| 12 | Pessoas | Economicamente ativo com renda do trabalho positiva | Renda Pessoal |
| 13 | Pessoas | Economicamente ativo | Salário no trabalho principal |
| 14 | Pessoas | Economicamente ativo com renda do trabalho principal positiva | Renda do Trabalho |
| 15 | Pessoas | Maiores de 10 anos com renda positiva | Renda Pessoal |
| 16 | Pessoas | População ocupada com renda positiva | Renda Pessoal |
| 17 | Família | Famílias em domicílios particulares com renda positiva | Renda Familiar |

Fonte: BARROS et al. (1993, p. 753)

Na PCVM definiu-se como base a distribuição 8 da tabela 4.1, ou seja, **é utilizada a distribuição das pessoas que vivem em domicílios particulares segundo sua renda familiar per capita** : são pesquisados os rendimentos de cada pessoa de uma mesma família, estes rendimentos são somados (obtendo-se a *renda familiar*) e o montante é dividido pelo número total de pessoas que compõem a família (obtendo-se a *renda familiar*)

per capita). Desta forma, todas as pessoas de uma mesma família entram na distribuição de renda com o mesmo valor de rendimento.

No conceito de renda familiar *per capita*, a família é vista, portanto, como uma unidade solidária de consumo e rendimento, pressuposto bastante justificável se consideramos que ocorrem de fato redistribuições de renda dentro da mesma família que tendem a igualar o consumo ou as condições de vida de seus membros. Neste sentido, o conceito adotado parece ser mais adequado que o de renda pessoal, segundo o qual tais transferências intrafamiliares não ocorrem e cada pessoa entra na distribuição com seu rendimento declarado. O conceito de renda familiar *per capita* é também mais adequado que o conceito de renda domiciliar *per capita* (distribuição 6), uma vez que é menos plausível que ocorram transferências entre pessoas de famílias diferentes morando no mesmo domicílio.

A escolha do conceito de renda familiar *per capita* também é justificada pelo fato de considerar o número de pessoas na família, ou melhor, por distinguir a situação de duas famílias com a mesma renda familiar, mas de tamanhos diferentes, no que difere, por exemplo, da distribuição 7 da tabela 4.1. Cabe observar ainda que, no conceito de renda familiar *per capita* adotado, não se consideram economias de escala na produção doméstica, o que constitui hipótese bastante plausível e poderia ser um refinamento na análise.

- **Fontes das informações e os quesitos de rendimento pesquisados**

As fontes utilizadas na PCVM são os Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991 (mas pretende-se também utilizar as PNADs - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). No caso dos Censos (questionários 02), única fonte dos trabalhos sobre as condições de vida nos municípios brasileiros e na Região Metropolitana de Belo Horizonte, são pesquisados os rendimentos de todas as pessoas com 10 anos ou mais de uma amostra (de aproximadamente 25% do universo no censo de 1980 e de 12,5% no censo de 1991), amostra esta que é expandida através de fatores de expansão estimados pelo IBGE, com base em metodologia específica (descrita na Introdução dos censos).

Também nas PNADs são pesquisados os rendimentos das pessoas de 10 anos e mais de idade, mas a amostra é de tamanho mais reduzido, visando, *a priori*, resultados apenas em nível de unidades da federação e regiões metropolitanas²⁰. Desta forma, as PNADs não se prestam para levantamentos sistemáticos em nível municipal, embora isto possa ser possível para alguns municípios e até mesmo para subdivisões das Regiões Metropolitanas.

No Censo de 1991, os quesitos de renda pesquisados para as pessoas de 10 anos ou mais foram:

- a) Rendimento bruto do trabalho: rendimento na ocupação habitual principal e em outras ocupações habituais (para os fixos, importância fixa recebida em dinheiro no último mês trabalhado; para os variáveis, média dos últimos doze meses, corrigidos para o último mês trabalhado, descontadas as despesas normais ao exercício da atividade);
- b) Rendimento bruto de aposentadoria e/ou pensão;
- c) Rendimento bruto ou média mensal de outros rendimentos:
 - Rendimentos provenientes de locação, arrendamento, venda de direito de uso de imóveis, veículos, máquinas e outros bens móveis (descontadas as despesas de conservação, cobrança e condomínio, bem como de impostos e taxas incidentes sobre o bem);
 - Salário-família;
 - Pensão alimentícia;
 - Abono permanência;
 - Complementação do salário ou da pensão proveniente de fundos privados;

²⁰ Desde 1992 a PNAD adotou as seguintes frações de amostragem para as Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas: 1/150 para a RM de Belém; 1/200 para as RMs de Fortaleza, Recife, Salvador e Porto Alegre; 1/250 para o Distrito Federal e RMs de Belo Horizonte e Curitiba; 1/300 para Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Amapá, Tocantins, Sergipe, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás; 1/350 para o Pará e Rio de Janeiro; 1/500 para o Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo e RM do Rio de Janeiro; 1/550 para o Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul; 1/750 para o Maranhão, São Paulo e RM de São Paulo.

- Doação ou mesada proveniente de pessoa não moradora no domicílio pesquisado;
- Lucros decorrentes da propriedade de ações de sociedades limitadas;
- Rendimentos de caderneta de poupança, letras de câmbio e imobiliárias, títulos da dívida pública, etc, na forma de juros, dividendos, correção monetária, descontos, ágios, etc

Esses são basicamente os mesmos quesitos pesquisados no Censo de 1980 e nas PNADs, embora nestas sejam também apurados os rendimentos em produtos e mercadorias.

•Adequação dos dados de renda à mensuração da desigualdade e da pobreza

Alguns autores têm argumentado que as informações sobre rendimentos dos inquéritos domiciliares tendem a subestimar a desigualdade de renda e a superestimar os níveis de pobreza.

No caso da desigualdade, sustenta-se que, embora tanto os segmentos de baixa renda quanto as classes mais ricas tendam, intencionalmente ou não, a subestimar seus rendimentos, a subdeclaração seria proporcionalmente maior nas classes mais ricas. Assim, segundo CASTRO (1991), os inquéritos domiciliares não captam um montante de renda que pode situar-se entre 40% e 50% da renda aferida pelas Contas Nacionais e o montante omitido não se distribui igualmente, podendo-se supor que os ricos tenham sua renda mais subestimada que os pobres. De fato, a participação dos salários na renda nacional era de aproximadamente 50% em 1980 e de 35% em 1991, mas BARROS e REIS (1991) mostram que do total da renda declarada nos Censos e PNADs algo entre 85% e 90% provêm do trabalho (salários, rendimento dos trabalhadores por conta própria e o *pro labore* dos empregadores).

Além disso, segundo BARROS e REIS (1991), a jornada de trabalho sendo maior entre os trabalhadores com menores salários, a desigualdade salarial seria mais elevada que a desigualdade de rendimentos do trabalho.

No caso da pobreza, podem estar superestimando-a: omissão/subestimação de renda em espécie, produção para auto-consumo, transferências de programas governamentais, não consideração de aluguel imputado. Comparando, a partir dos dados do Estudo Nacional de Despesa Familiar – ENDEF (IBGE, 1978), a despesa familiar per capita global com a despesa monetária, ROMÃO (1993) conclui que “a despesa média per capita aumenta em termos reais entre 19% e 30% quando o ajustamento em espécie é feito. Esses dados atestam que uma parte considerável das famílias brasileiras, especialmente as nordestinas, vivem à margem do mercado, recebendo parcela significativa de seus rendimentos em espécie. É claro que a maioria dessas famílias está concentrada nos estratos mais baixos do *spectrum* de renda e localizada predominantemente nas áreas mais pobres”. O autor ressalta que os dados analisados se referem a meados da década de 70 e o avanço do capitalismo no campo a partir de então deve ter conduzido a uma redução das fontes de renda não monetária para a população rural e, embora nas cidades permaneçam transferências diretas entre indivíduos, donativos e aluguéis imputados como fontes de renda complementar, “as camadas populacionais pobres são obrigadas a viver marginalizadas nas periferias ... e em condições de vida nada compatíveis com a dignidade humana, o que muito provavelmente obscurece as vantagens eventuais do complemento salarial em espécie”.

A conclusão acima nos remete à questão da desigualdade no acesso à infraestrutura de serviços públicos como fator de desigualdade de renda real. ROCHA e TOLOSA (1993) colocam que “para um dado nível de renda, o acesso diferenciado a serviços públicos e à infraestrutura urbana determina situações completamente distintas do ponto de vista das condições de sobrevivência das famílias pobres. Na verdade, nos níveis de renda monetária mais baixos, o efetivo acesso a serviços de educação, saúde e saneamento básico significa que a renda real pode ser substancialmente mais elevada, além de ter implicações indisputáveis sobre a renda futura”. Esta é uma crítica ao enfoque monetário na mensuração da pobreza, como será visto mais à frente.

Uma última observação a respeito dos dados de renda concerne à não consideração, na PCVM, de deflatores de renda especializados: havendo significativos diferenciais de custo de vida entre regiões, impor-se-ia, para efeito de comparabilidade, a conversão dos dados de renda para preços de uma mesma região, o que não foi feito nas pesquisas citadas. No caso da pobreza, um procedimento alternativo seria a adoção de linhas de pobreza

diferenciadas regionalmente, ao contrário de uma única linha para todas as regiões, procedimento efetivamente adotado nas pesquisas referidas, mais à frente discutido e justificado²¹.

- **Atualização dos valores monetários**

Para se medir a evolução do nível de renda *per capita* e de pobreza de uma determinada região, é necessário definir uma data de referência, escolher o índice de preços que servirá para a transformação dos valores correntes declarados nos Censos/PNADs em valores constantes da data de referência e, finalmente, considerar as mudanças de padrão monetário porventura ocorridas entre as datas dos Censos/PNADs e a data de referência definida²².

Apresenta-se a seguir a metodologia de transformação dos valores correntes de renda dos Censos de 1970 e 1980 (dados em cruzeiros de 1° de setembro de 1970 e 1980, respectivamente) para cruzeiros de 1° de setembro de 1991, data de referência escolhida por ser a data de referência do último Censo Demográfico.

Optou-se por utilizar o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), do IBGE, que reflete a evolução do custo de vida nas 11 principais regiões metropolitanas do país para famílias com renda de 1 a 8 salários mínimos. No entanto, como esse índice só está disponível a partir de março de 1979, utilizou-se o IGP-DI concatenado com o INPC-R (IGP-DI de 1970 a dezembro de 1979 e, desta data em diante, o INPC-R). Como a data de referência dos Censos é 1° de setembro e o período de coleta dos índices de preços é o mês civil (do primeiro ao trigésimo dia de cada mês), tomou-se a média geométrica dos índices

²¹ Recente trabalho de FERREIRA, F. , LANJOUW, P. e NERI, M. (“The urban poor in Brazil in 1996: a new poverty profile using PPV, PNAD and Census Data”, 1998), por exemplo, utiliza uma linha única de pobreza para todos os estados e RMs, mas anteriormente os dados de renda são convertidos a preços de uma mesma região. Nesse trabalho, os autores também corrigem os dados da PNAD no sentido de considerar os aluguéis imputados. Já os conhecidos trabalhos de ROCHA, S. sobre a pobreza no Brasil utilizam linhas de pobreza diferenciadas regionalmente.

²² Estes procedimentos são dispensáveis no caso da mensuração da desigualdade de renda, dado que, como será visto na próxima seção, uma das características do indicador de desigualdade utilizado é ser independente em relação à média da distribuição. Obviamente, esta consideração só é válida se a atualização dos valores é feita através de um único índice de preços: a utilização de índices de preços diferenciados por região ou por faixa de renda implicará em alteração na desigualdade de renda.

de agosto e setembro de cada um dos respectivos anos para se obter um índice centrado em 1º de setembro²³.

A tabela 4.2 apresenta os índices de preços utilizados no cálculo.

Tabela 4.2: Índices de preço

| Mês | Ano | Base | IGP-DI | INPC |
|--------------|------|--------|---------|-----------|
| Agosto | 1970 | Mar/86 | 0,01709 | n.d. |
| Setembro | 1970 | Mar/86 | 0,01743 | n.d. |
| 1o. Setembro | 1970 | Mar/86 | 0,01726 | n.d. |
| Dezembro | 1979 | Mar/86 | 0,253 | 0,3323 |
| Agosto | 1980 | Mar/86 | | 0,5022 |
| Setembro | 1980 | Mar/86 | | 0,5245 |
| 1º setembro | 1980 | Mar/86 | | 0,5132 |
| Dezembro | 1988 | Mar/86 | | 6450,4900 |
| Dezembro | 1988 | Dez/90 | | 0,3022 |
| Julho | 1991 | Dez/90 | | 226,2959 |
| Agosto* | 1991 | Dez/90 | | 261,6363 |
| Setembro | 1991 | Dez/90 | | 302,4958 |
| 1º setembro | 1991 | Dez/90 | | 281,3252 |

Fonte: IBGE

(*) O IBGE não divulgou o índice de agosto/91. Este valor foi calculado por interpolação (média geométrica dos índices de julho e setembro).

Assim, de 1º de setembro de 1970 a dezembro de 1979 houve uma variação de preços de 14,658 vezes ($= 0,253/0,01726$) e, desse último mês até 1º de setembro de 1980, uma variação de 1,544 vezes ($=0,5132/0,3323$). Portanto, os preços de 1º de setembro de 1970 devem ser multiplicados por 22,640 para serem convertidos em preços de 1º de setembro de 1980.

²³ “Os índices de preços ao consumidor do IBGE são calculados a partir de preços coletados, em moeda corrente, diariamente ao longo do mês, computando-se o índice do mês pela relação entre o preço médio do mês (mês de referência) e o preço médio do mês anterior (mês base). Por esse método, os preços médios mensais utilizados no cálculo aproximam-se dos preços vigentes no meio do período de coleta” (nota metodológica do DESIP/DPE/IBGE). Desta forma, o índice de setembro, com coleta diária de 1 a 30 de setembro, mede a variação de preços ocorrida entre o dia 15 de agosto (preço médio do mês base) e o dia 15 de setembro (preço médio do mês de referência).

De 1º de setembro de 1980 a dezembro de 1988 houve uma variação de preços de 12569,15 (= 6450,49/0,5132) e, de dezembro de 1988 a 1º de setembro de 1991, uma variação de 930,92 (= 281,3252/,3022). A variação acumulada entre 1º de setembro de 1980 e 1º de setembro de 1991 foi, portanto, de 11.700.873,12 (= 12569,15 x 930,92), que seria o fator pelo qual os valores de renda do Censo de 1980 (e os do Censo de 1970, já convertidos a preços de 1º de setembro de 1980) deveriam ser multiplicados caso não houvesse ocorrido, nesse ínterim, nenhuma mudança no padrão monetário.

No entanto, a tabela 4.3 mostra que entre 1º de setembro de 1980 e 1º de setembro de 1991 ocorreram três reformas monetárias, com mudança do padrão monetário²⁴:

| Tabela 4.3: Reformas monetárias de 01/Set/80 A 01/Set/91 | | |
|---|------------------|--------------------------------|
| Período | Padrão monetário | Equivalência |
| 1º/Set./1980 | cruzeiro | |
| Mar./1986 (Plano Cruzado) | cruzado | 1 cruzado = 1000 cruzeiros |
| Jan./1989 (Plano Verão) | cruzado novo | 1 cruzado novo = 1000 cruzados |
| Mar./1990 (Plano Collor) | cruzeiro | 1 cruzeiro = 1 cruzado novo |

Desta forma, para transformar os valores do Censo de 1980 em cruzeiros de 1º de setembro de 1991, tornando-os diretamente comparáveis aos valores do Censo de 1991, é preciso multiplicá-los por 11,70087312 (= 11.700.873,12/1.000.000)²⁵.

Segue-se a atualização dos valores monetários de 1º de setembro de 1991 para dezembro de 1999, com dois intuitos. Primeiramente, de discutir a passagem do Plano Real, quando o INPC deixou de refletir uma parte da inflação de junho de 1994, que deve ser considerada no cálculo. Segundo, de dar uma melhor noção, porque a preços mais recentes, do nível de renda *per capita* e da linha de pobreza utilizada na definição de pobre.

²⁴ Note-se que tanto no Censo de 1980 como no de 1991, a moeda é o cruzeiro, mas o cruzeiro de 1980 não é o mesmo cruzeiro de 1991: o cruzeiro transformou-se em cruzado, que transformou-se em cruzado novo, que transformou-se em cruzeiro.

²⁵ Este fator multiplicativo (assim como o indicado acima para conversão dos valores do censo de 1970 para 1º de setembro de 1980) é ligeiramente diferente do efetivamente empregado na pesquisa (= 11,69988185), o que se deve certamente a problemas de arredondamento no processo de cálculo.

TABELA 4.4: Índices de preços

| Data | Base | INPC |
|--------------|-----------|-------------|
| 01/Set./1991 | Dez./1990 | 281,3252 |
| Dez./1993 | Dez./1990 | 185985,1700 |
| Dez./1993 | Dez./1993 | 100,0000 |
| Mar/2000 | Dez./1993 | 1601,12 |

Fonte: FGV, Conjuntura Econômica; nov/1999: Folha de São Paulo.

Pela tabela 4.4, verifica-se que, entre 1º de setembro de 1991 e dezembro de 1993, os preços apresentaram uma variação de 661,10384 e, entre esta última data e março de 2000, uma variação de 16,0112. Assim, a variação acumulada entre 1º de setembro de 1991 e março de 2000 foi de 10.585,0658.

Resta considerar as reformas monetárias ocorridas nesse intervalo de tempo. Conforme a tabela 4.5, o fator para a transformação dos valores monetários de cruzeiros de 1º de setembro de 1991 para reais de março de 2000 será de 0,0038491 (= 10.585,0658/ 2.750.000).

