

Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil*

Rodolfo Hoffmann**

1 - Introdução

Este trabalho aborda vários aspectos da mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. Não há um objetivo único. Ao mesmo tempo em que são lembradas as diferentes medidas de desigualdade e de pobreza, ilustra-se sua aplicação mostrando as principais características da distribuição da renda no Brasil, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1997. A Seção 6 tem caráter mais metodológico, concluindo-se que não há razão para introduzir nova medida de desigualdade. Na Seção 7 discute-se a questão da determinação da linha de pobreza, mas não se faz tentativa de apresentar uma nova “solução” para o problema. Medidas de pobreza para várias regiões do país em 1997 são calculadas adotando uma linha de pobreza de R\$ 60 de rendimento familiar *per capita*. Na Seção 8, concluindo o trabalho, o ajustamento de equações de rendimento é utilizado para discutir os principais fatores associados ao rendimento das pessoas ocupadas.

2 - Qual distribuição?

A mensuração da desigualdade da distribuição da renda exige que se defina a unidade que será considerada e qual a renda. Em outras palavras, é necessário especificar qual é a variável e qual é a população analisada. Entre outras, podemos analisar as seguintes distribuições:

a) o rendimento de todas as fontes de pessoas economicamente ativas (PEA);

* Esta pesquisa contou com apoio do CNPq e da Fapesp. O autor agradece a Angela Kageyama, José Graziano da Silva, Angela Jorge Corrêa e Helga Hoffmann pelos comentários e críticas a uma versão preliminar do trabalho.

** Do Instituto de Economia da Unicamp.

- b) o rendimento de famílias residentes em domicílios particulares; e
- c) o rendimento *per capita* de pessoas de famílias residentes em domicílios particulares.

Se o pesquisador está interessado no mercado de trabalho, é apropriado analisar a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas. Por outro lado, se o objetivo principal da análise é o nível de vida (ou bem-estar) das pessoas, é mais apropriado considerar todas as pessoas classificadas conforme seu rendimento familiar *per capita*, já que os membros de uma família em geral compartilham a renda total da família. Um aperfeiçoamento metodológico adicional seria considerar a renda por adulto-equivalente, levando em consideração as necessidades das pessoas de diferentes idades e as economias de escala no consumo familiar.

3 - A distribuição de renda na PEA

Para exemplificar, vamos considerar os dados da PNAD de 1997. São consideradas pessoas economicamente ativas as ocupadas e as que tomaram alguma providência efetiva de procura de trabalho na semana de referência da PNAD (21 a 27 de setembro de 1997). Após a expansão da amostra, há 75.213.283 pessoas economicamente ativas. Para analisar a distribuição da renda, ficaremos restritos aos 74.309.763 com declaração do rendimento de todas as fontes. Nada menos que 18% dessa população tinham rendimento igual a zero. Aí estão incluídos os membros não-remunerados das famílias dos pequenos agricultores, cujo trabalho contribui para gerar o rendimento que nos dados das PNADs é atribuído ao chefe da família. Mas cabe lembrar que o conceito de pessoa ocupada nas PNADs a partir de 1992 é bastante abrangente, incluindo pessoas não-remuneradas que tivessem certos tipos de atividade pelo menos *uma hora por semana*. Nas PNADs anteriores a 1992 esse limite era de 15 horas por semana.

Se considerarmos apenas a PEA com rendimento positivo, temos 60.910.443 pessoas, com um rendimento médio de R\$ 545.

É importante ter em mente as limitações dos dados sobre rendimento nas PNADs. O questionário procura captar tanto os rendimentos em dinheiro como os pagamentos em espécie, mas não considera o valor da produção para auto-consumo, que pode ser um componente importante da renda real de pequenos agricultores. Uma causa mais importante de subestimação das rendas é a subdeclaração das rendas elevadas, que é certamente a principal limitação dos dados. Dividindo o rendimento total obtido na PNAD de 1995 em cada unidade da Federação (excluindo as unidades da antiga região Norte) pelo PIB estadual, verifica-se que a relação está próxima de 1 para os estados mais pobres, mas fica abaixo de 0,6 nos estados mais ricos. Assim, os dados das PNADs subestimam as diferenças regionais e, em geral, subestimam tanto as medidas de posição como a desigualdade da distribuição da renda. A subdeclaração das rendas relativamente elevadas deve afetar mais a média do que a mediana.

Então, se o rendimento médio da PEA com rendimento positivo, com base nos dados da PNAD de 1997, é R\$ 545, a média verdadeira certamente é maior, podendo ser 50% ou 80% maior. Mesmo havendo um grau tão grande de erro, não há dúvida de que vale a pena analisar os dados do IBGE. A tendência de subdeclarar os rendimentos, especialmente quando eles são elevados, é um problema nos dados estatísticos de qualquer país. Comparativamente, o Brasil tem, graças ao IBGE, dados de boa qualidade sobre a distribuição da renda.

A Tabela 1 mostra várias características da distribuição do rendimento de todas as fontes para a PEA com rendimento, distinguindo homens e mulheres. Essas constituem 37,4% dos quase 61 milhões de pessoas economicamente ativas com rendimento.

Verifica-se, nessa tabela, que o primeiro quartil (ou 25º percentil) da distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas com rendimento é R\$ 133. Isso significa que 25% dessa população ganham R\$ 133 ou menos, e 75% ganham pelo menos R\$ 133. O 95º percentil é R\$ 2 mil, significando que cada uma das pessoas que estão entre os 5% mais ricos ganha pelo menos R\$ 2 mil.

Por influência do inglês, o termo decil tem sido erroneamente utilizado para designar os décimos da população. Isso empobrece a língua, pois uma mesma palavra passa, desnecessariamente, a ter dois significados. Fala-se, por exemplo, em “renda média do decil mais rico”, quando o correto seria “renda média do décimo mais rico”. O 9º decil é, por definição, o limite inferior para os rendimentos das pessoas pertencentes ao décimo mais rico.

Observa-se, na Tabela 1, que os 10% mais ricos têm 47,2% da renda total. Isso significa que sua renda média é 4,72 vezes maior do que a média geral, ou, mais precisamente, R\$ 2.574. Devido à grande desigualdade entre os rendimentos dos que participam do décimo mais rico, seu rendimento médio (R\$ 2.574) é muito maior do que o 9º decil (R\$ 1.200). Analogamente, como os 5% mais ricos ficam com 33,6% da renda total, sua renda média é 6,72 (pois $33,6/5 = 6,72$) vezes maior do que a média geral, ou R\$ 3.663, que é muito maior do que o 95º percentil (R\$ 2 mil).