TABELA 4.5: Reformas monetárias de 01/set/1991 a nov/1999

| Data | Padrão monetário | Equivalência |
|-------------|------------------|----------------------------------|
| 01/set/1991 | cruzeiro | |
| jul./1993 | cruzeiro real | 1 cruzeiro real = 1000 cruzeiros |
| jul./1994 | real | 1 real = 2750 cruzeiros reais |

No entanto, a metodologia utilizada no cálculo do INPC de julho de 1994, mês em que os preços passaram a ser expressos em Real, subestima a inflação, pois no cálculo do índice de julho de 1994 (mês de referência) o preço médio do mês, em R\$, foi comparado ao preço médio de junho (mês base), em URV, adotando-se a paridade 1URV = 1R\$ (o IBGE converteu os preços de junho, em Cruzeiros Reais, para preços equivalentes em URV, utilizando a paridade diária estabelecida pelo Banco Central). Com este procedimento, estar-se-ia, entretanto, desconsiderando metade da inflação de junho, que foi de 48,24%. Dessa forma, é preciso multiplicar o fator 0,0038491 por 1,2175 (= 1,4824^{1/2}) obtendo-se o

novo fator: **0,0046863**, pelo qual devem ser multiplicados os valores em cruzeiros de 1º de setembro de 1991 para transformá-los em reais de março de 2000.

Os indicadores de pobreza utilizados na PCVM adotam uma linha de pobreza de meio salário mínimo de setembro de 1991, equivalente a Cr\$ 18.080,80 (ou seja, são consideradas pobres as pessoas com renda familiar *per capita* abaixo desse valor). Multiplicando-se esse valor pelo fator acima e dividindo-se o resultado obtido pelo valor do salário mínimo vigente em março de 2000 (R\$ 136,00), chega-se a uma linha de pobreza equivalente a 62,3 % do salário mínimo de março de 2000 (ou R\$ 84,73).

- **Cálculo do IDH – Renda**

Apresenta-se a seguir a metodologia de cálculo do IDH-Renda. Como já foi dito, o IDH é a média simples de três índices sintéticos parciais – o IDH-Longevidade, o IDH-Educação e o IDH-Renda. Este último é obtido a partir de um único indicador, a *Renda Familiar per capita*, identificando-se, portanto, com o próprio índice da renda familiar per capita (I-RFPC).

Dado um indicador x , a fórmula geral para a obtenção de seu respectivo índice é:

$$I-x = (\text{valor observado de } x - \text{pior valor}) / (\text{melhor valor} - \text{pior valor}),$$

onde o melhor valor e o pior valor devem ser escolhidos de forma que todos os valores observados situem-se entre eles. Assim, quando um valor observado x aproxima-se do melhor valor, o índice aproxima-se de 1 e quando x aproxima-se do pior valor, o índice aproxima-se de 0²⁶.

²⁶ Note-se que, se para determinado ano o pior e o melhor valores forem escolhidos de forma a coincidirem com o pior e o melhor valores observados, qualquer melhora/piora posterior nesses valores observados implicará em índices maiores que 1 ou menores que 0, ou então, em redefinição do pior/melhor valores da fórmula. Para evitar isto é que os valores pior e melhor devem ser fixados abaixo/acima do pior/melhor valor observado.

No entanto, no caso da renda familiar *per capita*, a fórmula de cálculo do índice difere da fórmula acima porque, tanto sobre o valor observado quanto sobre o pior e o melhor valores, aplica-se um “reductor”, de forma a levar em consideração o fato de que o bem-estar cresce com o nível de renda, mas a taxas decrescentes:

$$I\text{-RFPC} = [f(\text{valor observ. da RFPC}) - f(\text{pior valor})] / [f(\text{melhor valor}) - f(\text{pior valor})]$$

onde f é uma função côncava (e o I-RFPC é igual ao IDH-Renda).

Além disso, para manter a comparabilidade com o IDH calculado pelo PNUD, o melhor e o pior valor devem ser os mesmos adotados por esse organismo internacional; sendo esses valores dados em dólares PPC (paridade de poder de compra), impõe-se convertê-los em moeda nacional (no caso, em cruzeiros de 1991). Na verdade, como será mostrado, a conversão de cruzeiros para dólares PPC é também necessária para a aplicação do “reductor” (apenas na antiga metodologia, vigente até o penúltimo relatório do PNUD, de 1998).

A fórmula do IDH-Renda mantém-se a mesma desde o primeiro relatório do PNUD, embora a função f tenha sido alterada no último relatório (1999) e o valor-limite inferior (pior valor), que era de US\$200 ppc. no relatório de 1994, passou a US\$100 ppc. no relatório de 1995²⁷.

Para melhor explicitar a metodologia de cálculo do IDH-Renda, segue-se um exemplo concreto, referente ao município de Recife.

a) Metodologia antiga

A RFPC do município de Recife, pelo Censo de 1991, era de 1,74 salários mínimos de set/91. Nesta data, o valor do sal. mínimo era de Cr\$36.161,60. Logo, a RFPC de Recife = Cr\$ 62.921,18 .

- O primeiro passo é transformar a RFPC em Cr\$ para US\$ ppc (paridade de poder de compra). Para isto, adotou-se como fator de conversão a relação entre o valor do PIB

²⁷ Cabe lembrar que, na construção do IDH-Renda do PNUD, o indicador é o PIB *per capita* e não a Renda Familiar *per capita*. Cabe lembrar também que as pesquisas já realizadas pela FJP/IPEA sobre as condições de vida nos municípios brasileiros seguiram a metodologia do Relatório de Desenvolvimento Humano de 1994, o qual utiliza dados referentes a 1991, compatíveis, portanto, com a data do último Censo Demográfico brasileiro.

per capita anual do Brasil em 1991 em US\$ ppc fornecido pelo Relatório do PNUD (= US\$5240 ppc) e o valor da renda per capita mensal do Brasil em 1991, de Cr\$ 47.428,70. Obtém-se, assim, um fator de conversão de 0,11048163.

Exemplo-Recife: RFPC = $y = \text{Cr}\$62921,18 * 0,11048163 = \text{US}\$ 6951,63$ ppc./ano.

- O segundo passo é aplicar um redutor sobre o valor da renda per capita (y) de forma a considerar a utilidade marginal decrescente da renda, obtendo-se a RFPC-ajustada ($W(y)$). Segundo a metodologia antiga do PNUD, este redutor passava a incidir a partir de valores superiores ao PIB per capita médio mundial ($y^* = \text{US}\$ 5120$ ppc em 1991), de acordo com a fórmula:

$$W(y) = y \quad \text{para } 0 < y < y^*$$

$$W(y) = y^* + 2(y - y^*)^{1/2} \quad \text{para } y^* < y < 2y^*$$

$$W(y) = y^* + 2(y^*)^{1/2} + 3(y - 2y^*)^{1/3} \quad \text{para } 2y^* < y < 3y^*$$

e assim por diante.

Exemplo-Recife: Para Recife, $y^* < y < 2y^*$. Portanto, $W(y) = 5120 + 2(6951,63 - 5120)^{1/2}$
 $W(y) = 5120 + 85,6 = 5205,6$

- O terceiro passo é calcular o IDH-Renda. No Relatório do PNUD de 1994, com o qual se buscou a comparabilidade, foram tomados como valores-limites para o PIB per capita (ppc) US\$ 40000 e US\$ 200. O limite de US\$40000, quando ajustado pela fórmula acima, resulta no valor de US\$ 5447,5. O IDH-Renda é então calculado pela fórmula:

$$\text{IDH-Renda} = (W(y) - 200) / (5447,5 - 200)$$

Exemplo-Recife: $\text{IDH-Renda} = (5205,6 - 200) / (5447,5 - 200) = 0,954$

b) Nova metodologia

No último relatório do PNUD (1999), a metodologia de redução do valor do PIB *per capita* dos países foi alterada, passando-se a calcular o IDH-Renda diretamente através da fórmula:

$$\text{IDH-Renda} = (\ln y - \ln 100) / (\ln 40000 - \ln 100)$$

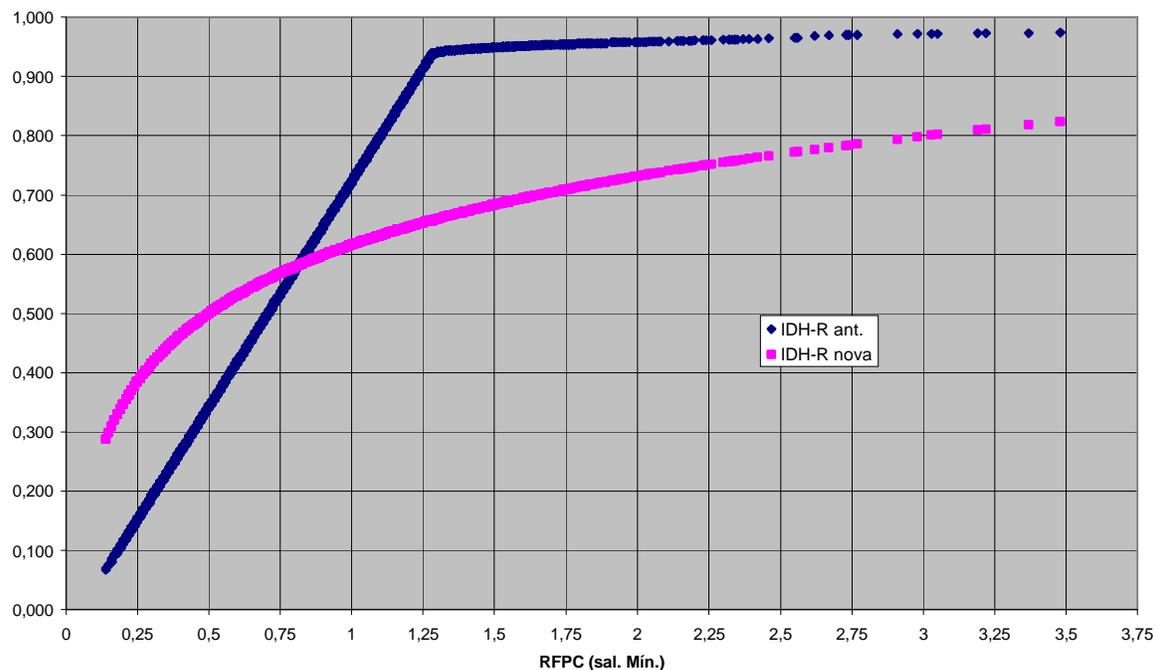
Obs: os limites superior e inferior – US\$ 40000 e US\$ 100 ppc. – foram mantidos, já que a alteração no valor do limite inferior, que era de US\$ 200 ppc no relatório de 1994 (e no Atlas de Desenvolvimento Humano), passara para US\$ 100 já no relatório de 1995.

Exemplo-Recife: Pela nova metodologia, o IDH-Renda de Recife será:

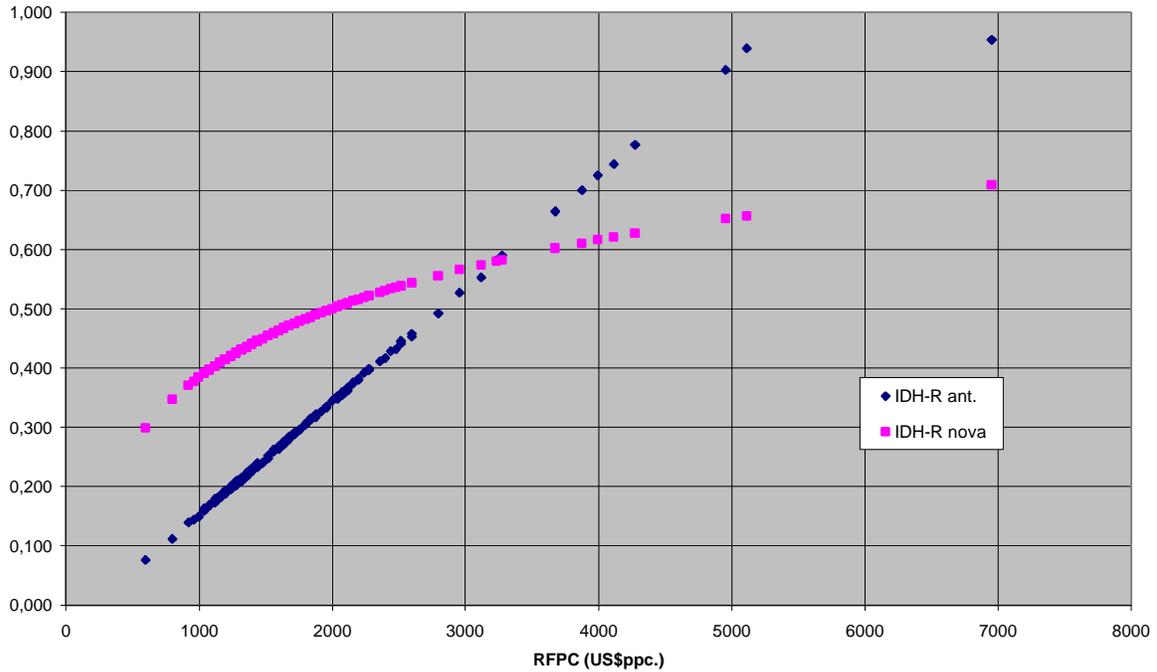
$$\text{IDH-Renda} = (\ln 6951,63 - \ln 100) / (\ln 40000 - \ln 100) = 0,708$$

Os gráficos 4.1 e 4.2 mostram que, com a mudança metodológica, o IDH-Renda de todos os municípios com RFPC menor que 0,84 sal. Mínimos (aproxim. US\$ 3270 ppc) aumentou (64% dos municípios brasileiros e 95% dos municípios de Pernambuco). O IDH-Renda apresentou a maior queda no caso dos municípios com RFPC em torno de 1,3 sal. Mínimos (aprox. US\$5200 ppc.); o inverso ocorre com os municípios com RFPC em torno de 0,25 s.m. (aprox. US\$ 1000 ppc).

**GRÁFICO 4.1: IDH-RENDAS- Brasil
antiga metodologia X nova metodologia
(melhoraram: 64% dos municípios)**



**GRÁFICO 4.2: IDH-RENDA - Pernambuco
antiga metodologia X nova metodologia
(melhoraram: 158 / 168 municípios = 95%)**



4.2 MENSURAÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA

Para medir a desigualdade existente em uma distribuição de renda existe uma ampla gama de indicadores sintéticos disponíveis na literatura sobre o tema. Partindo de diferentes hipóteses e conceituações, é claro que a utilização de um ou outro conduz a diferentes resultados e conclusões em termos da evolução da desigualdade de renda em uma dada região ou da ordenação de diferentes regiões segundo a desigualdade nelas existente. Até certo ponto, não cabe dizer que um indicador é melhor que o outro (embora alguns deles apresentem grandes inconveniências), mas sim que cada qual “capta” a desigualdade sob uma certa ótica e a comparação entre os diferentes resultados pode ser esclarecedora se se tem claro a definição de cada um desses indicadores. Nesta seção serão apresentados, além do Theil – L , indicador de desigualdade de renda adotado na pesquisa, alguns outros indicadores mais comumente encontrados na literatura, buscando-se, no entanto, justificar a

adoção do Theil-L. Além de apresentar sua fórmula de cálculo, será desenvolvida, passo a passo, a fórmula de sua decomposição e apresentado um exemplo concreto.

De início, cabe dizer que, explícita ou implicitamente, os indicadores utilizados na mensuração da desigualdade usam como critério de equidade a “igualdade democrática”, ou seja, a mesma quantidade para todos.

É tido como requisito para um bom indicador de desigualdade de renda satisfazer alguns axiomas, quais sejam:

- a) ser insensível a mudanças de escala ou transferências proporcionais: se por exemplo todas as rendas forem duplicadas, o indicador não deve se alterar, ou seja, ele deve ser independente em relação à média da distribuição;
- b) ser insensível a mudanças no tamanho da população, isto é, permanecer inalterado se o número de pessoas em cada nível de renda se alterar pela mesma proporção;
- c) satisfazer a condição de Dalton-Pigou, qual seja, ao se transferir renda de um rico para um pobre (considerando-se a regra do anonimato) o indicador deverá acusar queda na desigualdade, e vice-versa;
- d) apresentar sensibilidade maior a transferências entre pessoas na parte inferior da distribuição (mais pobres) do que entre aquelas situadas na parte superior -> propriedade de ser “transfer sensitive” de Shorrocks-Foster;
- e) ser aditivamente decomponível, de forma que o indicador possa ser expresso como a soma de dois (ou mais) termos: desigualdade entre grupos/regiões e desigualdade dentro dos grupos/regiões.

O Theil-L satisfaz todos os requisitos acima, sendo o único indicador estritamente decomponível.

- **A variância e o coeficiente de variação**

Sendo Y_i o nível de renda do i -ésimo indivíduo de uma população de n indivíduos, com renda média μ , a variância V é definida como:

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - m)^2$$

A variância é uma medida de dispersão que não satisfaz o requisito mínimo de ser insensível a mudanças de escala ou da média. De fato, pode-se demonstrar que, para um escalar positivo λ , $V(\lambda Y) = \lambda^2 V(Y)$. Para tornar a variância insensível à escala, pode-se dividi-la por m^2 , com o que se define a variância relativa. O coeficiente de variação é definido como a raiz quadrada da variância relativa ou, alternativamente, como o quociente entre o desvio-padrão σ e a média:

$$CV = \frac{\sqrt{V}}{m} = \frac{s}{m}$$

O coeficiente de variação satisfaz os requisitos a, b e c, mas, sendo igualmente sensível a qualquer transferência, não satisfaz d.