Para descrever a distribuição de renda na Inglaterra, Pen (1971) imaginou uma parada de pessoas ordenadas conforme valores crescentes da renda e admitiu que, num passe de mágica, as pessoas ficassem com altura proporcional à sua renda, de maneira que a altura média correspondesse à pessoa com renda média. Imagine uma parada dessas com uma grande amostra de pessoas representando a distribuição da renda na PEA brasileira. Vamos admitir que todo o desfile, do mais pobre ao mais rico, iria durar 100 minutos. Considerando os dados apresentados na Tabela 1, ao final de 10 minutos de parada estaria passando uma pessoa com altura incrivelmente baixa ($95/545 = 0,17$ da média); ao final de 25 minutos ainda estariam passando pessoas com altura inferior a 1/4 da média ($133/545 = 0,24$); no meio do desfile, isto é, após 50 minutos, estariam passando anões com altura igual à metade da média ($273/545 = 0,50$). Só quando

Tabela 1

Principais características da distribuição do rendimento de todas as fontes de pessoas economicamente ativas no Brasil — 1997

| ESTATÍSTICA | TOTAL | HOMENS | MULHERES |
|-----------------------------|--------|--------|----------|
| Pessoas (mil) | 60.910 | 38.156 | 22.754 |
| Rendimento médio (R\$) | 545 | 626 | 410 |
| 10º percentil | 95 | 100 | 70 |
| 20º percentil | 120 | 135 | 120 |
| 25º percentil | 133 | 160 | 120 |
| 30º percentil | 160 | 198 | 120 |
| 40º percentil | 212 | 240 | 170 |
| 50º percentil | 273 | 300 | 220 |
| 60º percentil | 350 | 400 | 270 |
| 70º percentil | 480 | 520 | 350 |
| 75º percentil | 550 | 600 | 400 |
| 80º percentil | 680 | 800 | 500 |
| 90º percentil | 1.200 | 1.400 | 900 |
| 95º percentil | 2.000 | 2.040 | 1.500 |
| 99º percentil | 4.500 | 5.000 | 3.082 |
| Renda recebida pelos | | | |
| 40% mais pobres | 9,0 | 9,1 | 9,8 |
| 50% mais pobres | 13,4 | 13,5 | 14,5 |
| 20% mais ricos | 63,3 | 63,3 | 61,7 |
| 10% mais ricos | 47,2 | 47,3 | 45,2 |
| 5% mais ricos | 33,6 | 33,7 | 31,6 |
| 1% mais rico | 13,5 | 13,5 | 12,0 |
| Relação médias 10+ / 40 – | 21,0 | 20,8 | 18,4 |
| Índice de Gini | 0,584 | 0,584 | 0,564 |
| T de Theil | 0,703 | 0,703 | 0,634 |
| L de Theil | 0,630 | 0,627 | 0,581 |

Fonte: PNAD de 1997.

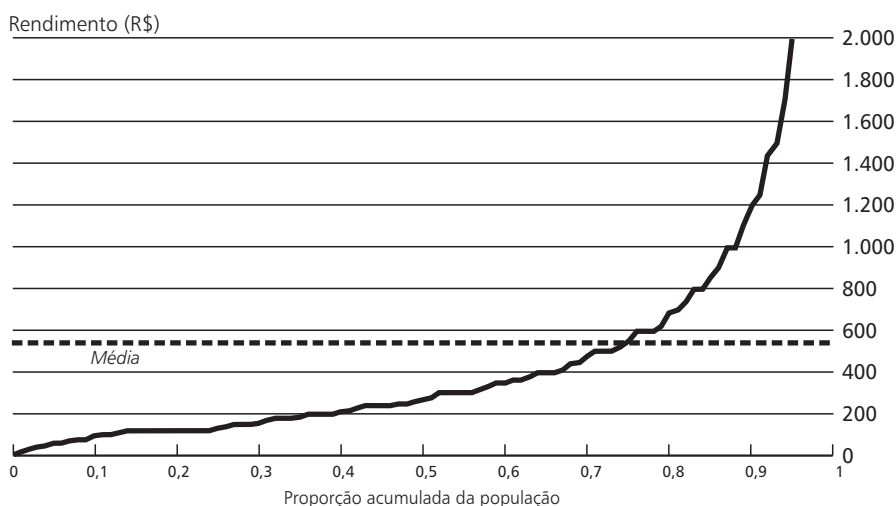
já tivessem passado três quartos do desfile é que veríamos pessoas com altura média, pois o 3º quartil é semelhante à renda média. Nos últimos 10 minutos veríamos passar gigantes cada vez mais altos. A pessoa correspondente ao 9º decil teria altura igual a 2,2 vezes a média. No início do último minuto teríamos uma pessoa com altura maior do que oito vezes a altura média. De acordo com os dados da PNAD de 1997, a parada terminaria com uma pessoa cuja altura seria quase 200 vezes a média. Devido à forte assimetria positiva da distribuição da renda, há muito mais pessoas com renda abaixo da média do que acima. Quem assiste à passagem da parada de Pen vê, durante a maior parte do tempo, a passagem de anões. Por isso, Pen afirmou que essa é uma parada de anões e de apenas alguns gigantes.

Tecnicamente, a “Parada de Pen” corresponde à curva dos quantis, que mostra como o valor da separatriz cresce com a proporção acumulada da população.¹ Veja, no Gráfico 1, a curva dos quantis para a PEA com rendimento no Brasil em 1997. Note que os patamares indicam que as pessoas tendem a declarar números redondos. Há um patamar bastante extenso com ordenada igual ao salário mínimo (R\$ 120).

Verifica-se, na Tabela 1, que todos os percentis da distribuição da renda para a PEA masculina são maiores do que os percentis correspondentes da dis-

Gráfico 1

Brasil: curva dos quantis para o rendimento mensal das pessoas economicamente ativas com rendimento - 1997



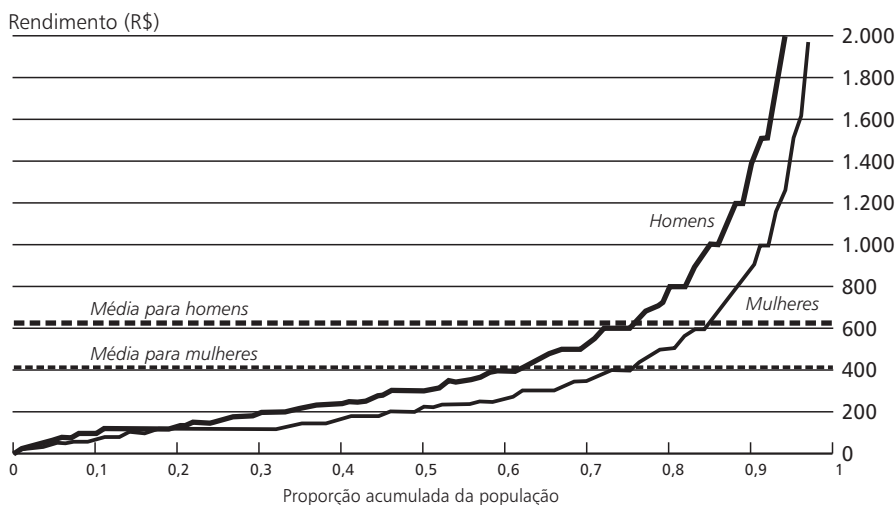
1 A curva dos quantis é a inversa da função de distribuição $p = F(x)$.

tribuição da renda para a PEA feminina. Isso mostra que a curva dos quantis para a PEA masculina está acima da curva dos quantis para a PEA feminina. O Gráfico 2 mostra que há uma superposição das duas curvas em pontos cuja ordenada é igual ao salário mínimo, mas a curva dos quantis para as mulheres nunca fica acima da curva dos quantis para os homens. Dizemos, então, que a distribuição da renda para a PEA masculina domina, em primeira ordem, a distribuição da renda para a PEA feminina.

Pessoas relativamente ricas para a distribuição da renda no Brasil costumam se considerar “pobres”. Quando muito, admitem pertencer à “classe média”. A Tabela 1 mostra que o 3º quartil da distribuição da renda na PEA com rendimento é igual a R\$ 550. Pessoas com rendimento maior do que R\$ 550 estão entre os 25% mais ricos da PEA do país. Pessoas com rendimento acima de R\$ 1.200 estão entre os 10% mais ricos e pessoas com rendimento acima de R\$ 2 mil estão entre os 5% mais ricos. É verdade que esses percentis estão subestimados. Mesmo fazendo correções generosas para os valores do 9º decil e do 95º percentil, podemos afirmar que, em 1997, apenas 10% da PEA com rendimento recebiam mais de R\$ 2 mil mensalmente, apropriando-se de quase metade de toda a renda, e apenas 5% recebiam mais de R\$ 3.500, recebendo mais de 1/3 da renda total. Mas pessoas com rendimentos dessa ordem de grandeza, quando discutem a cobrança de impostos e afirmam que a taxação dos “ricos” deveria aumentar, consideram que “ricos” são, obviamente, pessoas com rendimentos

Gráfico 2

Brasil: curvas dos quantis para homens e para mulheres da PEA com rendimento - 1997



substancialmente superiores aos delas próprias. Cabe ressaltar que quando nos referimos aos 5% mais ricos da PEA com rendimento no Brasil, trata-se de mais de 3 milhões de pessoas, e não de algumas dezenas de pessoas riquíssimas que recebem a atenção da mídia.

A Tabela 1 mostra, também, várias medidas de desigualdade.

4 - A distribuição do rendimento familiar *per capita*

O rendimento familiar *per capita* é obtido dividindo o rendimento de cada família pelo respectivo número de pessoas, incluindo a pessoa de referência da família, o cônjuge, os filhos, os outros parentes e agregados, mas excluindo os pensionistas, os empregados domésticos e os parentes de empregados domésticos.

A Tabela 2 mostra as principais características da distribuição do rendimento familiar *per capita* no Brasil, considerando as pessoas de famílias com declaração de rendimento familiar e residentes em domicílios particulares. A tabela apresenta resultados separados para a população urbana e para a rural.

O rendimento médio *per capita* é R\$ 243,7 e a mediana tem valor idêntico ao salário mínimo da época (R\$ 120). Note-se que o 3º quartil é pouco superior à média da distribuição, mostrando como a “Parada de Pen” seria, durante a maior parte do tempo, uma parada de anões.

De acordo com os dados, pessoas com rendimento acima de R\$ 857 estão entre os 5% mais ricos, que ficam com 34,1% da renda total declarada. Considerando uma “margem de segurança” para o erro de medida, é certo que pessoas com renda acima de R\$ 1.500 estavam entre os 5% mais ricos da população brasileira em 1997.

Vários indicadores mostram a grande desigualdade da distribuição. Os 10% mais ricos ficam com quase 48% da renda total. A participação do 1% mais rico na renda total (13,8%) supera a participação da metade mais pobre da população (11,8%). Pode-se verificar que a renda média do 1% mais rico é quase 59 vezes maior do que a renda média dos 50% mais pobres. A renda média dos 10% mais ricos é 25,7 vezes maior do que a renda média dos 40% mais pobres. O índice de Gini supera 0,6.

A Tabela 2 mostra que a distribuição da renda na área urbana domina, em primeira ordem, a distribuição na área rural. O rendimento médio *per capita* na área urbana é quase três vezes maior do que na área rural.

Observa-se que a desigualdade na área rural é um pouco menor do que na área urbana. Mas a desigualdade para toda a população é maior do que a desigualdade dentro da área urbana ou dentro da área rural. Pode-se verificar que o *T* de Theil para toda a população (0,749) é composto por uma parcela referente à desigualdade *entre* as áreas rural e urbana (0,057, correspondendo a 7,7% do total) e uma parcela referente à desigualdade *dentro* das áreas urbana e rural (0,692, que é uma média ponderada dos *T* de Theil para cada área, usando a renda total de cada área como fator de ponderação).

Tabela 2

Principais características da distribuição do rendimento familiar *per capita* no Brasil, conforme a situação do domicílio — 1997

| ESTATÍSTICA | TOTAL | SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO | |
|------------------------------------|---------|-----------------------|--------|
| | | URBANA | RURAL |
| Pessoas (mil) | 152.270 | 121.258 | 31.012 |
| Rendimento médio (R\$) | 243,7 | 281,4 | 96,4 |
| 10º percentil | 25,0 | 35,7 | 13,7 |
| 20º percentil | 45,5 | 60,0 | 23,3 |
| 25º percentil | 56,7 | 71,4 | 28,0 |
| 30º percentil | 65,0 | 83,3 | 32,0 |
| 40º percentil | 90,0 | 113,3 | 41,7 |
| 50º percentil | 120,0 | 145,0 | 55,0 |
| 60º percentil | 158,3 | 190,0 | 70,0 |
| 70º percentil | 215,0 | 252,5 | 91,5 |
| 75º percentil | 255,0 | 300,0 | 107,4 |
| 80º percentil | 311,2 | 366,7 | 120,0 |
| 90º percentil | 533,3 | 612,5 | 194,0 |
| 95º percentil | 857,0 | 980,0 | 290,0 |
| 99º percentil | 2.000,0 | 2.200,0 | 733,3 |
| <i>Renda recebida pelos</i> | | | |
| 40% mais pobres | 7,4 | 8,3 | 9,3 |
| 50% mais pobres | 11,8 | 12,8 | 14,3 |
| 20% mais ricos | 64,4 | 62,6 | 59,8 |
| 10% mais ricos | 47,8 | 46,0 | 44,2 |
| 5% mais ricos | 34,1 | 32,5 | 32,2 |
| 1% mais rico | 13,8 | 12,9 | 14,7 |
| Relação médias 10+/40 – | 25,7 | 22,2 | 19,0 |
| Índice de Gini | 0,607 | 0,587 | 0,563 |
| T de Theil | 0,749 | 0,692 | 0,687 |

Fonte: PNAD de 1997.

A desigualdade *entre* regiões é um componente importante da desigualdade da distribuição da renda no Brasil. Observa-se, na Tabela 3, que o rendimento *per capita* médio no Estado de São Paulo é 2,9 vezes maior do que no Nordeste. A relação entre os rendimentos medianos dessas duas regiões é ainda maior: $213/60 = 3,5$. Note-se que apenas o Nordeste e o Norte (excluindo a área rural da antiga região Norte) têm rendimentos médios e medianos menores do que os valores referentes a todo o Brasil.