- **A curva de Lorenz**

Para uma distribuição t de pessoas segundo a sua renda familiar *per capita*, os pontos da curva de Lorenz referente a esta distribuição são dados pela fórmula:

$$l_{k,t} = \frac{k \cdot h_{k,t}}{10 \cdot m_t}, \text{ se a distribuição for agregada por décimos (com } k = 1, 2, \dots, 10), \text{ ou:}$$

$$l_{k,t} = \frac{k \cdot h_{k,t}}{100 \cdot m_t}, \text{ se a distribuição for agregada por centésimos (k = 1, 2, \dots, 100),}$$

onde μ_t é a renda média da distribuição t e $\eta_{k,t}$ é a renda média dos 10k % (ou dos k%) mais pobres da população de t , ou seja:

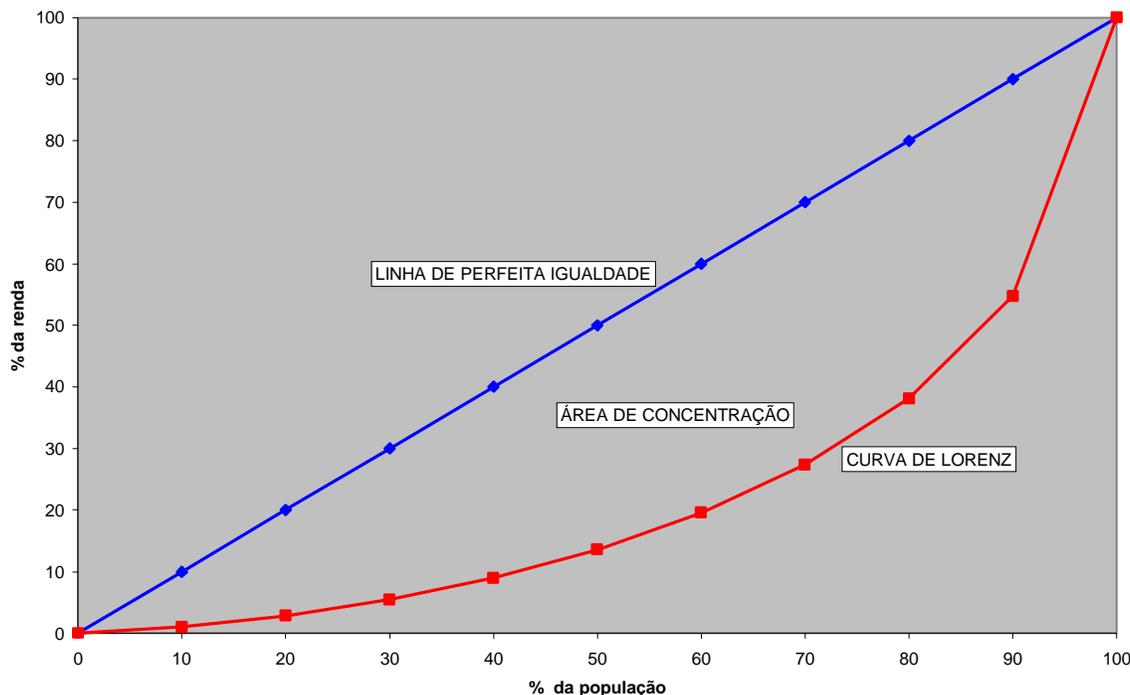
$$h_{k,t} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k v_{j,t}, \text{ onde } v_{j,t} \text{ é a renda média do } j\text{-ésimo décimo (ou centésimo) da distribuição.}$$

Em suma, a curva de Lorenz mostra a participação na renda total dos 10k% (ou k%) mais pobres da distribuição. Para uma distribuição perfeitamente igualitária, a curva de Lorenz é uma linha reta e corresponde à “linha de perfeita igualdade”. Cabe destacar que, quando a curva de Lorenz de uma distribuição X situa-se totalmente à esquerda da curva de Lorenz de outra distribuição Y, diz-se que X domina Y no sentido de Lorenz e pode-se afirmar inequivocamente (por qualquer indicador de desigualdade utilizado) que X é mais equitativa que Y (e vice-versa). No entanto, se as duas curvas de Lorenz se cruzam, nada se pode afirmar *a priori*.

- **Índice de Gini**

O índice de Gini pode ser definido graficamente (ver gráfico 4.3) como o quociente da área entre a curva de Lorenz da distribuição analisada e a linha de perfeita igualdade – área de concentração – pela área sob a linha de perfeita igualdade. Assim, o Gini irá variar de 0, quando a distribuição for totalmente igualitária, a 1, caso extremo em que apenas um indivíduo detém toda a renda.

GRÁFICO 4.3: Curva de Lorenz



O índice de Gini cumpre os requisitos a, b e c, mas não o d, uma vez que pondera mais fortemente as transferências que afetam o centro da distribuição.

- **Razão 10%+ / 40% -**

Alguns indicadores sintéticos bastante utilizados pela sua simplicidade são calculados a partir da Curva de Lorenz, comparando-se a participação na renda de determinados estratos com outros, sendo muito utilizada a comparação da renda dos 10% mais ricos com a dos 40% mais pobres. Por exemplo, no caso do gráfico 2.1, esta razão é de 5 (= 45%/9%). Note-se que, apesar de sua simplicidade, esta medida não capta transferências de renda ocorridas entre os 10% mais ricos ou entre os 40% mais pobres, assim como entre os extratos de renda intermediários (situados entre os 40% mais pobres e os 10% mais ricos).

- **Theil – T e Theil – L**

Theil (1967) propôs dois índices para medir a desigualdade - T e L - que vêm recebendo maior atenção, ultimamente, por apresentarem, entre outras características desejáveis, relativa facilidade em serem decompostos, principalmente o L, que, como salientou-se anteriormente, é o único índice estritamente decomponível.

Os índices de Theil derivam da noção de entropia na teoria da informação, pela qual a quantidade de informação recebida de um evento E é inversamente proporcional à sua probabilidade de ocorrência p. Assim, a quantidade de informação recebida com a ocorrência de um evento E₁ cuja probabilidade era muito pequena é maior que a de outro evento P₂, cuja probabilidade de ocorrência fosse próxima de 1; em outros termos, “quanto mais raro é o evento, mais valiosa é a informação” (ROMÃO, 1993, p. 226).

A entropia (H) associada a n eventos mutuamente exclusivos pode ser expressa por:

$$H = \sum_{i=1}^n p_i \ln \frac{1}{p_i}$$

Se, em n eventos, um deles possui a probabilidade de ocorrência igual a 1, os demais têm probabilidade de ocorrência zero e, portanto, $H = 0$, ou seja, se temos certeza da ocorrência de um evento, a quantidade esperada de informação será igual a zero. Por outro lado, a entropia alcançará seu máximo quando as probabilidades de ocorrência forem iguais entre si ($p_1 = p_2 = \dots = p_n = 1/n$); neste caso, $H = \ln n$.

A entropia associada às participações na renda - $H(Y)$, com $p_i = (Y_i/Y)$ - pode, assim, ser vista como uma medida da desigualdade de renda.

O índice T de Theil é obtido subtraindo-se $H(Y)$ de seu valor máximo:

$$T = \ln n - H(Y) = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \ln \frac{Y_i/Y}{1/n}$$

Quando há perfeita igualdade, T assume o valor zero e, inversamente, quando apenas um indivíduo recebe toda a renda, assume o seu valor máximo, $\ln n$.

O índice L de Theil é análogo ao índice T , apenas invertendo os papéis da participação na renda (Y_i/Y) e da participação na população ($1/n$):

$$L = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \ln \frac{1/n}{Y_i/Y}$$

Como $Y = n\mu$, L pode também ser expresso como:

$$\begin{aligned} L &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{\mu}{Y_i} \\ &= \ln \mu - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln Y_i \\ &= \ln \mu - \ln \tilde{\mu} \\ &= \ln \mu / \tilde{\mu} \end{aligned}$$

Vê-se, portanto, que o índice L de Theil nada mais é que o logaritmo da razão entre a média aritmética e a média geométrica. A tabela 4.6 apresenta um exemplo simples de como o Theil – L e a própria razão $\mu/\tilde{\mu}$ funcionam como medidas de desigualdade.

TABELA 4.6 Razão média aritmética / média geométrica e o Theil - L

| Distribuições | Y1 | Y2 | Média aritmética (1) | Média geométrica (2) | (1)/(2) | Theil-L =ln((1)/(2)) | Theil-L padronizado (=1-e ^(-L)) |
|---------------|---------|---------|-------------------------|-------------------------|---------|-------------------------|--|
| 1 | 0 | 10 | 5 | 0 | - | - | - |
| 2 | 0,00001 | 9,99999 | 5 | 0,01 | 500 | 6,2146 | 0,9980 |
| 3 | 0,1 | 9,9 | 5 | 0,99 | 5,03 | 1,6145 | 0,8010 |
| 4 | 1 | 9 | 5 | 3 | 1,67 | 0,5108 | 0,4000 |
| 5 | 2 | 8 | 5 | 4 | 1,25 | 0,2231 | 0,2000 |
| 6 | 4 | 6 | 5 | 4,90 | 1,02 | 0,0204 | 0,0202 |
| 7 | 5 | 5 | 5 | 5 | 1 | 0 | 0 |

Note-se que:

- L não pode ser calculado quando uma das rendas individuais é zero. Assim, para se calcular L é preciso excluir do universo os indivíduos com renda nula²⁸;
- Quando não há desigualdade, ou seja, quando todas as rendas individuais forem iguais entre si, $m = \tilde{m}$ e, portanto, $L = 0$;
- A desigualdade tende a ser máxima quando um dos indivíduos tende a deter toda a renda e, conseqüentemente, a renda dos demais tende a zero. Neste caso, $L = \ln m/\tilde{m}$ tende a $+\infty$;
- Na pesquisa sobre condições de vida, o indicador de desigualdade que entra no cálculo do ICV-Renda não é o próprio Theil-L (ou L), que, como visto, varia de 0 a infinito, mas o Theil-L padronizado (Lp), que varia de 0 a 1 e é obtido pela fórmula:

$$Lp = 1 - e^{(-L)} .$$

Os índices de Theil cumprem os quatro requisitos mencionados anteriormente para um bom indicador. Uma crítica que se faz a eles diz respeito ao fato de ser “uma mera transposição

²⁸ Apenas para se ter uma idéia, pelo Censo de 1991 havia no Brasil uma população total exceto residentes em domicílios coletivos (que é, na pesquisa sobre condições de vida nos municípios brasileiros, a população de referência para os indicadores RFPC e de pobreza) de 141.217.335 pessoas; destas, 3.047.097 apresentavam renda familiar per capita nula, ou seja, 2,16% (no caso da região metropolitana de Belo Horizonte, este mesmo percentual era de 1,3%).

da teoria da informação para a distribuição de renda, não tendo nenhuma interpretação econômica intuitiva”(ROMÃO, 1993, p. 227).

- **Decomposição do Theil – L**

Como já foi dito, o Theil-L é o único indicador de desigualdade de renda estritamente decomponível, vale dizer, permite que a desigualdade total seja perfeitamente decomposta em uma parcela intra - referente à desigualdade dentro de um grupo/região – e uma parcela inter – referente à desigualdade entre grupos/regiões²⁹. Esta propriedade é uma das justificativas mais fortes para a adoção desse indicador na pesquisa sobre condições de vida.

A título de ilustração, o gráfico 4.4 mostra a decomposição da desigualdade de renda familiar per capita no Brasil, em 1970, 1980 e 1991, em valores absolutos (4.4-A) e relativos (4.4-B).

²⁹ Uma população pode ser dividida em diversos grupos, de acordo com critérios de nível de escolaridade, raça, gênero, etc., e pode-se calcular, por exemplo, até que ponto a desigualdade de renda existente decorre da desigualdade entre as pessoas com o mesmo nível de escolaridade (intra-grupo) ou entre os grupos de mesma escolaridade (inter-grupos).

GRÁFICO 4.4-A
 DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA FAMILIAR PER CAPITA
 (medida pelo Theil-L)
 BRASIL 1970-1980-1991

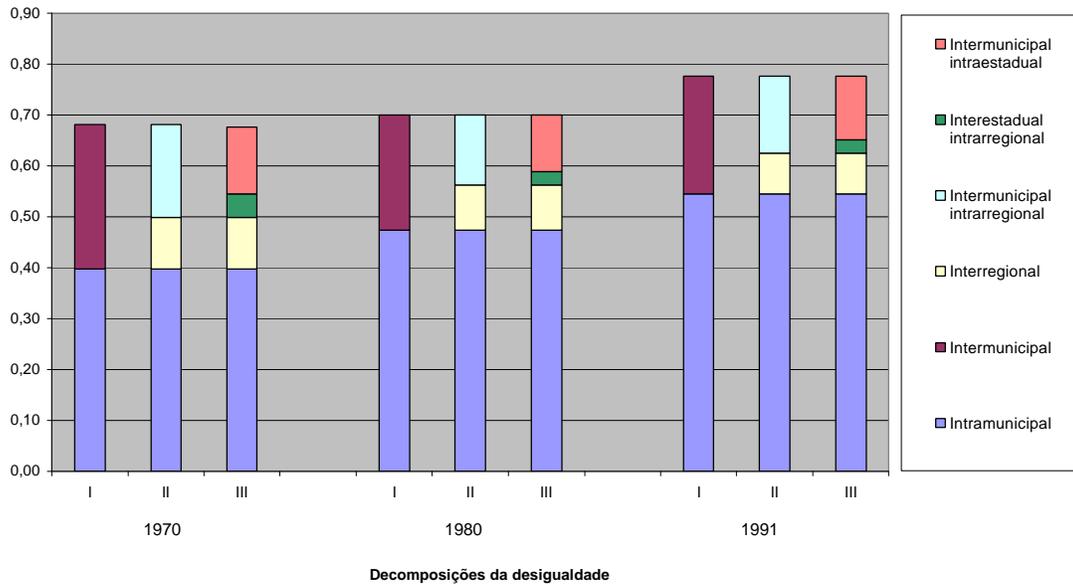
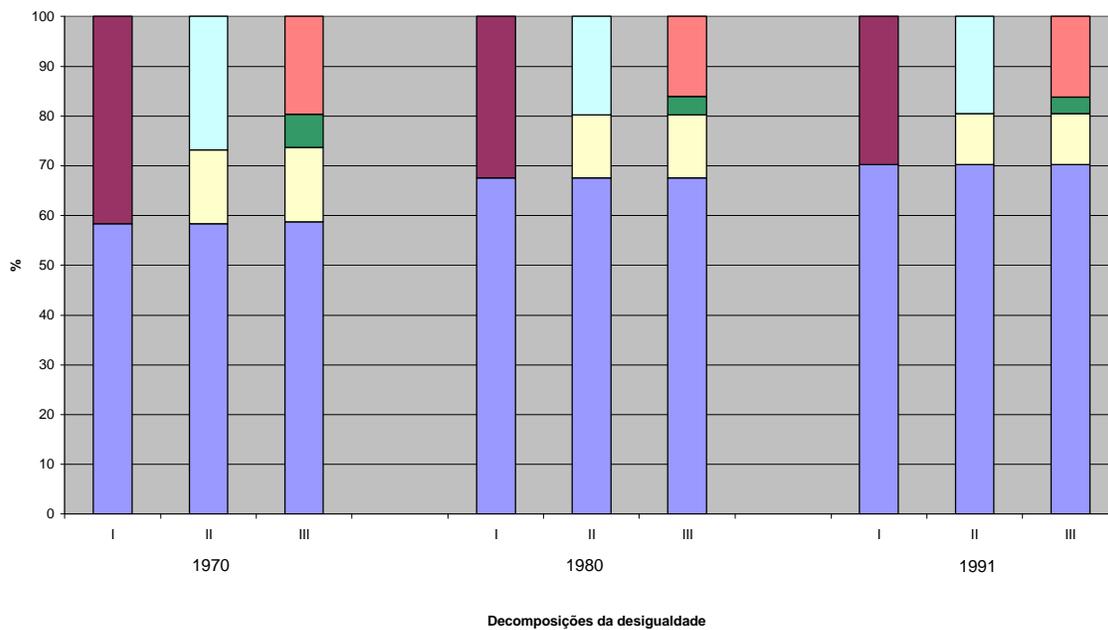


GRÁFICO 4.4 - B



Pela decomposição I, a desigualdade no Brasil é decomposta em dois componentes: a desigualdade intramunicipal (70% da desigualdade total) e a desigualdade intermunicipal (30% da desigualdade total). Na decomposição II, a desigualdade intermunicipal é também decomposta em duas parcelas: a desigualdade intermunicipal intrarregional (desigualdade

entre os municípios de uma mesma região) e a desigualdade interregional. Finalmente, na decomposição III, a desigualdade intermunicipal intrarregional é decomposta na desigualdade intermunicipal intraestadual (desigualdade entre os municípios do mesmo estado) e na desigualdade interestadual intrarregional (desigualdade entre os estados de uma mesma região). Assim, pelo gráfico 4.4 pode-se constatar que:

- a) a desigualdade de renda no Brasil cresceu nos dois períodos (1970-80 e 1980-91), mas foi o componente intramunicipal que mais cresceu, aumentando sua participação na desigualdade total;
- b) a desigualdade intermunicipal caiu entre 1970 e 1980, mas manteve-se praticamente constante entre 1980 e 1991; no primeiro período, os dois componentes da desigualdade intermunicipal reduziram-se, mas no período seguinte, a desigualdade intermunicipal intrarregional aumentou e a desigualdade interregional continuou em queda;
- c) os dois componentes da desigualdade intermunicipal intrarregional caíram no primeiro período, mas entre 1980 e 1991 a desigualdade entre os estados de uma mesma região manteve-se constante, enquanto a desigualdade intermunicipal intraestadual aumentou, quase recuperando os níveis de 1970;
- d) em suma, entre 1970 e 1991, todo o aumento na desigualdade de renda per capita entre as pessoas ou as famílias³⁰ no Brasil é explicado pelo aumento na desigualdade entre as famílias de um mesmo município³¹; a desigualdade de renda familiar per capita entre os municípios de um mesmo estado manteve-se quase inalterada, enquanto a desigualdade entre estados de uma mesma região e entre regiões recuou.

³⁰ Lembrar que, pelo conceito de renda familiar *per capita* utilizado na pesquisa, não há desigualdade de renda entre os membros de uma mesma família e, portanto, a desigualdade de renda per capita no Brasil é totalmente explicada pela desigualdade de renda *per capita* entre famílias.