A comparação entre os percentis da distribuição nas regiões Sul e Centro-Oeste mostra um caso claro de ausência de dominância em primeira ordem. As duas curvas de quantis se cruzam. Até o 9º decil os percentis no Sul são maiores do que os valores correspondentes no Centro-Oeste. Mas o 95º e o 99º percentis são maiores no Centro-Oeste do que no Sul. A maior dispersão dos quantis no caso do Centro-Oeste mostra que há mais desigualdade na distribuição do rendimento familiar *per capita* nessa região, em comparação com o Sul, o que é confirmado pelos resultados apresentados na Tabela 4.²

A Tabela 4 mostra várias medidas de desigualdade para as seis regiões consideradas. Cabe ressaltar que comparações com a região Norte são limitadas pelo fato de a PNAD não abranger a área rural da antiga região Norte. O Nordeste se destaca como a região com maior desigualdade. O Sul e o Estado de São Paulo apresentam as medidas de desigualdade menos elevadas.

Tabela 3

Número de pessoas, média e percentis da distribuição do rendimento familiar *per capita* em seis regiões do Brasil — 1997

| REGIÃO | NÚMERO DE PESSOAS (MIL) | RENDIMENTO MÉDIO (R\$) | PERCENTIL | | | | | | |
|--------------------|-------------------------|------------------------|-----------|-----|-----|-----|-----|-------|-------|
| | | | 10º | 25º | 50º | 75º | 90º | 95º | 99º |
| Norte ^a | 7.493 | 180,5 | 24 | 45 | 90 | 181 | 383 | 613 | 1.500 |
| Nordeste | 44.095 | 128,1 | 15 | 30 | 60 | 120 | 255 | 450 | 1.250 |
| MG + ES + RJ | 32.723 | 262,2 | 36 | 68 | 132 | 267 | 552 | 897 | 2.181 |
| SP | 33.894 | 366,4 | 61 | 117 | 213 | 400 | 785 | 1.200 | 2.500 |
| Sul | 23.437 | 268,5 | 40 | 76 | 150 | 295 | 583 | 875 | 2.000 |
| Centro-Oeste | 10.629 | 264,7 | 37 | 67 | 125 | 258 | 562 | 975 | 2.250 |
| Total | 152.270 | 243,7 | 25 | 57 | 120 | 255 | 533 | 857 | 2.000 |

Fonte: PNAD de 1997.

^a Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

2 Uma comparação entre distribuições da renda em unidades da Federação e regiões do Brasil, considerando a dominância de primeira ordem (e também a dominância de segunda ordem), pode ser encontrada em IPEA/PNUD (1996, Cap. 2).

Tabela 4

Medidas de desigualdade da distribuição do rendimento familiar *per capita* em seis regiões do Brasil — 1997

| REGIÃO | PERCENTAGEM DA RENDA RECEBIDA PELOS | | | | RELAÇÃO MÉDIAS 10+/40- | ÍNDICE DE GINI | T DE THEIL |
|--------------------|-------------------------------------|--------------------|-------------------|------------------|------------------------------|-------------------|---------------|
| | 40% MAIS POBRES | 50% MAIS POBRES | 10% MAIS RICOS | 5% MAIS RICOS | | | |
| Norte ^a | 8,2 | 12,6 | 47,9 | 34,6 | 23,4 | 0,600 | 0,763 |
| Nordeste | 7,5 | 11,6 | 52,1 | 39,0 | 27,7 | 0,628 | 0,854 |
| MG + ES + RJ | 8,6 | 13,1 | 47,3 | 34,1 | 21,9 | 0,590 | 0,727 |
| SP | 10,3 | 15,5 | 42,1 | 29,1 | 16,4 | 0,540 | 0,574 |
| Sul | 9,5 | 14,4 | 43,6 | 30,5 | 18,4 | 0,559 | 0,620 |
| Centro-Oeste | 8,4 | 12,7 | 49,1 | 35,5 | 23,3 | 0,603 | 0,774 |
| Total | 7,4 | 11,8 | 47,8 | 34,1 | 25,7 | 0,607 | 0,749 |

Fonte: PNAD de 1997.

^a Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

O valor do *T* de Theil para todo o Brasil (0,749) pode ser decomposto em duas parcelas. Uma relativa à desigualdade *dentro* das regiões, que é igual à média ponderada dos *T* de Theil para cada região, usando a renda total de cada região como fator de ponderação. Pode-se verificar que essa parcela é igual a 0,682. A outra parcela (0,067) corresponde à desigualdade *entre* as seis regiões. Note-se que a desigualdade entre regiões, embora importante, representa apenas 9% da desigualdade total, quando medida pelo *T* de Theil. A desigualdade existente dentro de qualquer uma das seis regiões é muito maior do que a desigualdade entre regiões.

5 - A classificação da PEA conforme o rendimento familiar *per capita*

A Tabela 5 mostra a classificação das pessoas economicamente ativas cruzando duas estratificações: conforme o rendimento de todas as fontes de cada pessoa e conforme seu rendimento familiar *per capita*. Há, obviamente, uma associação positiva forte entre as duas variáveis, com frequências mais elevadas ao redor da diagonal da tabela. Entretanto, a correlação é substancialmente menor do que 1: com base na tabela obtém-se $r = 0,70$.

Como pessoas “ricas” pelo seu rendimento pessoal não podem ser “pobres” em termos de rendimento familiar, na parte inferior-esquerda da tabela há várias celas com frequência igual a zero. Por outro lado, é substancial o número de pessoas economicamente ativas que seriam consideradas pobres com base no rendimento pessoal, mas que na realidade são relativamente ricas de

acordo com o rendimento familiar *per capita*. Note-se que cerca de 9,4% das pessoas economicamente ativas sem rendimento próprio pertencem a famílias cujo rendimento familiar *per capita* supera 2,5 salários mínimos e 4% com rendimento próprio positivo mas que não supera 1 salário mínimo pertencem a famílias cujo rendimento familiar *per capita* supera 2,5 salários mínimos. Isso mostra os problemas de *focalização* de programas de combate à pobreza baseados diretamente no rendimento da pessoa economicamente ativa.

Tabela 5

Distribuição das pessoas economicamente ativas residentes em domicílios particulares e pertencentes a famílias com declaração de rendimento familiar, conforme estratos de rendimento pessoal de todas as fontes e estratos de rendimento familiar *per capita*

(MILHARES DE PESSOAS E PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL NA LINHA)

| ESTRATOS DE RENDIMENTO DA PESSOA (SALÁRIO MÍNIMO) | ESTRATOS DE RENDIMENTO FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> (EM SALÁRIOS MÍNIMOS) | | | | | | | | TOTAL |
|---|---|--------------------|-----------------|-----------------|-------------------|-----------------|----------------|------------|--------|
| | ZERO | MAIS DE ZERO A 0,5 | MAIS DE 0,5 A 1 | MAIS DE 1 A 1,5 | MAIS DE 1,5 A 2,5 | MAIS DE 2,5 A 5 | MAIS DE 5 A 10 | MAIS DE 10 | |
| Zero | 1.064 | 5.383 | 2.866 | 1.307 | 1.241 | 853 | 270 | 100 | 13.084 |
| | 8,1 | 41,1 | 21,9 | 10,0 | 9,5 | 6,5 | 2,1 | 0,8 | 100,0 |
| Mais de zero a 1 | 0 | 6.524 | 4.507 | 1.526 | 963 | 436 | 100 | 28 | 14.084 |
| | 0 | 46,3 | 32,0 | 10,8 | 6,8 | 3,1 | 0,7 | 0,2 | 100,0 |
| Mais de 1 a 2 | 0 | 2.979 | 4.389 | 2.696 | 2.081 | 791 | 162 | 41 | 13.140 |
| | 0 | 22,7 | 33,4 | 20,5 | 15,8 | 6,0 | 1,2 | 0,3 | 100,0 |
| Mais de 2 a 3 | 0 | 510 | 2.717 | 2.157 | 2.634 | 1.394 | 250 | 52 | 9.714 |
| | 0 | 5,3 | 28,0 | 22,2 | 27,1 | 14,3 | 2,6 | 0,5 | 100,0 |
| Mais de 3 a 5 | 0 | 50 | 1.330 | 2.118 | 3.193 | 2.540 | 545 | 132 | 9.906 |
| | 0 | 0,5 | 13,4 | 21,4 | 32,2 | 25,6 | 5,5 | 1,3 | 100,0 |
| Mais de 5 a 10 | 0 | 0,3 | 58 | 557 | 2.020 | 3.038 | 1.382 | 289 | 7.344 |
| | 0 | 0 | 0,8 | 7,6 | 27,5 | 41,4 | 18,8 | 3,9 | 100,0 |
| Mais de 10 a 20 | 0 | 0 | 0 | 2 | 138 | 1.262 | 1.359 | 694 | 3.455 |
| | 0 | 0 | 0 | 0 | 4,0 | 36,5 | 39,3 | 20,1 | 100,0 |
| Mais de 20 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 79 | 671 | 1.294 | 2.044 |
| | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3,9 | 32,8 | 63,3 | 100,0 |
| Total | 1.064 | 15.446 | 15.867 | 10.363 | 12.270 | 10.394 | 4.738 | 2.630 | 72.772 |
| | 1,5 | 21,2 | 21,8 | 14,2 | 16,9 | 14,3 | 6,5 | 3,6 | 100,0 |

6 - Mais uma medida de desigualdade?

Nas seções anteriores fizemos uso de várias medidas de desigualdade. Sabe-se que o índice de Gini e as medidas de desigualdade de Theil (o T e o L) obedecem à condição de Pigou-Dalton. Medidas de interpretação mais simples (como a proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos ou a relação entre as rendas médias dos 10% mais ricos e dos 40% mais pobres) são muito usadas, apesar de não obedecerem à condição de Pigou-Dalton.³

Tendo em vista a associação entre pobreza e desigualdade, muitos pesquisadores manifestam preferência por medidas especialmente sensíveis à forma da cauda esquerda da distribuição da renda, como o L de Theil. Entretanto, medidas mais sensíveis ao que ocorre com as rendas mais baixas geralmente não são definidas (tendem a infinito) quando há rendas nulas. Como solução para esse dilema, Wolfson (1997, p. 410) propõe o uso de uma medida *exponencial*, em combinação com o índice de Gini e o coeficiente de variação.⁴ Se x_i é a renda da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas e renda média μ , a medida *exponencial* é:

$$E = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp\left(-\frac{x_i}{\mu}\right)$$

Pode-se verificar que o valor mínimo de E , quando todos têm a mesma renda, é $\exp(-1) = 0,36788$ e o valor máximo, quando toda a renda é apropriada por uma única pessoa, é:

$$E_{\max} = 1 - \frac{1}{n}(1 - e^{-n})$$

Vamos admitir que seja feita uma transferência regressiva de um montante θ de uma pessoa com renda x_h para uma pessoa com renda $(1+\rho)x_h$, com $\rho > 0$. Seja ΔE a variação na medida E decorrente dessa transferência regressiva. A sensibilidade de E a transferências regressivas é definida como:

$$\psi = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta E}{\theta}$$

3 Essa condição estabelece que o valor de uma medida de desigualdade deve aumentar quando for feita uma transferência regressiva de renda (transferir renda de uma pessoa para outra que já é mais rica).

4 Cabe ressaltar que o objetivo principal desse trabalho de Wolfson não é apresentar a medida exponencial de desigualdade, mas obter uma medida da *polarização* da distribuição de renda.

Pode-se verificar que:

$$\psi = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta E}{\theta} = \frac{1 - \exp\left(-\frac{\rho x_h}{\mu}\right)}{n\mu \exp\left(\frac{x_h}{\mu}\right)}$$

Note-se que a sensibilidade de E a transferências regressivas depende do nível de renda x_h . O valor de ψ é zero para $x_h = 0$ e passa por um máximo quando $x_h = \mu$. A partir desse ponto a sensibilidade decresce continuamente com o crescimento de x_h .

Expressões para a sensibilidade de outras medidas de desigualdade a transferências regressivas podem ser encontradas em Hoffmann (1998c, Cap. 7).

O Gráfico 3 mostra as curvas de sensibilidade relativa para o índice de Gini, o T de Theil, o L de Theil, o coeficiente de variação das rendas (C), a variância dos logaritmos das rendas (V_z) e a medida E , considerando o intervalo de zero a R\$ 1.200. A ordenada de cada curva não é diretamente o valor da sensibilidade, mas um índice proporcional à sensibilidade e cujo valor médio no intervalo analisado é igual a 100. Isso torna mais clara a visualização da sensibilidade *relativa* dessas medidas de desigualdade a transferências regressivas. Como a sensibilidade do índice de Gini depende da densidade de probabilidade, admitimos que a renda *per capita* tem distribuição log-normal, de maneira que os logaritmos das rendas têm distribuição normal com média 4,79 e variância 1,46. Para essa distribuição log-normal a mediana é 120, a média é 250 e o índice de Gini é 0,607, que são características muito semelhantes às observadas para a distribuição do rendimento familiar *per capita* no Brasil em 1997 (ver Tabela 1).

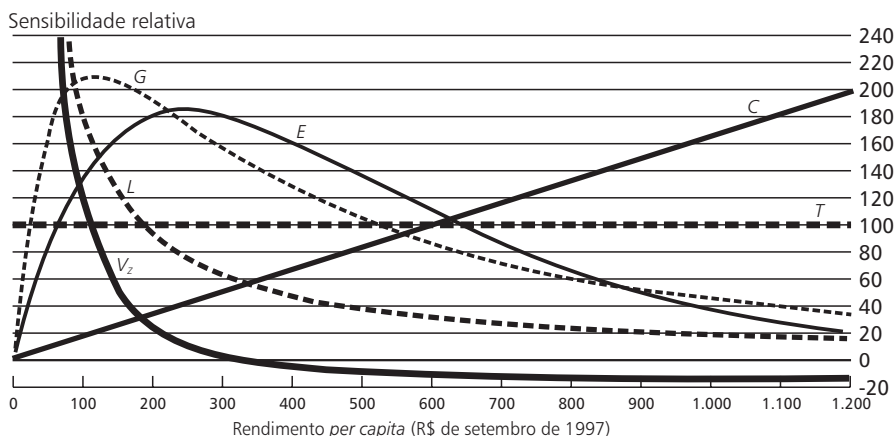
Note-se, no Gráfico 3, que a sensibilidade do índice de Gini é máxima quando a renda é a mediana (R\$ 120), pois é no ponto correspondente à mediana que a densidade de probabilidade do logaritmo da renda atinge seu máximo, para uma distribuição log-normal.