³¹ A desigualdade de renda per capita entre as famílias de um mesmo município respondia por 70% da desigualdade de renda per capita no Brasil, em 1991, ou seja, mesmo após a divisão do país em 4492 municípios, 70% da desigualdade de renda permanecia “inexplicada” em termos espaciais. Por outro lado, ao se dividir a Região Metropolitana de Belo Horizonte em 173 campos (aproximadamente bairros), constatou-se que 40% da desigualdade total ali existente em 1991 ainda permanecia inexplicada (60% da desigualdade era entre famílias de um mesmo campo ou bairro). Se o observado para a RMBH fosse válido para todos os municípios brasileiros, chegar-se-ia à conclusão de que, mesmo após desagregar o território nacional por bairros, 42% da desigualdade no país continuaria inexplicada espacialmente, correspondendo à desigualdade de renda *per capita* entre famílias de um mesmo bairro.

A seguir, demonstra-se algebricamente a decomposição da desigualdade de renda per capita total existente em um estado, medida pelo Theil – L, em dois componentes – a desigualdade entre as pessoas de um mesmo município do estado e a desigualdade de renda per capita entre os municípios do estado. Para isto, considerem-se as seguintes notações:

$$\mathbf{b}_e = \frac{n_e}{n} = \text{participação da população do município } e \text{ na população total do estado};$$

$$\mathbf{m}_e = \frac{Y_e}{n_e} = \text{renda per capita do município } e \text{ (} e = 1, 2, 3, \dots r \text{)};$$

$$\mathbf{m} = \frac{Y}{n} = \text{renda per capita do estado};$$

$$Y_e = \text{renda do município } e \text{ ;}$$

$$Y = \text{renda do estado};$$

$$Y_i = \text{renda do indivíduo } i \text{ (} i = 1, 2, \dots n \text{ ; ou: } i = 1, 2, \dots n_e \text{)}.$$

Como visto, a desigualdade de renda entre os indivíduos do estado é dada por:

$$L = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \ln \frac{1/n}{Y_i/Y}$$

ou:

$$L = \ln \mathbf{m} - \ln \tilde{\mathbf{m}}$$

ou:

$$L = \ln \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} Y_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln Y_i \quad (1)$$

Similarmente, a desigualdade de renda entre os indivíduos de um município e pertencente ao estado será dada por:

$$L_e = \ln \sum_{i=1}^{n_e} \frac{1}{n_e} Y_i - \frac{1}{n_e} \sum_{i=1}^{n_e} \ln Y_i \quad (2)$$

Pode-se expressar (1) como:

$$L = \left(\ln \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \sum_{i=1}^{n_e} \frac{1}{n_e} Y_i \right) - \left(\sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \frac{1}{n_e} \sum_{i=1}^{n_e} \ln Y_i \right) = \left(\ln \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \mathbf{m}_e \right) - \left(\sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \frac{1}{n_e} \sum_{i=1}^{n_e} \ln Y_i \right)$$

Somando-se e subtraindo-se ao mesmo tempo a expressão $\sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m}_e$ e agrupando-se

os termos, tem-se:

$$L = \left(\ln \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \mathbf{m}_e - \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m}_e \right) + \left[\sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \left(\ln \mathbf{m}_e - \frac{1}{n_e} \sum_{i=1}^{n_e} \ln Y_i \right) \right] \quad (3)$$

Em (3), o segundo termo equivale a $\sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e L_e$, ou seja, é a média ponderada pela população da desigualdade intramunicipal, enquanto o primeiro termo refere-se à desigualdade intermunicipal. Demonstra-se, assim, que o L de Theil é estritamente decomponível nesses dois termos.

Pode-se desenvolver mais o primeiro termo de (3), referente ao componente intermunicipal (L_{Ee}):

$$\begin{aligned} L_{Ee} &= \ln \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \mathbf{m}_e - \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m}_e = \ln \mathbf{m} - \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m}_e = \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m} - \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \mathbf{m}_e = \\ &= \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \frac{\mathbf{m}}{\mathbf{m}_e} = \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \frac{Y/n}{Y_e/n_e} = \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \frac{n_e/n}{Y_e/Y} = \sum_{e=1}^r \mathbf{b}_e \ln \frac{\mathbf{b}_e}{Y_e/Y} \end{aligned}$$

Verifica-se que esta fórmula é semelhante à fórmula do Theil-L para a desigualdade entre os indivíduos do estado (L), bastando substituir a participação de cada indivíduo na população (1/n) pela participação de cada município na população (β_e) e a participação da renda de cada indivíduo na renda total do estado (Y_i / Y) pela participação de cada município na renda total (Y_e / Y).

- **Exemplo**

A tabela 4.7 mostra a evolução da distribuição de renda (renda média dos décimos da distribuição das pessoas segundo a renda familiar per capita) no Brasil entre 1981 e 1995, com base nas informações das PNADs. A partir da renda média por décimo da distribuição (1), foram calculados: participação de cada décimo na renda total (2), a curva de Lorenz (3) e a renda média dos décimos acumulados (4).

TABELA 4.7: DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E INDICADORES DE DESIGUALDADE- BRASIL - 1981-95
Distribuição: Pessoas segundo a Renda Familiar *per capita*

| 1) RENDA MÉDIA POR DÉCIMO (R\$ de 1995) | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Décimos | 1981 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1992 | 1993 | 1995 |
| 1 | 13,3 | 11,6 | 12,0 | 12,9 | 19,9 | 13,0 | 10,7 | 11,9 | 11,6 | 10,5 | 10,6 | 14,3 |
| 2 | 25,1 | 21,0 | 21,9 | 24,3 | 37,2 | 25,3 | 21,9 | 24,1 | 22,8 | 22,9 | 22,7 | 28,3 |
| 3 | 35,7 | 29,6 | 30,5 | 34,6 | 53,8 | 37,2 | 32,5 | 35,0 | 33,9 | 34,0 | 33,5 | 41,3 |
| 4 | 47,9 | 39,6 | 40,5 | 46,8 | 71,5 | 51,0 | 44,5 | 47,9 | 46,5 | 46,6 | 45,5 | 56,0 |
| 5 | 62,2 | 51,6 | 52,2 | 60,8 | 93,2 | 67,8 | 59,6 | 64,4 | 62,9 | 60,8 | 59,6 | 74,1 |
| 6 | 80,6 | 67,2 | 68,0 | 80,0 | 121,6 | 89,5 | 79,2 | 86,7 | 83,0 | 79,2 | 77,5 | 94,5 |
| 7 | 106,4 | 89,9 | 90,1 | 106,7 | 159,8 | 119,1 | 106,2 | 118,2 | 111,9 | 102,8 | 100,0 | 125,2 |
| 8 | 146,4 | 125,9 | 124,5 | 148,4 | 219,2 | 164,7 | 148,5 | 169,6 | 158,1 | 138,6 | 137,6 | 174,3 |
| 9 | 225,8 | 198,8 | 193,6 | 231,7 | 338,7 | 255,3 | 237,0 | 267,1 | 250,6 | 210,1 | 214,6 | 272,1 |
| 10 | 613,9 | 541,2 | 533,6 | 654,5 | 952,8 | 722,3 | 698,2 | 803,8 | 719,1 | 575,8 | 640,6 | 779,1 |
| TOTAL | 135,7 | 117,6 | 116,7 | 140,1 | 206,8 | 154,5 | 143,8 | 162,9 | 150,0 | 128,1 | 134,2 | 165,9 |
| 2) % DA RENDA POR DÉCIMO | | | | | | | | | | | | |
| Décimos | 1981 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1992 | 1993 | 1995 |
| 1 | 0,98 | 0,99 | 1,03 | 0,92 | 0,96 | 0,84 | 0,74 | 0,73 | 0,77 | 0,82 | 0,79 | 0,86 |
| 2 | 1,85 | 1,79 | 1,88 | 1,73 | 1,80 | 1,64 | 1,52 | 1,48 | 1,52 | 1,79 | 1,69 | 1,71 |
| 3 | 2,63 | 2,52 | 2,61 | 2,47 | 2,60 | 2,41 | 2,26 | 2,15 | 2,26 | 2,65 | 2,50 | 2,49 |
| 4 | 3,53 | 3,37 | 3,47 | 3,34 | 3,46 | 3,30 | 3,09 | 2,94 | 3,10 | 3,64 | 3,39 | 3,38 |
| 5 | 4,58 | 4,39 | 4,47 | 4,34 | 4,51 | 4,39 | 4,14 | 3,95 | 4,19 | 4,75 | 4,44 | 4,47 |
| 6 | 5,94 | 5,71 | 5,83 | 5,71 | 5,88 | 5,79 | 5,51 | 5,32 | 5,53 | 6,18 | 5,77 | 5,70 |
| 7 | 7,84 | 7,64 | 7,72 | 7,62 | 7,73 | 7,71 | 7,38 | 7,26 | 7,46 | 8,02 | 7,45 | 7,55 |
| 8 | 10,79 | 10,70 | 10,67 | 10,59 | 10,60 | 10,66 | 10,32 | 10,41 | 10,54 | 10,82 | 10,25 | 10,51 |
| 9 | 16,64 | 16,90 | 16,59 | 16,54 | 16,38 | 16,52 | 16,48 | 16,40 | 16,70 | 16,40 | 15,99 | 16,40 |
| 10 | 45,23 | 46,00 | 45,73 | 46,73 | 46,08 | 46,74 | 48,54 | 49,35 | 47,93 | 44,94 | 47,73 | 46,96 |
| TOTAL | 100,00 |
| 3) CURVA DE LORENZ (% ACUM. DA RENDA) | | | | | | | | | | | | |
| Décimos | 1981 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1992 | 1993 | 1995 |
| 1 | 1,0 | 1,0 | 1,0 | 0,9 | 1,0 | 0,8 | 0,7 | 0,7 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,9 |
| 2 | 2,8 | 2,8 | 2,9 | 2,7 | 2,8 | 2,5 | 2,3 | 2,2 | 2,3 | 2,6 | 2,5 | 2,6 |
| 3 | 5,5 | 5,3 | 5,5 | 5,1 | 5,4 | 4,9 | 4,5 | 4,4 | 4,6 | 5,3 | 5,0 | 5,1 |
| 4 | 9,0 | 8,7 | 9,0 | 8,5 | 8,8 | 8,2 | 7,6 | 7,3 | 7,7 | 8,9 | 8,4 | 8,4 |
| 5 | 13,6 | 13,0 | 13,5 | 12,8 | 13,3 | 12,6 | 11,8 | 11,3 | 11,8 | 13,6 | 12,8 | 12,9 |
| 6 | 19,5 | 18,8 | 19,3 | 18,5 | 19,2 | 18,4 | 17,3 | 16,6 | 17,4 | 19,8 | 18,6 | 18,6 |
| 7 | 27,3 | 26,4 | 27,0 | 26,1 | 26,9 | 26,1 | 24,7 | 23,8 | 24,8 | 27,8 | 26,0 | 26,1 |
| 8 | 38,1 | 37,1 | 37,7 | 36,7 | 37,5 | 36,7 | 35,0 | 34,2 | 35,4 | 38,7 | 36,3 | 36,6 |
| 9 | 54,8 | 54,0 | 54,3 | 53,3 | 53,9 | 53,3 | 51,5 | 50,6 | 52,1 | 55,1 | 52,3 | 53,0 |
| 10 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| 4) RENDA MÉDIA DOS DÉCIMOS ACUMULADOS | | | | | | | | | | | | |
| Décimos | 1981 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1992 | 1993 | 1995 |
| 1 | 13,3 | 11,6 | 12,0 | 12,9 | 19,9 | 13,0 | 10,7 | 11,9 | 11,6 | 10,5 | 10,6 | 14,3 |
| 2 | 19,2 | 16,3 | 17,0 | 18,6 | 28,6 | 19,2 | 16,3 | 18,0 | 17,2 | 16,7 | 16,7 | 21,3 |
| 3 | 24,7 | 20,7 | 21,5 | 23,9 | 37,0 | 25,2 | 21,7 | 23,7 | 22,8 | 22,5 | 22,3 | 28,0 |
| 4 | 30,5 | 25,5 | 26,2 | 29,7 | 45,6 | 31,6 | 27,4 | 29,7 | 28,7 | 28,5 | 28,1 | 35,0 |
| 5 | 36,8 | 30,7 | 31,4 | 35,9 | 55,1 | 38,9 | 33,8 | 36,7 | 35,5 | 35,0 | 34,4 | 42,8 |
| 6 | 44,1 | 36,8 | 37,5 | 43,2 | 66,2 | 47,3 | 41,4 | 45,0 | 43,5 | 42,3 | 41,6 | 51,4 |
| 7 | 53,0 | 44,4 | 45,0 | 52,3 | 79,6 | 57,6 | 50,7 | 55,5 | 53,2 | 51,0 | 49,9 | 62,0 |
| 8 | 64,7 | 54,6 | 55,0 | 64,3 | 97,0 | 71,0 | 62,9 | 69,7 | 66,3 | 61,9 | 60,9 | 76,0 |
| 9 | 82,6 | 70,6 | 70,4 | 82,9 | 123,9 | 91,4 | 82,2 | 91,7 | 86,8 | 78,4 | 78,0 | 97,8 |
| 10 | 135,7 | 117,6 | 116,7 | 140,1 | 206,8 | 154,5 | 143,8 | 162,9 | 150,0 | 128,1 | 134,2 | 165,9 |
| RENDA MÉDIA | 135,7 | 117,6 | 116,7 | 140,1 | 206,8 | 154,5 | 143,8 | 162,9 | 150,0 | 128,1 | 134,2 | 165,9 |
| índice: 1981=100 | 100 | 86,7 | 86,0 | 103,2 | 152,3 | 113,8 | 106,0 | 120,0 | 110,5 | 94,4 | 98,9 | 122,2 |
| TX.INFLAÇÃO (%) | - | 377,6 | 191,5 | 221,9 | 105,7 | 284,2 | 661,5 | 1213,7 | 3194,9 | 5785,3 | 1905,1 | 3570,5 |
| 5) GINI | 0,574 | 0,584 | 0,577 | 0,589 | 0,581 | 0,592 | 0,609 | 0,618 | 0,606 | 0,573 | 0,595 | 0,59 |
| índice: 1981=100 | 100 | 101,7 | 100,5 | 102,6 | 101,2 | 103,1 | 106,1 | 107,7 | 105,6 | 99,8 | 103,7 | 102,8 |
| 6) THEIL-L | 0,613 | 0,631 | 0,612 | 0,649 | 0,626 | 0,666 | 0,715 | 0,738 | 0,705 | 0,628 | 0,676 | 0,656 |
| índice: 1981=100 | 100 | 102,9 | 99,8 | 105,9 | 102,1 | 108,6 | 116,6 | 120,4 | 115,0 | 102,4 | 110,3 | 107,0 |
| 7) CV | 1,635 | 1,743 | 1,635 | 1,804 | 2,084 | 1,891 | 1,869 | 2,154 | 2,009 | 1,936 | 1,997 | 1,805 |
| índice: 1981=100 | 100 | 106,6 | 100,0 | 110,3 | 127,5 | 115,7 | 114,3 | 131,7 | 122,9 | 118,4 | 122,1 | 110,4 |
| 8) 10%+ / 40%- | 5,0 | 5,3 | 5,1 | 5,5 | 5,2 | 5,7 | 6,4 | 6,8 | 6,3 | 5,1 | 5,7 | 5,6 |
| índice: 1981=100 | 100 | 105,7 | 101,1 | 109,7 | 103,8 | 113,5 | 126,6 | 134,3 | 124,5 | 100,4 | 113,4 | 110,7 |
| 9) THEIL-T | 0,647 | 0,676 | 0,653 | 0,697 | 0,694 | 0,71 | 0,75 | 0,796 | 0,745 | 0,666 | 0,736 | 0,703 |
| índice: 1981=100 | 100 | 104,5 | 100,9 | 107,7 | 107,3 | 109,7 | 115,9 | 123,0 | 115,1 | 102,9 | 113,8 | 108,7 |

Fonte: Renda média por décimos e indicadores: Ferreira, F. e Litchfield, J. (1999), com base nas PNADs.

Taxa de inflação: Conjuntura Econômica (diversos números)

OBS: A taxa de inflação se refere ao período entre os anos considerados e sempre ao mês de setembro de cada ano; obtida a partir da série do INPC; a partir de 1994 (inclusive), os valores foram multiplicados pelo fator de correção de 1,2175, conforme explicado na seção anterior deste texto.

TABELA 4.8: DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E INDICADORES DE DESIGUALDADE- BRASIL - 1981-95
(evolução %)

1) RENDA MÉDIA POR DÉCIMO (R\$ de 1995)

| Décimos | 81-95 | 81-83 | 83-84 | 84-85 | 85-86 | 86-87 | 87-88 | 88-89 | 89-90 | 90-92 | 92-93 | 93-95 |
|--------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|--------------|------------|-------------|
| 1 | 7,5 | -12,8 | 3,4 | 7,5 | 54,3 | -34,7 | -17,7 | 11,2 | -2,5 | -9,5 | 1,0 | 34,9 |
| 2 | 12,7 | -16,3 | 4,3 | 11,0 | 53,1 | -32,0 | -13,4 | 10,0 | -5,4 | 0,4 | -0,9 | 24,7 |
| 3 | 15,7 | -17,1 | 3,0 | 13,4 | 55,5 | -30,9 | -12,6 | 7,7 | -3,1 | 0,3 | -1,5 | 23,3 |
| 4 | 16,9 | -17,3 | 2,3 | 15,6 | 52,8 | -28,7 | -12,7 | 7,6 | -2,9 | 0,2 | -2,4 | 23,1 |
| 5 | 19,1 | -17,0 | 1,2 | 16,5 | 53,3 | -27,3 | -12,1 | 8,1 | -2,3 | -3,3 | -2,0 | 24,3 |
| 6 | 17,2 | -16,6 | 1,2 | 17,6 | 52,0 | -26,4 | -11,5 | 9,5 | -4,3 | -4,6 | -2,1 | 21,9 |
| 7 | 17,7 | -15,5 | 0,2 | 18,4 | 49,8 | -25,5 | -10,8 | 11,3 | -5,3 | -8,1 | -2,7 | 25,2 |
| 8 | 19,1 | -14,0 | -1,1 | 19,2 | 47,7 | -24,9 | -9,8 | 14,2 | -6,8 | -12,3 | -0,7 | 26,7 |
| 9 | 20,5 | -12,0 | -2,6 | 19,7 | 46,2 | -24,6 | -7,2 | 12,7 | -6,2 | -16,2 | 2,1 | 26,8 |
| 10 | 26,9 | -11,8 | -1,4 | 22,7 | 45,6 | -24,2 | -3,3 | 15,1 | -10,5 | -19,9 | 11,3 | 21,6 |
| TOTAL | 22,2 | -13,3 | -0,8 | 20,0 | 47,6 | -25,3 | -6,9 | 13,2 | -7,9 | -14,6 | 4,8 | 23,6 |

2) % DA RENDA POR DÉCIMO

| Décimos | 81-95 | 81-83 | 83-84 | 84-85 | 85-86 | 86-87 | 87-88 | 88-89 | 89-90 | 90-92 | 92-93 | 93-95 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | -12,0 | 0,6 | 4,3 | -10,4 | 4,5 | -12,6 | -11,6 | -1,8 | 5,8 | 6,0 | -3,6 | 9,1 |
| 2 | -7,8 | -3,5 | 5,1 | -7,6 | 3,7 | -9,0 | -7,0 | -2,8 | 2,7 | 17,6 | -5,4 | 0,9 |
| 3 | -5,4 | -4,3 | 3,9 | -5,5 | 5,3 | -7,5 | -6,1 | -4,9 | 5,1 | 17,4 | -5,9 | -0,3 |
| 4 | -4,4 | -4,6 | 3,1 | -3,7 | 3,5 | -4,6 | -6,3 | -4,9 | 5,4 | 17,4 | -6,8 | -0,4 |
| 5 | -2,5 | -4,3 | 2,0 | -3,0 | 3,8 | -2,7 | -5,6 | -4,6 | 6,0 | 13,2 | -6,4 | 0,6 |
| 6 | -4,1 | -3,8 | 2,0 | -2,0 | 3,0 | -1,5 | -4,9 | -3,3 | 3,9 | 11,7 | -6,6 | -1,4 |
| 7 | -3,7 | -2,5 | 1,0 | -1,3 | 1,5 | -0,3 | -4,2 | -1,7 | 2,8 | 7,6 | -7,1 | 1,3 |
| 8 | -2,6 | -0,8 | -0,3 | -0,7 | 0,1 | 0,5 | -3,1 | 0,9 | 1,2 | 2,7 | -5,2 | 2,5 |
| 9 | -1,4 | 1,6 | -1,8 | -0,3 | -1,0 | 0,9 | -0,3 | -0,5 | 1,8 | -1,8 | -2,5 | 2,6 |
| 10 | 3,8 | 1,7 | -0,6 | 2,2 | -1,4 | 1,4 | 3,8 | 1,7 | -2,9 | -6,2 | 6,2 | -1,6 |

3) CURVA DE LORENZ (% ACUM. DA RENDA)

| Décimos | 81-95 | 81-83 | 83-84 | 84-85 | 85-86 | 86-87 | 87-88 | 88-89 | 89-90 | 90-92 | 92-93 | 93-95 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | -12,0 | 0,6 | 4,3 | -10,4 | 4,5 | -12,6 | -11,6 | -1,8 | 5,8 | 6,0 | -3,6 | 9,1 |
| 2 | -9,2 | -2,0 | 4,8 | -8,6 | 4,0 | -10,2 | -8,6 | -2,5 | 3,7 | 13,7 | -4,8 | 3,5 |
| 3 | -7,4 | -3,2 | 4,4 | -7,1 | 4,6 | -8,9 | -7,4 | -3,7 | 4,4 | 15,6 | -5,4 | 1,6 |
| 4 | -6,2 | -3,7 | 3,9 | -5,8 | 4,2 | -7,2 | -6,9 | -4,2 | 4,8 | 16,3 | -6,0 | 0,8 |
| 5 | -5,0 | -3,9 | 3,2 | -4,9 | 4,1 | -5,7 | -6,4 | -4,3 | 5,2 | 15,2 | -6,1 | 0,7 |
| 6 | -4,7 | -3,9 | 2,9 | -4,0 | 3,7 | -4,4 | -6,0 | -4,0 | 4,8 | 14,1 | -6,3 | 0,1 |
| 7 | -4,4 | -3,5 | 2,3 | -3,2 | 3,1 | -3,2 | -5,4 | -3,3 | 4,2 | 12,1 | -6,5 | 0,4 |
| 8 | -3,9 | -2,7 | 1,6 | -2,5 | 2,2 | -2,1 | -4,8 | -2,1 | 3,3 | 9,3 | -6,2 | 1,0 |
| 9 | -3,2 | -1,4 | 0,5 | -1,8 | 1,2 | -1,2 | -3,4 | -1,6 | 2,8 | 5,7 | -5,1 | 1,5 |
| 10 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |

4) RENDA MÉDIA DOS DÉCIMOS ACUMULADOS (LORENZ GENERALIZADA)

| Décimos | 81-95 | 81-83 | 83-84 | 84-85 | 85-86 | 86-87 | 87-88 | 88-89 | 89-90 | 90-92 | 92-93 | 93-95 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | 7,5 | -12,8 | 3,4 | 7,5 | 54,3 | -34,7 | -17,7 | 11,2 | -2,5 | -9,5 | 1,0 | 34,9 |
| 2 | 10,9 | -15,1 | 4,0 | 9,7 | 53,5 | -32,9 | -14,9 | 10,4 | -4,4 | -2,9 | -0,3 | 27,9 |
| 3 | 13,2 | -16,1 | 3,5 | 11,5 | 54,5 | -31,9 | -13,8 | 9,1 | -3,8 | -1,3 | -0,9 | 25,6 |
| 4 | 14,7 | -16,6 | 3,0 | 13,1 | 53,8 | -30,6 | -13,4 | 8,5 | -3,4 | -0,7 | -1,5 | 24,6 |
| 5 | 16,2 | -16,7 | 2,4 | 14,2 | 53,6 | -29,5 | -12,9 | 8,3 | -3,1 | -1,6 | -1,7 | 24,5 |
| 6 | 16,5 | -16,7 | 2,0 | 15,2 | 53,1 | -28,5 | -12,5 | 8,7 | -3,4 | -2,6 | -1,8 | 23,7 |
| 7 | 16,8 | -16,4 | 1,5 | 16,1 | 52,1 | -27,7 | -12,0 | 9,5 | -4,0 | -4,2 | -2,1 | 24,1 |
| 8 | 17,5 | -15,7 | 0,8 | 17,0 | 50,9 | -26,9 | -11,4 | 10,9 | -4,9 | -6,7 | -1,7 | 24,8 |
| 9 | 18,4 | -14,6 | -0,3 | 17,8 | 49,4 | -26,2 | -10,1 | 11,5 | -5,3 | -9,7 | -0,6 | 25,4 |
| 10 | 22,2 | -13,3 | -0,8 | 20,0 | 47,6 | -25,3 | -6,9 | 13,2 | -7,9 | -14,6 | 4,8 | 23,6 |

RENDA MÉDIA 22,2 -13,3 -0,8 20,0 47,6 -25,3 -6,9 13,2 -7,9 -14,6 4,8 23,6

5) GINI 2,8 1,7 -1,2 2,1 -1,4 1,9 2,9 1,5 -1,9 -5,4 3,8 -0,8

6) THEIL-L 7,0 2,9 -3,0 6,0 -3,5 6,4 7,4 3,2 -4,5 -10,9 7,6 -3,0

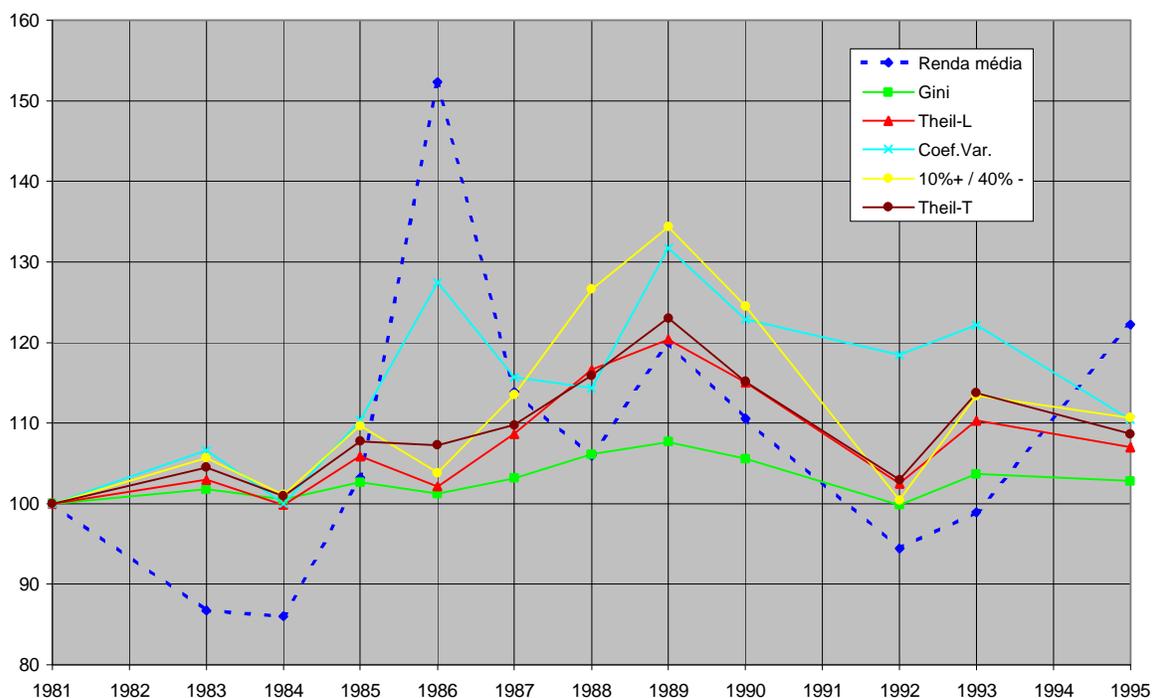
7) CV 10,4 6,6 -6,2 10,3 15,5 -9,3 -1,2 15,2 -6,7 -3,6 3,2 -9,6

8) 10%+ / 40%- 10,7 5,7 -4,3 8,5 -5,3 9,3 11,6 6,1 -7,3 -19,4 12,9 -2,4

9) THEIL-T 8,7 4,5 -3,4 6,7 -0,4 2,3 5,6 6,1 -6,4 -10,6 10,5 -4,5

A tabela 4.7 traz ainda a evolução da desigualdade de renda medida pelos cinco indicadores sintéticos apresentados nesta seção – Gini, Theil-L e Theil-T, coeficiente de variação e razão 10%+/40%. A tabela 4.8 é obtida diretamente da tabela 4.7 e mostra a evolução em termos percentuais dos dados acima, ano a ano e para todo o período 1981-95. Já o gráfico 4.5 mostra a evolução da renda média e dos cinco indicadores sintéticos selecionados.

GRÁFICO 4.5: Evolução da renda familiar *per capita* média e dos indicadores de desigualdade - Brasil - 1981-95



Da observação dessas tabelas e do gráfico, cabe destacar:

- no período 1981-95 como um todo, as rendas médias de todos os décimos da distribuição (v_j) cresceram, mas apenas a renda média do décimo mais rico (v_{10}) cresceu mais que a renda média da distribuição (μ). De fato, pode-se constatar que os décimos mais pobres foram sistematicamente (à exceção do quinto décimo) os que apresentaram as menores taxas de crescimento da renda média, com destaque para o décimo mais pobre, cuja renda média cresceu três vezes menos que a média da distribuição;
- em decorrência de (a), o percentual da renda total devido por cada décimo caiu para todos os décimos, exceto para o mais rico. Assim, o décimo mais pobre, que detinha 0,98% da renda total em 1981, passou a deter apenas 0,86% da renda total em 1995

(redução de 12%); enquanto isto, o décimo mais rico, com 45,23% da renda total em 1981, ficou com 46,96% dela em 1995 (acréscimo de 3,8%);

- c) em decorrência de (b), a curva de Lorenz de 1995 situou-se totalmente à direita da curva de 1981, o que significa dizer que a distribuição de 1981 domina a distribuição de 1995 no sentido de Lorenz e, portanto, a desigualdade de renda em 1995 foi, por qualquer dos indicadores de desigualdade, maior que em 1981. Observe-se que em 1995 os 10% mais ricos detinham uma “fatia do bolo” cinco vezes maior que a dos 40% mais pobres ! ;
- d) de fato, os cinco indicadores de desigualdade considerados cresceram no período 1981-95. No entanto, sua evolução foi bastante diferenciada: o Gini cresceu menos (2,8%), o coeficiente de variação e a razão 10%/+40%- cresceram mais (em torno de 10%) e os índices de Theil ficaram em uma posição intermediária, com o Theil-L crescendo 7% e o Theil-T, 8,7%;
- e) no subperíodo 1981-89 a desigualdade apresentou uma tendência de crescimento. O Gini elevou-se 7,7%, o Theil-L 20,4%, o Theil-T 23% e o coeficiente de variação e a razão 10%/+40%-, pouco mais de 30%. No subperíodo seguinte, a tendência foi de queda na desigualdade, embora sem atingir os níveis de 1981: o Gini caiu 4,5%, o Theil-L e o Theil-T caíram aproximadamente 11%, o coeficiente de variação, 16% e a razão 10%/+40%-, 17%;
- f) se o comportamento da renda média da distribuição não apresenta correlação com o comportamento dos indicadores de desigualdade (há queda na desigualdade tanto em períodos recessivos como de crescimento, e vice-versa), a observação do comportamento da renda média por décimos da distribuição pode ajudar a interpretar o comportamento daqueles indicadores. Assim, na recessão de 81-83, todos os décimos perderam renda, mas a perda foi maior entre os décimos mais pobres (à exceção dos 10% mais pobres, que tiveram perda abaixo da média), levando a um aumento na desigualdade. Já no período 90-92, também de queda na renda média da distribuição, todos os indicadores apontam queda na desigualdade; de fato, nesse período a queda na renda atingiu principalmente os décimos mais ricos;

- g) tendo presente que cada indicador “capta” a desigualdade de forma diferente, os dados apresentados na tabela 2.2 podem ser explorados no sentido de se tentar explicar o comportamento diferenciado dos indicadores, a partir de uma análise da evolução da renda por décimo da distribuição. Observe-se, por exemplo, os períodos 84-85 e 86-87. No primeiro, o Gini cresceu 2,1% e o Theil-L, 6,0% e, no segundo, esses dois indicadores cresceram, respectivamente, 1,9% e 6,4% . Ou seja, enquanto pelo Theil-L o aumento na desigualdade foi maior no segundo período, pelo Gini a desigualdade cresceu mais no primeiro período. Isto porque, como já dito anteriormente, o Theil-L pondera mais fortemente as transferências ocorridas na cauda inferior da distribuição, enquanto o Gini o faz para as transferências na parte intermediária da mesma. De fato, observando-se a evolução da participação de cada décimo da distribuição na renda total nesses dois períodos, vê-se que no primeiro as perdas afetaram mais as camadas intermediárias (décimos 5,6 e 7) que no segundo, enquanto as camadas mais pobres (décimos 1 a 4) foram relativamente mais afetadas no segundo período que no primeiro;
- h) em 1985, a renda média cresceu 20%, mas a desigualdade aumentou por todos os indicadores: os décimos mais ricos foram os que mais ganharam e a curva de Lorenz situou-se totalmente à direita da curva de 1984. Já em 1986, com o Plano Cruzado, a renda média continuou em alta, crescendo 47%; entretanto, nesse ano, foram os décimos mais pobres que mais ganharam, com a curva de Lorenz deslocando-se totalmente para a esquerda. De fato, nesse ano, os indicadores apontam queda na desigualdade de renda, mas há uma exceção a ser explicada, ou seja, a elevação inesperada do coeficiente de variação³²;
- i) os dados parecem referendar a tese de uma relação direta entre aumento da inflação e aumento da desigualdade. De fato, após os planos Cruzado, Collor e Real, observa-se uma queda nos indicadores de desigualdade; observa-se também que, com a forte retomada da inflação após 1986, a desigualdade cresceu muito. Isto se explica pela maior capacidade dos mais ricos em se defenderem da inflação³³.

³² Segundo Ferreira e Litchfield, este fato pode ser explicado pela maior dispersão entre as rendas mais altas.

³³ HOFFMANN (1995) pondera que, além do efeito real da inflação sobre a distribuição da renda, penalizando os setores e classes incapazes de se defender contra ela, há um outro efeito que deve ser

4.3 MENSURAÇÃO DA POBREZA

Medir o nível de pobreza de uma dada sociedade envolve dois passos básicos: a definição de quem é considerado pobre e a escolha dos indicadores sintéticos que irão descrever a situação de pobreza³⁴. Na PCVM foram definidos como pobres as pessoas com renda familiar per capita inferior a meio salário mínimo de setembro de 1991 e foram escolhidos três indicadores (P0, P1 e P2) para descrever a pobreza.

A escolha de uma única linha de pobreza de meio salário mínimo, embora adotada em outros estudos sobre a pobreza no país, é, até certo ponto, uma escolha arbitrária, não resultando de nenhuma estimativa sobre o custo da cesta básica de bens e serviços, que, em princípio, seria o procedimento mais recomendável. Tentar-se-á mostrar, no entanto, que a escolha feita é justificável na medida em que, na prática, esse procedimento alternativo implica fazer diversas opções com maior ou menor grau de arbitrariedade.

Assim, nesta seção será apresentada, após alguns conceitos iniciais, a metodologia de determinação das linhas de indigência e de pobreza segundo o enfoque do custo da cesta básica (ou enfoque biológico, por partir do custo da alimentação, tida como a necessidade mais básica)³⁵ e, a seguir, serão conceitualizados os indicadores de pobreza levantados na pesquisa.

- **Pobreza absoluta X pobreza relativa**

considerado, qual seja, o “ruído estatístico”, pelo qual as estatísticas podem estar distorcidas: a inflação elevada provoca, por um lado, perda de noção dos valores monetários, aumentando os erros de declaração dos rendimentos e, por outro lado, grandes variações de renda nominal de um mês para o outro, o que é problemático no caso de estatísticas coletadas em um único ponto no tempo.