Contrariando o que sugere Wolfson (1997), a medida E não é mais sensível que o índice de Gini para rendas baixas.

A Tabela 6 mostra o valor da medida exponencial E para a distribuição das pessoas de acordo com o rendimento familiar *per capita* no Brasil e nas seis regiões já consideradas nas Tabelas 3 e 4. Verifica-se que a ordenação das seis regiões no que se refere à desigualdade é a mesma, adotando como medida de desigualdade o índice de Gini, o T de Theil ou a medida E .

Tendo em vista, ainda, que a medida E não pode ser decomposta em parcelas referentes à desigualdade dentro e entre regiões, parece que ela não vai desempenhar um papel melhor do que o índice de Gini como uma medida que pode ser calculada quando há rendas nulas.

Curvas de sensibilidade relativa a transferências regressivas com dada razão entre as rendas para o índice de Gini (G), o T de Theil (T), o L de Theil (L), o coeficiente de variação (C), a variância dos logaritmos (V_z) e a medida exponencial (E)



7 - Pobreza

A idéia de pobreza está associada a condições de vida inadequadas decorrentes de baixos rendimentos. Como o que é “adequado” depende do grau de riqueza do país analisado, há, certamente, um elemento relativo no conceito de pobreza. Mas se a definição de “ser pobre” depende da comparação da situação de “pobres” e “ricos”, o conceito de pobreza se confunde com o conceito de desigualdade econômica. É mais interessante, então, usar um conceito de pobreza absoluta, no qual o grau de pobreza não seja diretamente dependente do nível de renda dos ricos.

Para medir a pobreza com base em dados sobre a distribuição da renda é necessário fixar uma *linha de pobreza* (z). Serão consideradas pobres as pessoas cujo rendimento não superar essa linha. Seja h o número de pobres em uma população com n pessoas. A proporção de pobres na população, dada por $H = h/n$, é uma medida de pobreza simples e bastante utilizada. Medidas mais sofisticadas procuram levar em consideração a intensidade da pobreza, considerando a *insuficiência de renda* de cada pobre, que é a diferença entre a linha de pobreza e o rendimento do pobre.⁵ Seja S a insuficiência de renda de todos os pobres. Fixado o

5 A expressão “insuficiência de renda” parece ser mais apropriada do que “hiato de renda”. De acordo com o dicionário Aurélio, só no sentido figurado é que a palavra hiato significa intervalo ou lacuna.

Tabela 6

Medida de desigualdade exponencial (E) para a distribuição do rendimento familiar *per capita* em seis regiões do Brasil — 1997

| REGIÃO | E |
|--------------------|--------|
| Norte ^a | 0,5579 |
| Nordeste | 0,5761 |
| MG + ES + RJ | 0,5527 |
| SP | 0,5242 |
| Sul | 0,5344 |
| Centro-Oeste | 0,5615 |
| Total | 0,5613 |

Fonte: PNAD de 1997.

^a Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

número de pobres, o valor máximo da insuficiência de renda total é hz , que ocorre quando todos os pobres tiverem renda nula. A *razão de insuficiência de renda* é:

$$I = \frac{S}{hz}$$

Se admitirmos que o número de pobres pode crescer até incluir toda a população, o valor máximo da insuficiência de renda é nz . Definimos o *índice de insuficiência de renda* como:

$$\varphi_1 = \frac{S}{nz}$$

É fácil verificar que:

$$\varphi_1 = HI$$

A rigor, a razão de insuficiência de renda *não* é uma medida de pobreza, permitindo avaliar apenas a *intensidade* da pobreza dos que são pobres. Já o índice de insuficiência de renda é uma medida apropriada de pobreza.

Foster, Greer e Thorbecke (1984) propuseram uma família de medidas de pobreza definida por:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^\alpha, \text{ com } \alpha \geq 0$$

onde x_i é a renda do i -ésimo pobre. Note-se que $z - x_i$ é a insuficiência de renda desse pobre. Essa medida é igual à proporção de pobres quando $\alpha = 0$, e é igual a ϕ_1 quando $\alpha = 1$. Denomina-se índice de Foster, Greer e Thorbecke o valor obtido com $\alpha = 2$:

$$\phi_2 = -\frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^2$$

Pode-se provar que:

$$\phi_2 = H[I^2 + (1-I)^2 C_*^2]$$

onde C_* é o coeficiente de variação das rendas dos pobres.

O índice de Sen (proposto em artigo publicado em 1976) pode ser obtido de uma fórmula semelhante:

$$P = H[I + (1-I)G_*]$$

onde G_* é o índice de Gini da distribuição da renda entre os pobres.

Note-se que tanto o índice de Sen (P) como o índice de Foster, Greer e Thorbecke são funções da proporção de pobres (H), da razão de insuficiência de renda (I) e de uma medida da desigualdade da distribuição da renda entre os pobres (G_* ou C_*).

Antes de calcular qualquer das medidas de pobreza mencionadas, é necessário estabelecer o valor da linha de pobreza. Trata-se de questão difícil e polêmica, abordada em vários trabalhos de Sonia Rocha.⁶ Para que seja válida a comparação entre medidas de pobreza calculadas em duas situações distintas é essencial que haja correspondência no valor real das linhas de pobreza para as duas situações. Um erro comum, no Brasil, é comparar as medidas de pobreza calculadas em diferentes períodos usando o *salário mínimo corrente* como linha de pobreza em cada período. Pode acontecer que os resultados reflitam essencialmente alterações no valor real do salário mínimo, e não mudanças no grau de pobreza absoluta da população.

Há, sempre, um certo grau de arbitrariedade na determinação da linha de pobreza. Uma maneira de contornar esse problema é calcular as medidas para vários valores da linha de pobreza.

A determinação da linha de pobreza com base, essencialmente, no custo dos alimentos leva a subestimar a pobreza rural em comparação com a urbana.

6 Ver bibliografia.

Embora na área rural os alimentos sejam mais baratos, o acesso a vários serviços (particularmente educação e saúde) é mais difícil do que nas áreas urbanas [ver Hoffmann (1998a)].

Comparando a variação dos índices de custo de vida regionais obtidos por Azzoni, Carmo e Menezes (1998) e Kilsztajn (1998) com a variação das linhas de pobreza utilizadas por Rocha (1995), verifica-se que as diferenças inter-regionais dessas linhas de pobreza são muito maiores. Isso mostra que a variação nessas linhas de pobreza se deve mais a diferenças inter-regionais na composição da cesta de alimentos considerada essencial do que a diferenças nos preços. Na comparação entre duas regiões, seria apropriado considerar linhas de pobreza diferentes, se a diferença no custo da cesta de alimentos considerada necessária for devida unicamente a hábitos alimentares mais “espartanos” em uma das regiões?

É importante assinalar que a mensuração da pobreza também pode ser feita mediante suas manifestações ou conseqüências, como as condições inadequadas de habitação, a mortalidade infantil, a desnutrição etc.⁷

Dentre as distribuições discutidas nas seções anteriores, a mais adequada para a análise da pobreza é, certamente, a distribuição do rendimento familiar *per capita*.

Vamos adotar uma linha de pobreza de R\$ 60 *per capita*, o que corresponde à metade do salário mínimo vigente no mês de referência da PNAD de 1997. Verifica-se, então, que do total de 152,27 milhões de pessoas com declaração de rendimento familiar *per capita*, 43,25 milhões são pobres. A proporção de pobres é $H = 0,284$ ou 28,4%. A insuficiência de renda é igual a R\$ 1,174 bilhão por mês, correspondendo a 3,16% da renda total declarada (R\$ 37,1 bilhões). A razão de insuficiência de renda (I) é 0,452, mostrando que a renda média dos pobres está 45,2% abaixo da linha de pobreza. O índice de insuficiência de renda (ϕ_1) é igual a 0,1285; o índice de pobreza de Sen (P) é 0,1787; e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (ϕ_2) é 0,0852. Note-se que esses índices sintéticos (P , ϕ_1 e ϕ_2) têm valores numéricos baixos mesmo quando há muita pobreza. Isso acontece porque esses índices só atingem seu valor máximo (igual a 1) na situação extrema em que toda a população tem rendimento igual a zero.

As Tabelas 7 e 8 apresentam informações para uma análise da pobreza em seis regiões do Brasil com base nos dados da PNAD de 1997.⁸ Cabe lembrar que o levantamento de dados não inclui a área rural da antiga região Norte. É importante ter em mente, também, que o uso de uma mesma linha de pobreza para todas as regiões pode ser considerado uma limitação da metodologia utilizada.

7 Medidas antropométricas são usadas para detectar a desnutrição, especialmente no caso de crianças, e podem, então, ser usadas para obter medidas de pobreza da população [ver Monteiro (1992, 1995a e 1995b) e Hoffmann (1995b e 1998a)].

8 Uma análise da evolução do valor de várias medidas de pobreza no Brasil pode ser encontrada em Hoffmann (1992, 1995a e 1998).

Tabela 7

Número de pobres e insuficiência de renda em seis regiões do Brasil, conforme o valor do rendimento familiar *per capita* e adotando uma linha de pobreza de R\$ 60 — setembro de 1997

| REGIÃO | POPULAÇÃO | | POBRES | | RENDIMENTO TOTAL | | INSUFICIÊNCIA DE RENDA | |
|--------------------|-----------|-------|----------|-------|------------------|-------|------------------------|-------|
| | Nº (10³) | % | Nº (10³) | % | R\$ 10⁵ | % | R\$ 10⁵ | % |
| Norte ^a | 7.493 | 4,9 | 2.711 | 6,3 | 1.352 | 3,6 | 71 | 6,0 |
| Nordeste | 44.095 | 29,0 | 23.013 | 53,2 | 5.651 | 15,2 | 665 | 56,7 |
| MG + ES + RJ | 32.723 | 21,5 | 7.305 | 16,9 | 8.580 | 23,1 | 177 | 15,1 |
| SP | 33.894 | 22,3 | 3.351 | 7,7 | 12.418 | 33,5 | 97 | 8,3 |
| Sul | 23.437 | 15,4 | 4.470 | 10,3 | 6.292 | 17,0 | 106 | 9,0 |
| Centro-Oeste | 10.629 | 7,0 | 2.401 | 5,6 | 2.814 | 7,6 | 57 | 4,9 |
| Total | 152.270 | 100,0 | 43.250 | 100,0 | 37.107 | 100,0 | 1.174 | 100,0 |

Fonte: PNAD de 1997.

^a Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

Tabela 8

Medidas de pobreza em seis regiões do Brasil, conforme o valor do rendimento familiar *per capita* e adotando uma linha de pobreza de R\$ 60 — setembro de 1997

| REGIÃO | PROPORÇÃO DE POBRES (H) | ÍNDICE DE INSUFICIÊNCIA DE RENDA ($\phi_1 = HI$) | ÍNDICE DE SEN (P) | ÍNDICE DE FOSTER, GREER E THORBECKE (ϕ_2) | RELAÇÃO ENTRE INSUFICIÊNCIA DE RENDA E RENDA TOTAL (%) |
|--------------------|-------------------------|--|-------------------|--|--|
| Norte ^a | 0,362 | 0,157 | 0,2192 | 0,1012 | 5,22 |
| Nordeste | 0,522 | 0,251 | 0,3380 | 0,1646 | 11,78 |
| MG + ES + RJ | 0,223 | 0,090 | 0,1301 | 0,0585 | 2,07 |
| SP | 0,099 | 0,048 | 0,0689 | 0,0375 | 0,78 |
| Sul | 0,191 | 0,075 | 0,1090 | 0,0485 | 1,69 |
| Centro-Oeste | 0,226 | 0,090 | 0,1308 | 0,0593 | 2,03 |
| Total | 0,284 | 0,128 | 0,1787 | 0,0852 | 3,16 |

Fonte: PNAD de 1997.

^a Exclusive área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

Se, por exemplo, o custo de vida no Estado de São Paulo for maior do que no Sul, o uso de uma mesma linha de pobreza leva a subestimar o grau de pobreza desse estado em comparação com o da região Sul.⁹

A Tabela 7 mostra que a região Nordeste, com 29% da população analisada, tem mais da metade do total de pessoas pobres e quase 57% da insuficiência de renda. A região Nordeste também se destaca na Tabela 8, com medidas de pobreza cujo valor está próximo do dobro do observado para o país como um todo. As medidas de pobreza também são relativamente altas na região Norte, apesar da exclusão da maior parte da sua área rural. O Estado de São Paulo e a região Sul apresentam as medidas de pobreza mais baixas.

Note-se, na Tabela 8, que o Estado de São Paulo tem grau de pobreza substancialmente mais baixo que o Centro-Oeste. No entanto, devido à dimensão da sua população, a participação do Estado de São Paulo no total de pessoas pobres ou na insuficiência de renda nacional é bem maior do que para o Centro-Oeste, como mostra a Tabela 7.

Na última coluna da Tabela 8 é dada a relação percentual entre a insuficiência de renda e a renda total declarada. Embora essa relação chegue a 11,78% no Nordeste, para o Brasil como um todo ela é de 3,16%. Isso significa que bastaria redistribuir pouco mais de 3% da renda total para eliminar a pobreza como foi definida, isto é, fazer com que todos os brasileiros tivessem um rendimento *per capita* de pelo menos R\$ 60 por mês. Desprezando os custos de transferência, isso poderia ser obtido, por exemplo, tirando 6,6% da renda dos 10% mais ricos e distribuindo esse valor entre os pobres. Na realidade, a parcela da renda dos 10% mais ricos que teria de ser transferida deve ser menor do que 6,6%, pois a renda está subdeclarada. Desse ponto de vista contábil, a tarefa de eliminar a pobreza parece fácil.