³⁴ SEN refere-se a dois problemas na mensuração da pobreza: o problema da identificação e o problema da agregação (cf. FERREIRA e LITCHFIELD).

³⁵ Esta parte segue, em grande medida, ROCHA (1999).

No conceito de pobreza absoluta, que é o adotado na pesquisa, considera-se pobre a pessoa que não consegue satisfazer algumas necessidades bem definidas, consideradas básicas em uma determinada sociedade. Desta forma, para qualificar-se uma pessoa como pobre, ter-se-ia que, em primeiro lugar, delimitar as necessidades consideradas básicas e, em seguida, verificar se aquela pessoa consegue satisfazer essas necessidades. Assim, se a alimentação é uma necessidade básica, caberia levantar indicadores que conseguissem identificar as pessoas mal nutridas; se a educação é uma necessidade básica, a frequência à escola, a taxa de analfabetismo, o cumprimento de determinados anos de estudo, etc. são indicadores de satisfação dessa necessidade; se condições adequadas de habitação é uma necessidade básica, indicadores de qualidade das habitações, de acesso a redes de abastecimento de água e de esgoto serão indicadores do grau de atendimento dessa necessidade. Em suma, sob este enfoque, trata-se de levantar indicadores de atendimento efetivo das necessidades básicas³⁶.

Um enfoque alternativo (ou complementar) para se delimitar a pobreza absoluta é o enfoque monetário, que é o enfoque abordado nesta seção³⁷. Trata-se aqui de determinar o custo monetário para satisfazer minimamente as necessidades básicas (com o que se define o valor da linha de pobreza) e de verificar se as rendas auferidas pelas pessoas são suficientes para cobrir este custo (pobre será, então, aquele cuja renda é inferior ao valor da linha de pobreza). Note-se que, neste enfoque, está-se considerando a capacidade de uma pessoa ter acesso a um padrão mínimo de vida (ou seja, se a pessoa tem recursos suficientes para adquirir uma cesta básica de bens e serviços) e não o seu efetivo acesso (ou

³⁶ Note-se que, nesse sentido, quase todos os indicadores da pesquisa de condições de vida que compõem os blocos educação, habitação, saúde e infância podem ser vistos como indicadores de pobreza absoluta.

³⁷ Embora a forma anterior de avaliar o nível de pobreza, ou seja, através de indicadores de resultados, possa parecer, em princípio, mais recomendável que o enfoque monetário, que utiliza indicadores de meios, ele apresenta problemas relacionados à inexistência de critérios incontroversos para agregação, ordenação e interpretação. Em outras palavras, para comparar a situação de duas comunidades, sabendo-se, por exemplo, que na primeira a proporção de analfabetos é menor que na segunda, enquanto na segunda a proporção de pessoas sem acesso a saneamento é menor que na primeira, é preciso, antes de tudo, atribuir pesos a esses dois indicadores, ou seja, estipular até que ponto a maior proporção de analfabetos é “compensada” pela menor proporção de pessoas sem saneamento, tarefa que envolve, necessariamente, arbitrariedade. Por esta razão é que grande parte dos estudos sobre pobreza utilizam inicialmente o enfoque monetário para identificar os pobres e, num segundo passo, buscam levantar indicadores diversos para descrever as condições de vida dessa população de pobres.

seja, se a pessoa teve sucesso em satisfazer as necessidades básicas). Vale observar duas situações: a) uma pessoa ser considerada pobre pela sua renda monetária e, mesmo assim, ter suas necessidades básicas satisfeitas; b) uma pessoa não ser considerada pobre pela renda monetária e, no entanto, não conseguir suprir suas necessidades básicas. A primeira dessas situações pode ocorrer por não se estar captando uma parcela da renda corrente (devido à subdeclaração de rendimentos ou à não contabilização do valor de bens e serviços recebidos ou usufruídos gratuitamente), enquanto a segunda situação pode advir da não disponibilidade de alguns dos bens e serviços básicos (ou seja, mesmo tendo renda suficiente, a pessoa pode não ter acesso a esses bens e serviços), ou, mesmo estando disponíveis tais bens e serviços, do desvio de recursos para outros gastos considerados não essenciais, deixando-se de satisfazer algumas das necessidades consideradas básicas.

Em alguns países europeus os estudos sobre pobreza partem do conceito de pobreza relativa. Por este conceito, pobres são aquelas pessoas cuja renda é inferior, por exemplo, a 40% da renda média: pobreza e desigualdade estão aqui intimamente relacionados e a pobreza não está associada a um padrão mínimo de necessidades não satisfeitas³⁸. A adoção do conceito de pobreza relativa se justificaria para o caso de sociedades onde não há privação absoluta, mas em sociedades subdesenvolvidas como a brasileira, onde grandes contingentes se defrontam ainda com o problema da fome e da sobrevivência, o conceito de pobreza absoluta é, sem dúvida, o mais relevante, uma vez que levanta, de imediato, o desafio social e político que elas devem enfrentar.

- **Determinação das linhas de indigência e de pobreza**

³⁸ Pobreza absoluta e desigualdade de renda podem ser vistos como dois fenômenos distintos, embora muitas vezes interligados. De fato, uma sociedade pode ser pobre e, ao mesmo tempo, igualitária; por outro lado, pode-se ter uma sociedade em que não haja pobres, mas com alto grau de desigualdade. No entanto, na desigualdade máxima, um indivíduo detém toda a renda e os demais são pobres (pois terão renda nula), o que mostra a interligação entre pobreza absoluta e desigualdade. Esta ligação estabelece-se através do nível de renda: com o nível de renda média estável, o aumento na desigualdade tende a se refletir no aumento da pobreza, enquanto que, mantido o grau de desigualdade, o crescimento da renda tende a reduzir a pobreza.

O ponto de partida para a determinação das linhas de indigência e de pobreza é, dentro do enfoque biológico, a estimativa dos requerimentos nutricionais mínimos para a população em estudo. Esta estimativa tem se baseado nos parâmetros divulgados pela FAO relativos às necessidades de diversos nutrientes (calorias, proteínas, vitaminas, sais minerais), variando de acordo com características físicas dos indivíduos (idade, sexo, peso e altura) e com o tipo de atividade exercida (leve, moderada ou pesada). No caso brasileiro, são consideradas apenas as necessidades calóricas, tendo-se observado que dietas adequadas do ponto de vista calórico raramente apresentam, no país, déficit dos demais nutrientes.

A tabela 4.9, extraída de ROCHA (1999), mostra quatro diferentes estimativas das necessidades calóricas para as diversas regiões metropolitanas brasileiras, todas elas baseadas nas recomendações da FAO (1985). As diferenças entre elas, resultantes da utilização de fontes e anos diversos, são, mesmo assim, relativamente pequenas; apesar disso, como ressalta ROCHA, podem resultar em diferenças bem maiores no cálculo final das medidas de incidência de indigência e de pobreza.

TABELA 4.9: Estimativas de necessidades calóricas recomendadas (*)

| Regiões Metropolitanas | (kcal/per capita/dia) | | | |
|------------------------|-----------------------|------------------|--------------|----------------|
| | CEPAL (1991) | Ellwanger (1992) | Feres (1996) | Lustosa (1999) |
| Belém | 2.142,8 | 2.055 | 2.191 | 2.160 |
| Fortaleza | 2.126,0 | 2.047 | 2.200 | 2.084 |
| Recife | 2.126,0 | 2.071 | 2.200 | 2.112 |
| Salvador | 2.126,0 | 2.043 | 2.200 | 2.117 |
| Belo Horizonte | 2.198,5 | 2.144 | 2.288 | 2.216 |
| Rio de Janeiro | 2.213,7 | 2.123 | 2.288 | 2.219 |
| São Paulo | 2.152,4 | 2.135 | 2.288 | 2.222 |
| Curitiba | 2.217,6 | 2.120 | 2.313 | 2.268 |
| Porto Alegre | 2.217,6 | 2.128 | 2.313 | 2.269 |
| Brasília | 2.154,8 | 2.073 | 2.259 | 2.186 |

Tabela extraída de ROCHA (1999)

(*) Todas as estimativas se baseiam nas recomendações da FAO (1985)

Estimadas as necessidades calóricas para determinada população, o próximo passo consiste em obter a cesta alimentar que atenda essas necessidades. Aqui há duas possibilidades. A primeira consistiria em obter uma cesta ótima, a partir de informações sobre o conteúdo nutricional e o preço dos alimentos e através de métodos de otimização. A segunda possibilidade, mais recomendada quando se dispõe de pesquisas sobre a estrutura

de consumo das famílias, é respeitar as preferências e os costumes da população e tomar a cesta alimentar observada naquelas famílias em que não se observam deficiências nutricionais: “uma vez as famílias ordenadas em função crescente do seu consumo calórico per capita, busca-se identificar o intervalo de despesa alimentar mais baixo para o qual a necessidade calórica é atendida” (ROCHA, 1999).

A tabela 4.10 mostra que, enquanto nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Curitiba as famílias situadas no segundo décimo da distribuição (distribuição das famílias segundo o consumo calórico per capita) já atingem o consumo calórico recomendado, na região metropolitana de Recife este consumo recomendado só se verifica nas famílias localizadas no sexto décimo da distribuição, ou seja, 50% das famílias apresentam consumo calórico abaixo do recomendado.

TABELA 4.10:
Consumo calórico recomendado e
décimos da distribuição mais baixa onde é atingido
 Regiões Metropolitanas

| Regiões Metropolitanas | Ellwanger (1991) | |
|------------------------|------------------|--------|
| | kcal | Décimo |
| Belém | 2.055 | 4° |
| Fortaleza | 2.047 | 5° |
| Recife | 2.071 | 6° |
| Salvador | 2.043 | 5° |
| Belo Horizonte | 2.144 | 2° |
| Rio de Janeiro | 2.123 | 4° |
| São Paulo | 2.135 | 3° |
| Curitiba | 2.120 | 2° |
| Porto Alegre | 2.128 | 4° |
| Goiânia | 2.091 | 4° |
| Brasília | 2.073 | 3° |

Tabela extraída de ROCHA (1999)

Fonte: Ellwanger (1991).

O procedimento acima, seguido à risca, conduziria a valores muito elevados de incidência de pobreza. Por esta razão, e considerando-se que um objetivo fundamental dos estudos sobre pobreza é “delimitar uma população prioritária para fins de políticas sociais” e

promover o monitoramento da evolução dos níveis de pobreza³⁹, diversos autores têm adotado “procedimentos diversos visando a redução do valor da cesta alimentar, sem que isto signifique abandonar o princípio essencial de utilização do consumo alimentar observado” (ROCHA,1999). Esses procedimentos são todos arbitrários, “na medida em que, introduzindo algum grau de normatização, se afastam do consumo observado” (ROCHA,1999)⁴⁰.

Definida a cesta alimentar básica, seu custo é estimado, chegando-se, assim, ao o valor da linha de indigência. Para se chegar à linha de pobreza resta calcular o custo de satisfação das demais necessidades consideradas básicas (vestuário, habitação, transporte, saúde, educação, lazer, etc). Aqui, o grau de arbitrariedade é maior, uma vez que não se conta com parâmetros ou normas que definam um nível de consumo adequado (à semelhança dos parâmetros fornecidos pela FAO para os requerimentos nutricionais). O procedimento consagrado é a utilização do coeficiente de Engel, ou seja, a relação entre as despesas alimentares e a despesa total observado para aquele intervalo da distribuição das famílias segundo seu consumo calórico no qual não se observam deficiências calóricas (conforme tabela 3.1, 6º décimo da distribuição para Recife e 2º décimo para Belo Horizonte). Desta forma, dividindo-se o valor da linha de indigência pelo coeficiente de Engel, chega-se ao valor da linha de pobreza. Calculando o coeficiente de Engel para as regiões metropolitanas brasileiras, com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1987/88, ROCHA chega a valores que vão de 0,33 em São Paulo e Curitiba a 0,39 em Recife e a 0,47 em Porto Alegre. Segundo a autora, esses valores são anormalmente baixos frente aos obtidos para diversos outros países, em torno de 0,5, o que constituiria uma “especificidade brasileira”.

³⁹ Quanto mais elevado o valor da linha de pobreza, parcelas maiores da população passam a ser qualificadas como pobres. Se toda a população é qualificada como pobre, os objetivos de “delimitar uma população prioritária para fins de políticas sociais” e de monitoramento da evolução da pobreza não são atingidos.

⁴⁰ ROCHA (1999) apresenta a comparação entre os valores das cestas alimentares obtidas por três procedimentos distintos. Para a cidade de São Paulo, por exemplo, um desses procedimentos conduziu a um valor da cesta alimentar equivalente a apenas 2/3 do valor da cesta obtido de acordo com o consumo efetivamente observado.

Mais uma vez, como a adoção do coeficiente de Engel observado conduziria a linhas de pobreza muito elevadas, diversos autores têm utilizado procedimentos no sentido de obter valores mais baixos. ROCHA (1999) cita três procedimentos: o da CEPAL, que considera arbitrariamente um coeficiente de 0,5; o de ROCHA (1993), que adota o coeficiente observado para as famílias cuja despesa alimentar é suficiente apenas para atender às necessidades calóricas mínimas (que asseguram apenas o funcionamento do metabolismo basal) e não às recomendadas; e o de FERREIRA, LANJOUW E NÉRI (1998), que utilizam o coeficiente observado para as famílias cuja despesa total corresponde ao valor da linha de indigência.

Verifica-se, portanto, que a metodologia de cálculo da linha de pobreza envolve diversas etapas e que, na prática, em cada uma dessas etapas são feitas opções metodológicas com maior ou menor grau de arbitrariedade. A tabela 4.11 mostra como diferentes opções tomadas a cada etapa conduzem a valores bem diferenciados para as linhas de indigência e de pobreza (desvios de 50,9% para a linha de indigência e de 128,7% para a linha de pobreza) de para uma mesma região (no caso, a Região Metropolitana de São Paulo).

TABELA 4.11
Simulação das opções extremas para o estabelecimento de LI e LP
 MetrÓpole de São Paulo - 1987

| Opções extremas | Necessidades calóricas | Forma de estabelecimento da cesta alimentar | Valor da LI (Cz\$ out/87) | Forma de determinação da despesa não alimentar | Valor da LP (Cz\$ out/87) |
|----------------------------------|------------------------|---|---------------------------|--|---------------------------|
| opções que | | | | | |
| minimizam os valores | 2135 | ajuste de 90% para 100% do aporte calórico | 787,54 | Engel de 0,50 (arbitrário) | 1575,08 |
| | ↕ | | ↕ | | ↕ |
| *desvio | desvio 8,3% | | desvio 50,9% | | desvio 128,7% |
| *opções que maximizam os valores | ↕ | | ↕ | | ↕ |
| | 2313 | cesta observada | 1188,98 | Engel de 0,33 (observado) | 3602,97 |

Tabela extraída de ROCHA, 1999
 Fonte: POF 1987/1988
 Nota: Salário Mínimo equivalia a Cz\$ 2.640,00

Na verdade, há mais duas etapas no cálculo das linhas de pobreza. Em se tratando de estudos mais abrangentes, não restritos às regiões metropolitanas, é preciso estimar linhas de indigência e pobreza para regiões urbanas não metropolitanas e para regiões rurais. Aqui, as opções têm sido: a) aplicar a mesma metodologia acima, utilizando os dados do ENDEF (1974/75), única pesquisa de orçamentos familiares que abrangeu as áreas não metropolitanas, embora bastante antiga; b) utilizar as POFs (1987/88 e 1995/96) para o cálculo das linhas de indigência e pobreza nas regiões metropolitanas (as POFs só pesquisaram as regiões metropolitanas, Goiânia e Brasília) e, para se chegar às linhas para as regiões não metropolitanas, considerar os mesmos diferenciais entre linhas metropolitanas, urbanas não metropolitanas e rurais obtidas através do ENDEF. Como o pressuposto aí envolvido de que esses diferenciais não tenham se alterado ao longo do tempo contradiz as evidências de uma tendência à uniformização das estruturas de consumo, pode-se arbitrar um redutor para esses diferenciais, como faz Maletta (1998), que reduziu-os à metade; c) simplesmente arbitrar esses diferenciais, sem recorrer aos diferenciais observados nos cálculos pelo ENDEF, como faz a CEPAL (1996), que utiliza diferenciais de 5% para áreas urbanas e de 25% para as rurais, em relação aos valores metropolitanos.

Finalmente, uma última etapa envolve a atualização dos valores das linhas de indigência e pobreza para a data do Censo ou da PNAD. Aqui também há várias possibilidades. Pode-se atualizar o valor da cesta alimentar com base nos principais produtos nela contidos e, com base no índice de preços encontrado, corrigir os preços dos demais produtos; ou pode-se simplesmente aplicar a variação do INPC-alimentação. Quanto às despesas não alimentares, o procedimento mais comum é adotar a hipótese de constância do coeficiente de Engel e dividir o valor atualizado da linha de indigência por ele; de outro modo, pode-se aplicar índices de preços específicos para cada categoria de produto não alimentar (vestuário, habitação, etc).

É em função das controvérsias e arbitrariedades envolvidas no cálculo de linhas de pobreza, ou, como diz LUSTOSA (1994), reconhecendo que a relação custo-eficácia desses esforços é desfavorável, que muitos autores preferem optar por um continuum de linhas de pobreza expressas como frações do salário mínimo, ou mesmo por apenas uma linha, como no caso

da PCVM, na qual adotou-se apenas uma linha de pobreza equivalente a meio salário mínimo⁴¹.

- **Indicadores sintéticos de pobreza**

Uma vez determinada a linha de pobreza, cabe definir um ou mais indicadores que sintetizem a situação de pobreza existente. Na PCVM, foram utilizados três indicadores: proporção de pobres (P^0), hiato de renda médio (P^1) e hiato quadrático de renda médio (P^2). Estes três indicadores derivam da fórmula geral proposta por FOSTER, GREER e THORBECKE:

$$P^\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - Y_i}{z} \right)^\alpha ,$$

onde z é o valor da linha de pobreza; n a população total; q o número de pobres; e Y_i a renda do i -ésimo pobre. Fazendo α variar de 0 a 2, configuram-se três situações:

a) se $\alpha = 0$, P^α mede a incidência da pobreza, ou seja, representa a proporção de pessoas que se encontram abaixo da linha estabelecida:

$$P^0 = \frac{q}{n} = H$$

Este indicador é claramente insuficiente para se avaliar a situação de pobreza. Por um lado, ele não se altera ao se reduzir a renda de uma pessoa já situada abaixo da linha de pobreza ou, inversamente, ao se elevar a renda dos pobres sem que nenhum deles ultrapasse a linha de pobreza. Por outro lado, é insensível à redistribuição de renda entre os pobres (desde que nenhum pobre ultrapasse a linha de pobreza). Para se mostrar a inadequação deste indicador, basta imaginar a hipótese extrema em que toda a renda dos pobres fosse transferida para os não pobres: neste caso, P^0 não se alteraria.

⁴¹ A linha de meio salário mínimo de setembro de 1991 equivale, como visto na seção 1, a 61,4% do salário mínimo de novembro de 1999.

b) se $\alpha = 1$, tem-se:

$$P^1 = \frac{q}{n} \cdot \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \frac{z - Y_i}{z} = H \left(1 - \frac{\mu_p}{z} \right) = HI$$

Ou seja, P^1 é o produto do indicador de incidência de pobreza (H ou P^0) e do indicador de defasagem de renda (I), que mede a distância média da renda dos pobres à linha de pobreza, expressa em termos de linha de pobreza (se todos os pobres têm renda nula, $I = 1$ linha de pobreza). Note-se que, enquanto no P^0 todos os pobres são considerados com o mesmo peso 1, independente do valor de sua renda, o P^1 pondera cada pobre de acordo com distância de sua renda à linha de pobreza, diferenciando, assim, o muito pobre do menos pobre (quanto mais pobre, maior seu peso no índice).

O indicador de defasagem de renda I é insensível tanto à variação no número de pobres, desde que a renda média destes não se altere, quanto às transferências de renda entre os pobres. Portanto, pode-se considerar que também o indicador P^1 é insuficiente, dado que a utilização conjunta de H e I deixa de considerar uma característica da pobreza, qual seja, a desigualdade de renda entre os pobres.

Note-se que o valor mínimo da renda necessária para acabar com a pobreza (M)⁴², ou seja, para elevar a renda de todos os pobres até a linha de pobreza, será dado por:

$$M = I \cdot q \cdot z = I \cdot H \cdot n \cdot z = P^1 \cdot n \cdot z$$

c) se $\alpha = 2$, omite-se aqui a demonstração de que:

$$P^2 = H \cdot \left[I^2 + (1 - I)^2 CV_p^2 \right],$$

onde CV_p é o coeficiente de variação da renda dos pobres, obtido da razão entre o desvio padrão e a média da renda dos pobres:

⁴² Este é o valor mínimo porque supõe não existirem custos administrativos nem desperdícios ou vazamentos.

$$CV_p = \frac{\sigma_p}{\mu_p} = \left[\frac{\left(\frac{1}{q} \sum_{i=1}^q Y_i^2 \right) - \mu_p^2}{\mu_p^2} \right]^{1/2}$$

O indicador P^2 , portanto, é afetado por variações tanto na incidência de pobres quanto na defasagem e na distribuição da renda dos mesmos.

É fácil mostrar as limitações e alcances dos três indicadores de pobreza através do exame das três situações do diagrama 4.1 abaixo:

DIAGRAMA 4.1 : P^0 x P^1 x P^2

Pobres (x) < L.P. > não pobres

- 1) -x---M---x-----|-----→ renda *per capita*
- 2) -----x---M---x-----|-----→
- 3) -x-----M-----x-|-----→

P^0 : 1=2=3

P^1 : 1<2 ; 1<3 ; 2=3

P^2 : 1<2 ; 1<3 ; 2>3

Sendo a proporção de pobres (os pobres estão representados por x) a mesma nas três situações, o indicador P^0 não distingue as três situações, ou seja, a pobreza medida por P^0 é a mesma nas três situações; entretanto, a situação (2) é nitidamente melhor que a (1), visto que os pobres em (2) são menos pobres que em (1). Já o indicador P^1 é capaz de distinguir essas duas situações, mostrando que a situação (1) é pior: apesar da mesma proporção de pobres, a distância da renda média dos pobres (M) à linha de pobreza (L.P.) em (1) é maior que em (2) e, portanto, P^1 será maior em (1). Por outro lado, P^1 não é capaz de distinguir as situações (2) e (3) (mesma proporção de pobres e mesma renda média dos pobres), quando se vê claramente que (2) é melhor que (3), pois (2) resulta de (3) através de uma

transferência de renda do menos pobre para o mais pobre. Assim, só o indicador P^2 , por considerar tanto a proporção de pobres e a renda média dos pobres quanto a desigualdade de renda entre os pobres, é capaz de distinguir (2) de (3), mostrando que a situação de pobreza em (3) é pior que em (2) (embora melhor que em 1).

Uma das razões da utilização dos indicadores P^α na pesquisa sobre condições de vida reside no fato de ele possuir a propriedade de ser consistente em agregações (diferindo de outros indicadores em que a pobreza em cada grupo ou região pode estar caindo, enquanto no agregado ela pode estar se elevando), permitindo medir a pobreza em diversos “níveis agregativos”. Assim, por exemplo, a pobreza no estado de Minas Gerais (P_{MG}^α) corresponde à média ponderada da pobreza em seus municípios (P_e^α):

$$P_{MG}^\alpha = \sum_{e=1}^r \beta_e P_e^\alpha \quad ,$$

onde β_e é a razão entre a população do município e a população total do estado.

- **ICV- Renda**

Ao contrário do IDH-Renda, que considera apenas o indicador renda familiar per capita (RFPC), o ICV-Renda inclui, além desse indicador, os indicadores Theil-L e P^2 .

Já se viu, na seção I, como se obtém o I-RFPC. Na seção 2, mostrou-se como obter, a partir do Theil-L, o Theil-L padronizado (L_p): o $I-L_p$ será o índice do Theil padronizado, considerando-se, na fórmula geral apresentada na seção I, $L_p=1$ como valor-limite pior e $L_p=0$ como valor-limite melhor. Já o $I-P^2$ é obtido de P^2 , considerando-se $P^2=0,9$ e $P^2=0$ como limites pior e melhor, respectivamente (o P^2 é o único indicador de pobreza que entra no cálculo do ICV-Renda, por ser mais completo, abarcando, como visto, o P^0 e o P^1).

O ICV- Renda será, então, a média ponderada desses três índices, atribuindo-se peso 2 ao I-RFPC e peso 1 ao I-Lp e ao I-P².

4.4 ANÁLISE DE DOMINÂNCIA

Nesta seção são apresentados e discutidos alguns critérios utilizados para ordenar duas distribuições de renda - t e s - em termos de bem-estar gerado para as populações⁴³. Tradicionalmente, dois métodos têm sido empregados na literatura. O primeiro, que pode ser denominado critério da média-igualdade, parte da comparação do nível de renda média e da desigualdade de renda entre as duas distribuições: a distribuição t domina (gera maior bem-estar social) a distribuição s quando $\mu_t \geq \mu_s$ e $\lambda_{k,t} \geq \lambda_{k,s}$, onde $\lambda_{k,t}$ são os pontos da curva de Lorenz de t e μ_t é a renda média da distribuição t. O segundo método é comparar o nível de pobreza nas duas distribuições, para o que se requer, como visto, a determinação de linhas de pobreza e a escolha de indicadores sintéticos.

Segundo BARROS e MENDONÇA (1995), esses dois métodos apresentam deficiências: “os estudos baseados na desigualdade e crescimento não foram capazes de determinar o efeito combinado sobre pobreza e bem-estar. A literatura sobre pobreza não nos oferece qualquer indicação de em que medida seus resultados são consistentes com a escolha de medidas de pobreza e linhas de pobreza”. De fato, o critério da média-igualdade é inconclusivo quando diferenças ou variações no nível médio de renda e na desigualdade de renda têm o mesmo sentido: se a renda média da distribuição t é maior que a da distribuição s, mas a desigualdade em t também é maior que em s, não se pode concluir que o bem-estar em t é maior que em s, uma vez que o critério não fornece nenhuma indicação sobre até que ponto um maior nível de renda pode “compensar” uma maior desigualdade de renda⁴⁴.

⁴³ As distribuições t e s podem se referir à distribuição de renda para a mesma comunidade em duas datas distintas ou à distribuição de renda de duas comunidades distintas.

⁴⁴ O critério da média-igualdade só permite concluir que o bem-estar aumentou se a renda média aumentou e a desigualdade não se alterou ou caiu (e vice-versa).

Mais recentemente, dois outros critérios vêm sendo utilizados na literatura, ou seja, os critérios de dominância estocástica de primeira e segunda ordem, que, além de dispensarem o emprego de linhas e índices de pobreza, permitem separar o impacto do crescimento do nível de renda e da desigualdade sobre o bem-estar social.

- **Dominância de primeira ordem**

Por este critério, a distribuição t domina (no sentido de gerar maior bem-estar social) a distribuição s quando $v_{k,t} \geq v_{k,s}$, ou seja, quando as rendas médias de todos os décimos (ou centésimos) da distribuição t são maiores que os da distribuição s . Se isto acontece, o bem-estar social em t será maior que em s , qualquer que seja a função de bem-estar, e a pobreza menor, quaisquer que sejam a linha ou medida de pobreza. Além disso, como ressaltado anteriormente, será sempre possível encontrar, por este critério, o crescimento na renda média que compense uma elevação na desigualdade de renda.

- **Dominância de segunda ordem**

Por este critério, t domina s quando $\eta_{k,t} \geq \eta_{k,s}$, ou seja, quando a renda média dos $10k$ % mais pobres ($k= 1,2, \dots, 10$) ou dos $k\%$ mais pobres ($k= 1,2, \dots, 100$) da distribuição t for maior ou igual que a da distribuição s . Uma forma alternativa de se verificar a dominância de segunda ordem é através da chamada Curva de Lorenz Generalizada, que é o produto da curva de Lorenz pela renda média da distribuição: se a curva de Lorenz generalizada da distribuição t está totalmente à esquerda da curva da distribuição s , t domina s pelo critério da dominância de segunda ordem.

FOSTER e SHORROCKS (1988) demonstram que se t domina s pelo critério de dominância de segunda ordem, a pobreza medida pela insuficiência de renda é menor em t

que em s, para qualquer linha de pobreza arbitrada. Por outro lado, por esse critério, a desigualdade de renda pode crescer sem afetar o bem-estar, desde que haja um crescimento na renda média suficiente para manter inalterada a curva de Lorenz generalizada⁴⁵.

Note-se que, pelo critério de dominância de segunda ordem, ao contrário do de primeira ordem, é possível que o nível de bem-estar não se altere mesmo quando algum dos decis da distribuição tenha sua renda média reduzida. Por exemplo, é possível que a renda média do segundo decil mais pobre caia, mas esta queda seja compensada pelo aumento na renda média do decil mais pobre, de tal forma que a renda média dos 20% mais pobres não se altere; neste caso, e não se alterando a renda média dos demais decis, o critério dirá que o bem-estar social não se alterou. Em outros termos, ao contrário do critério de dominância de primeira ordem, o de segunda ordem pressupõe que a sociedade valoriza a maior equidade, ou seja, considera que um processo de desenvolvimento que não beneficie todos os grupos de renda pode ainda aumentar o bem-estar, desde que o crescimento se concentre nas camadas mais pobres, trazendo maior equidade.

Para melhor compreensão da aplicabilidade e alcance dos diferentes critérios de dominância, segue-se um exemplo concreto.

- **Exemplo**

Como exemplo de aplicação dos critérios de dominância, considerem-se as distribuições da renda familiar per capita brasileira em 1981 e 1995, conforme as tabelas 4.7 e 4.8.

a) Critério da média-igualdade: como a renda média cresceu 22,2% entre 1981 e 1995, mas a desigualdade de renda aumentou (a curva de Lorenz de 1995 está totalmente à

⁴⁵ Observar que, por este critério, o inverso não é verdadeiro, ou seja, nenhuma redução na desigualdade é capaz de compensar uma queda na renda. De fato, a renda média caindo, cai pelo menos a renda média dos dez décimos acumulados (que é igual à renda média da distribuição).

direita da curva de 1981), não é possível dizer, por este critério, se o bem-estar aumentou ou diminuiu entre 1981 e 1995;

- b) Critério de dominância de primeira ordem: como as rendas médias de todos os décimos da distribuição de 1995 são maiores que as de 1981, a distribuição de 1995 domina a de 1981 por este critério: o crescimento da renda no período mais do que compensou o crescimento da desigualdade, fazendo aumentar o bem-estar social. Note-se, porém, que, se a renda média da distribuição cresceu 22,2% no período, o crescimento da renda média do primeiro décimo mais pobre foi de apenas 7,5% (menor taxa de crescimento entre todos os décimos da distribuição). Pode-se, então, dizer que a parcela do crescimento da renda que excede esses 7,5% (ou seja, aproximadamente 2/3 do crescimento da renda) foi destinado a sustentar a maior desigualdade de renda em 1995;
- c) Critério de dominância de segunda ordem: como as rendas médias dos décimos acumulados da distribuição de 1995 são maiores que as de 1981 (ou, alternativamente, como a curva de Lorenz generalizada de 1995 está totalmente à esquerda da de 1981), a distribuição de 1995 domina a de 1981 também por este critério.

Conclui-se, por ambos critérios de dominância estocástica, que entre 1981 e 1995 o bem-estar social aumentou no país e a pobreza, por qualquer linha de pobreza, reduziu-se. Mas nem sempre os dois critérios conduzem à mesma conclusão. É o que acontece, por exemplo, quando comparamos as distribuições de 1990 e 1992: pelo critério de primeira ordem, nada se pode dizer, pois neste período alguns décimos (2°, 3° e 4°) viram sua renda média crescer, enquanto para os demais décimos houve queda na renda média. Já pelo critério de dominância de segunda ordem, 1990 domina 1992: a renda média dos décimos acumulados regrediu sem exceção no período, o que significa que o bem-estar era maior e a pobreza menor em 1990.

5 Precisão das estimativas*

O estudo estima o valor de vinte indicadores básicos e dez sintéticos, em bases municipais, utilizando informações do boletim da amostra dos censos demográficos. O fato das informações usadas provirem de entrevistas com uma amostra da população de cada município, e não de entrevistas com toda a população, torna estas estimativas sujeitas a flutuações estatísticas. Tais flutuações e, portanto, a precisão destas estimativas depende, em última instância, do grau de heterogeneidade interna do município e do tamanho da amostra.

Procura-se aqui apresentar alguma evidência sobre o grau de precisão destas estimativas e, em particular, sobre como esta precisão varia de acordo com o tamanho do município. Espera-se que tal precisão seja particularmente mais precária nos municípios de menor porte, a menos que estes se revelem mais homogêneos.

Em relação à precisão das estimativas, entre os três censos utilizados, o de 1991 apresenta a vantagem de lidar com uma população maior (a população brasileira, em 1991, era 55,4% maior do que em 1970), mas as desvantagens de ter esta população dividida em um número maior de municípios (em 1991 havia 4491 municípios ao passo que em 1970 eles se limitavam a apenas 3952) e de utilizar uma fração de amostra média de 12,5%, correspondente à metade da fração de amostra média de 1970 e 1980, 25%. O maior número de municípios em 1991 e a menor fração de amostra levam a precisão das estimativas em nível municipal para 1991 a ser, em geral, pior do que aquela obtida com os censos anteriores.

Por esta razão, e por ser o Censo demográfico de 1991 a principal fonte de informações para este estudo, ao se investigar a precisão das estimativas limita-se às informações do último censo. De modo a facilitar a análise da precisão das estimativas, usaram-se as informações do estado de Minas Gerais, escolhido por apresentar o maior número de municípios e uma grande diversidade, em termos de tamanho, por parte de seus municípios. Por outro lado, esta escolha não representa uma grande perda de generalidade, uma vez que, para uma avaliação da precisão das estimativas, não importa o estado a que o

* Esse capítulo foi desenvolvido por Ricardo Paes de Barros, IPEA..

município pertence, mas apenas o seu tamanho e o seu grau de heterogeneidade interna. Nestes dois particulares o estado de Minas Gerais representa adequadamente a situação nacional.

Duas análises da precisão das estimativas encontram-se apresentadas neste anexo. Em primeiro lugar, procura-se estimar o erro padrão da estimativa de cada indicador como função da heterogeneidade do município e do seu tamanho. Em segundo lugar, tenta-se indicar como a imprecisão nas estimativas dos indicadores influencia a ordenação dos municípios; ou seja, averigua-se qual o grau de precisão das estimativas da posição relativa dos municípios.

Erro padrão das estimativas

Qualquer avaliação da precisão das estimativas depende, em parte, das hipóteses que se faz a respeito do processo de amostra. Procura-se adotar aqui, como simplificação, a idéia de que a amostra foi obtida de forma independente e com reposição. Mesmo tendo sido obtida de forma sistemática, a hipótese de independência não deve se encontrar longe da realidade, ao contrário da hipótese da amostra realizada com reposição, esta, claramente inadequada. Entretanto, como a ausência de reposição deve apenas elevar a precisão das estimativas, pode-se encarar as estimativas baseadas na hipótese de que houve reposição como um limite superior para a precisão das estimativas. Em outras palavras, espera-se que a precisão das estimativas se revele superior àquela aqui reportada.

Indicadores médios

Como todos os indicadores estimados representam médias amostrais, com exceção da medida de desigualdade, estimou-se o seu erro padrão como sendo σ / \sqrt{n} , onde σ mede o desvio padrão da variável no interior do município e n o número de observações efetivamente utilizadas na estimação.

Cumprе ressaltar que, como a maioria dos indicadores se refere a médias para faixas etárias específicas, o número de observações efetivamente utilizadas, n , depende, além da população do município, m , e da fração de amostra, a , da fração da população na faixa

etária relevante, f , uma vez que $n=m.a.f$. Assim, a precisão dos indicadores referentes a faixas etárias estreitas, como a porcentagem da população de 10 a 14 anos que trabalha, tende necessariamente a ser menor do que a de indicadores que se referem a faixas etárias mais abrangentes como a taxa de analfabetismo da população com 15 anos e mais.

Em suma, a precisão das estimativas se dá por $\frac{\sigma}{\sqrt{m.a.f}}$, revelando que a precisão é tanto menor quanto maior o grau de heterogeneidade no município, σ , e quanto menor a população do município, m , a fração de amostra utilizada pelo censo, a , e a proporção da população a que se refere o indicador, f .

Estudos gráficos⁴⁶ da variação da precisão de cada um dos indicadores utilizados de acordo com o tamanho do município revelam que o erro padrão tende a declinar de acordo com o tamanho do município a uma taxa proporcional de $\frac{1}{\sqrt{m}}$. Mostram também a existência de outros determinantes do erro padrão, tais como o grau de heterogeneidade interna e a fração de amostra. Caso contrário, o erro padrão se assemelharia muito nos municípios com populações parecidas. De modo a isolar o impacto do tamanho do município, procurou-se também estimar a variação do erro padrão das diversas estimativas de acordo com o tamanho do município, mantendo-se constante o grau de heterogeneidade interna e a fração de amostra.

A principal utilidade deste tipo de estudo reside no fato deles servirem de apoio a pesquisadores que venham a usar os indicadores construídos e necessitem conhecer a precisão destas estimativas. Em consequência disto, alguns comentários gerais podem ser úteis para ilustrar a maneira de se utilizar dessas informações e quais as suas principais mensagens.

Com o objetivo de descrever estes resultados toma-se como base a precisão tipicamente obtida para um município de 10 mil habitantes. Assim, para um município com 1 mil habitantes a precisão seria aproximadamente 3 vezes menor ($\frac{1}{3}$) e para um município com 100 mil habitantes a precisão apareceria cerca de 3 vezes maior.

Os estudos gráficos descrevendo os indicadores de Educação revelam que a imprecisão da taxa de analfabetismo e da porcentagem da população com menos de quatro anos de estudo é próxima de 1,5 ponto percentual, da porcentagem da população com

⁴⁶ Dado o volume de material gerado por esse estudo gráfico, optou-se por ilustrá-lo apenas com dois exemplos no presente texto, gráficos relativos ao analfabetismo e à durabilidade dos domicílios.

menos de oito anos de estudo se aproxima de 1,75 ponto percentual e da porcentagem da população com mais de 11 anos de estudo é de 0,5 ponto percentual. Quanto ao número médio de anos de estudo o erro padrão da estimativa é de 0,12 ano de estudo.

No caso dos indicadores de Infância o grau de imprecisão se revela bem menor. A imprecisão da porcentagem de crianças que não freqüentam a escola, da porcentagem de crianças com mais de um ano de defasagem escolar e da porcentagem de crianças que trabalham varia de 2,5 a 3,5 pontos percentuais. Quanto à defasagem escolar média, o erro padrão da estimativa é próximo a 0,12 ano de estudo, semelhante ao caso do número médio de anos de estudo.

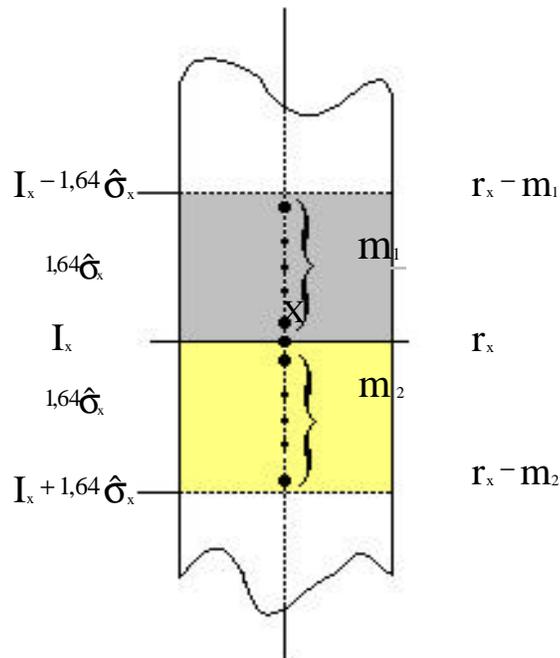
Em relação aos indicadores de Habitação a imprecisão de todos os indicadores encontra-se abaixo de 1,5 ponto percentual, sendo mais elevada no caso do indicador que refere-se a densidade.

Avaliando a precisão na ordenação dos municípios

O fato da precisão com que se mede os indicadores não ser perfeita leva a ordenação dos municípios com base nestes indicadores a estimativas sujeitas a flutuações estatísticas no que diz respeito à ordem dos municípios. De posse das estimativas de precisão dos estimadores obtidas anteriormente procura-se determinar com que precisão se pode aferir a ordem dos municípios.

De modo a simplificar ainda mais a análise, limita-se o universo ao conjunto dos 143 municípios que compunham em 1991 a mesorregião Sul/Sudoeste do estado de Minas Gerais. O procedimento utilizado, ilustrado no Diagrama 5.1, consiste em, uma vez selecionado um indicador e um município, criar um intervalo de confiança para a estimativa do indicador no município e determinar qual seria a sua ordem caso o verdadeiro valor do indicador equivalesse aos extremos do intervalo de confiança. No caso do município X (ver Diagrama 5.1), a sua ordem será r_x , com base na sua estimativa pontual, $r_x - m_1$, caso se utilize o limite inferior do intervalo de confiança (ordem inferior) e $r_x + m_2$, caso se utilize o limite superior do intervalo de confiança (ordem superior). A distância média destas duas ordens da ordenação inicial, $(m_1 + m_2)/2$, deve ser entendida como uma medida da imprecisão na ordenação do município analisado com relação ao indicador escolhido.

Diagrama 5.1



Foram feitos também estudos gráficos para cada um dos indicadores utilizados segundo a variação da ordem superior e da ordem inferior de acordo com a ordem inicial baseada na estimativa pontual. A distância média entre as duas curvas apresentadas por este tipo de gráfico equivale a $(m_1+m_2)/2$ e, portanto, deve ser entendida como uma medida da imprecisão na ordenação dos municípios. Com este tipo de gráfico mostra-se, como esperado, uma maior imprecisão para aqueles municípios com ordenação inicial mediana. Com o objetivo de sumariar algumas evidências captadas a Tabela 5.1 apresenta os valores médios da imprecisão na ordenação relativos ao quinto médio da distribuição, i.e., os municípios que não pertencem nem aos 40% superior nem aos 40% inferior da distribuição. Os valores nesta tabela representam, em última instância, estimativas da metade da distância das curvas que os estudos gráficos apresentaram avaliadas no centro da distribuição, exatamente onde as curvas mais se distanciam.

A Tabela 5.1 revela ainda que a imprecisão na ordenação dos municípios, $(m_1+m_2)/2$, varia entre 7 e 40 pontos percentuais, dependendo do indicador utilizado. Estes

resultados mostram que o máximo que se pode esperar das estimativas apresentadas neste estudo é delas serem aptas a identificar, de acordo com o indicador utilizado, algo entre o décimo e o quarto da distribuição a que o município pertence. Em suma, a sua ordem baseada na estimativa pontual é apenas ilustrativa do décimo ou quarto da distribuição ao qual o município pertence.

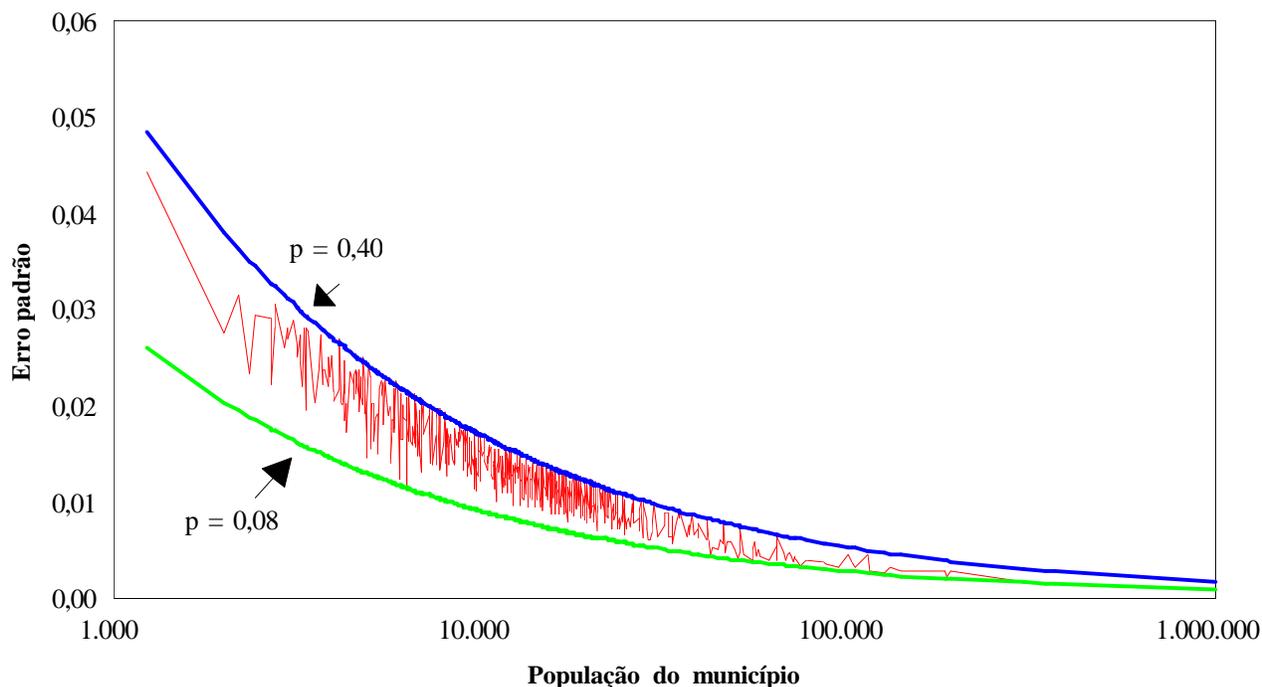
Tabela 5.1: Valores médios da imprecisão na ordenação dos municípios

| Indicadores | Quinto médio |
|--|--------------|
| Renda | |
| Renda familiar per capita média | 16,00 |
| Proporção de pobres (P^0) | 8,30 |
| Hiato de renda médio (P^1) | 7,06 |
| Hiato de renda quadrático médio (P^2) | 8,78 |
| Educação | |
| Taxa de analfabetismo | 26,09 |
| Porcentagem da população com menos de quatro anos de estudo | 26,94 |
| Porcentagem da população com menos de oito anos de estudo | 17,87 |
| Porcentagem da população com mais de 11 anos de estudo | 34,81 |
| Número médio de anos de estudo | 20,39 |
| Infância | |
| Porcentagem de crianças que trabalham | 33,24 |
| Porcentagem de crianças que não freqüentam a escola | 39,70 |
| Porcentagem de crianças com mais de um ano de atraso escolar | 31,93 |
| Defasagem escolar média | 32,43 |
| Habitação | |
| Porc. da pop. que vive em domic. com dens. acima de duas pes. por dormitório | 29,76 |
| Porc. da pop. que vive em domicílios duráveis | 24,76 |
| Porc. da pop. que vive em domic. com abastecimento adequado de água | 20,06 |
| Porc. da pop. que vive em domic. com instalações adequadas de esgoto | 11,48 |

Fonte: Dados básicos: IBGE, Censo Demográfico de 1991.

Elaboração: FJP / IPEA

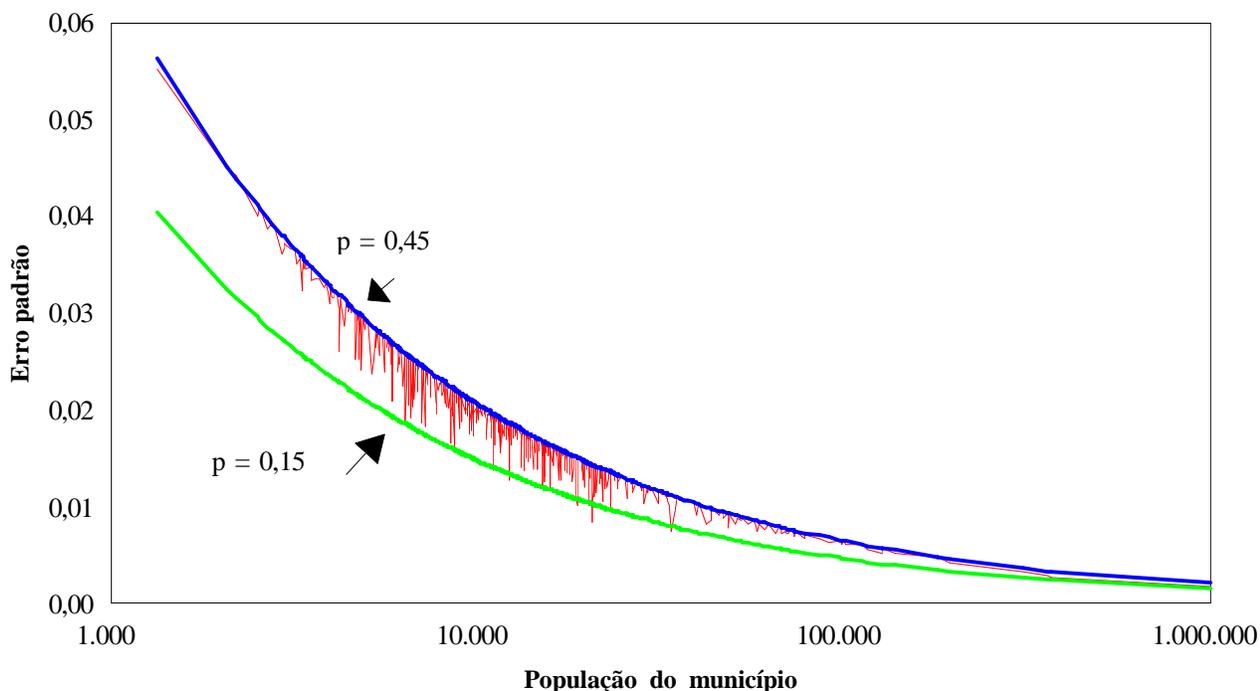
Gráfico 5.1 : Precisão da Estimativa da Taxa Analfabetismo



Fonte: Construído com base nas informações contidas no Censo Demográfico de 1991 - Minas Gerais.

Nota: A expressão utilizada para a construção das duas curvas foi $\sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{m \cdot f \cdot a}}$, onde m é a população do município; f a fração da população na faixa etária relevante (f = 1/8); a a fração amostral (a = 0,66) e p o indicador, neste caso, a taxa de analfabetismo.

Gráfico 5.2: Precisão da estimativa da porcentagem da população com menos de 4 anos de estudo



Fonte: Construído com base nas informações contidas no Censo Demográfico de 1991 - Minas Gerais.

Nota: A expressão utilizada para a construção das duas curvas foi $\sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{m \cdot f \cdot a}}$, onde m é a população do município; f a fração da

população na faixa etária relevante (f = 1/8); a a fração amostral (a = 0,47) e p o indicador, neste caso, a porcentagem da população com menos

ANEXO: REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS DO CAPÍTULO 4

BARROS, R. P. e MENDONÇA, R. S. P. A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960. In: FGV/RJ. Revista Brasileira de Economia, vol. 49, n. 2, abr/jun/1995.

BARROS, R. P. et al. Atlas da desigualdade: a década de 80. In: IPEA. Perspectivas da Economia Brasileira – 1994. RJ, IPEA, 1993.

BARROS, R.P. e REIS, J.G.A. Desigualdade salarial: resultados de pesquisas recentes. In: CAMARGO, J.M. e GIAMBIAGI, F. Distribuição de renda no Brasil. R.J., Paz e Terra, 1991.

CASTRO, A. B. Prefácio. In: CAMARGO, J.M. e GIAMBIAGI, F. Distribuição de renda no Brasil. R.J., Paz e Terra, 1991.

FERREIRA, F. H. G. e LITCHFIELD, J. A. Inequality, Poverty and social welfare in Brazil, 1981-1995. In: Anais do Seminário “Desigualdade e pobreza no Brasil”, ago/1999.

FERREIRA, F.H.G., LANJOUW, P. e NERI, M. The urban poor in Brazil in 1996: a new poverty profile using PPV, PNAD and Census data – a background paper for the World Bank’s urban poverty strategy report, 1998. Versão preliminar, 1998.

FOSTER, J. e SHORROCKS, A. Poverty ordering and welfare dominance. In: Social Choice and Welfare, vol. 5, 1988.

HOFFMAN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. In: FGV/RJ. Revista Brasileira de Economia, vol. 49, n. 2, abr/jun/1995.

LUSTOSA, T. Q.O. Pobreza e indicadores sociais. In: Proposta, n. 63, dez/1994.

PRATES, F.M. Desigualdade e Pobreza em Minas Gerais. Belo Horizonte, 1996, tese de mestrado, CEDEPLAR/UFMG.

ROCHA, S. e TOLOSA, H. C. Núcleo-periferia metropolitana: diferenciais de renda e pobreza. In: VELLOSO, J.P.R. e ALBUQUERQUE, R.C. (org). Pobreza e mobilidade social. S.P., Nobel, 1993.

ROCHA, S. On statistical mapping of poverty: social reality, concepts and measurement. IPEA, texto para discussão n. 553, mar/1988.

ROCHA, S. Opções metodológicas para a estimação de linhas de indigência e de pobreza no Brasil. In: Anais do Seminário “Desigualdade e pobreza no Brasil”, ago/1999.

ROMÃO, M.C. Pobreza: conceito e mensuração. Recife, Ed. Universitária da UFPE, 1993.