8 - Equações de rendimento

A análise de regressão, que é a técnica estatística clássica da econometria, pode ser usada para quantificar a influência de diversos fatores (escolaridade, local de residência, idade etc.) sobre o rendimento das pessoas. São utilizados os dados individuais da PNAD de 1997 para pessoas ocupadas com informação de valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos, excluindo as pessoas sem informação de idade, escolaridade, posição na ocupação ou cor, e as pessoas sem rendimento na ocupação principal. São excluídas também as pessoas cujo tempo semanal de trabalho em todas as ocupações não foi informado ou foi menor do que 15 horas, e as pessoas cujo ramo de atividade foi classificado como “outras atividades, atividades maldefinidas ou não-declarado”. Depois de considerar essas restrições, restam, na amostra da PNAD de 1997, 123.940 pessoas, correspondendo a uma população de 55.851.979 pessoas ocupadas.

9 Rocha (1995 e 1998b) compara a pobreza em regiões do Brasil usando linhas de pobreza diferenciadas.

A variável dependente (Y) é o logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos da pessoa ocupada. Cabe lembrar que na PNAD de 1997 o rendimento de todos os trabalhos representa 92,4% do rendimento de todas as fontes das pessoas economicamente ativas. O rendimento do trabalho principal corresponde a 96,0% do rendimento de todos os trabalhos.

O ajustamento das equações é feito por mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação. O modelo das equações estimadas é:

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j$$

onde α e β_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios (obedecendo às pressuposições usuais). São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

- a) uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para mulheres;
- b) a idade da pessoa, medida em dezenas de anos, e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que Y não varia linearmente com a idade. A idade é medida em dezenas de anos apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Se os parâmetros para idade e idade ao quadrado forem indicados por β_1 e β_2 , respectivamente, deve-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e então o valor esperado de Y (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a $-\beta_1 / (2\beta_2)$;
- c) escolaridade, variando de 1 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de um ano de estudo) a 16 (no caso de pessoa com 15 anos ou mais de estudo);
- d) três variáveis binárias para distinguir quatro posições na ocupação: empregado (tomado como base), empregado doméstico, conta-própria e empregador;
- e) quatro variáveis binárias para distinguir cor: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda;
- f) três variáveis binárias para distinguir quatro faixas de tempo semanal de trabalho: 15 a 39 horas (tomada como base), 40 a 44 horas, 45 a 48 horas e 49 horas ou mais;
- g) cinco variáveis binárias para distinguir seis regiões: Nordeste (tomado como base), Norte, Sudeste excluindo o Estado de São Paulo (Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro), Estado de São Paulo, Sul e Centro-Oeste;
- h) uma variável binária que assume valor 1 quando o domicílio é urbano, e valor zero quando é rural;
- i) duas variáveis binárias para distinguir os setores de atividade (agricultura, indústria e serviços). O setor agrícola é tomado como base; e
- j) em uma equação são incluídas variáveis binárias para captar o efeito de interações entre situação de domicílio (urbano) e setor de atividade (indústria ou serviços).

A partir do coeficiente estimado de uma variável explanatória binária podemos obter a diferença percentual entre o rendimento esperado na categoria tomada como base e o rendimento da categoria para a qual aquela variável binária assume valor 1. Se, por exemplo, o coeficiente para a binária de “situação urbana” for b , então o rendimento esperado das pessoas com domicílio urbano supera o rendimento esperado das pessoas com domicílio rural em $100[\exp(b) - 1]\%$, já considerados os efeitos das demais variáveis explanatórias incluídas na equação de regressão.

A Tabela 9 mostra as equações estimadas para todas as pessoas ocupadas com as informações necessárias e também equações separadas para os três setores da economia. Devido ao grande número de observações nas amostras utilizadas, quase todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. A sigla *ns* assinala os poucos casos em que o teste t para a hipótese de nulidade do parâmetro não é significativo ao nível de 5%.

A Tabela 10 mostra a contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados de regressão. Devido à colinearidade entre os fatores, a soma das suas contribuições marginais é muito menor do que 100%. A escolaridade se destaca como o fator mais importante, exceto na agricultura, onde a maior contribuição corresponde à “posição na ocupação”.

É necessário reconhecer que os coeficientes mostrados na Tabela 9 apresentam alguma tendenciosidade devido à exclusão de variáveis explanatórias relevantes. Se uma variável omitida (como, por exemplo, valor do capital) tem efeito positivo sobre o rendimento e está positivamente correlacionada com variáveis incluídas no modelo (como escolaridade e idade), então os coeficientes dessas variáveis são superestimados.

Observa-se que o coeficiente de determinação das regressões ajustadas não chega a 60%. Isso é típico de equações de rendimento, pois os rendimentos das pessoas dependem de elementos aleatórios e de características pessoais (como ambição, tino comercial, capacidade empresarial etc.) cuja mensuração é muito difícil.

O coeficiente para sexo feminino na equação geral na Tabela 9 mostra que, depois de considerados os efeitos das demais variáveis explanatórias incluídas na equação de regressão, o rendimento esperado das mulheres é 33,9% mais baixo que o dos homens. É interessante notar que a diferença é menor quando não se desconta o efeito das demais variáveis: a média geométrica dos rendimentos das mulheres é 28,6% menor do que a média geométrica dos rendimentos dos homens ocupados. Isso se explica, basicamente, pelo fato de as mulheres ocupadas terem, em média, 1,6 ano a mais de escolaridade do que os homens.

Pode-se verificar que a idade associada ao máximo rendimento esperado é 50,4 anos para a equação geral, 50,8 anos na agricultura, 49,5 anos na indústria e 50,0 anos no setor de serviços.

Tabela 9

Equações de rendimento estimadas para pessoas ocupadas no Brasil, considerando o rendimento de todos os trabalhos, conforme setor de ocupação — 1997

| VARIÁVEL | COEFICIENTES | | | |
|-----------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | TOTAL | AGRICULTURA | INDÚSTRIA | SERVIÇOS |
| Constante | 2,3637 | 3,2611 | 2,5319 | 2,4823 |
| Sexo feminino | -0,4136 | -0,3762 | -0,4171 | -0,4209 |
| Idade / 10 | 0,7977 | 0,4150 | 0,8933 | 0,8683 |
| (Idade / 10) ² | -0,0792 | -0,0408 | -0,0903 | -0,0868 |
| Escolaridade | 0,1044 | 0,0733 | 0,0989 | 0,1090 |
| Posição na ocupação: | | | | |
| Empregada doméstica | -0,2239 | - | - | -0,1849 |
| Conta própria | -0,0100 | -0,0374 | -0,0325 | 0,0423 |
| Empregador | 0,7563 | 1,1212 | 0,6326 | 0,7334 |
| Cor: Indígena | -0,0151 ^{ns} | -0,1010 ^{ns} | 0,0211 ^{ns} | -0,0407 ^{ns} |
| Preta | -0,1166 | -0,1534 | -0,1254 | -0,1116 |
| Amarela | 0,2167 | 0,5072 | 0,0389 ^{ns} | 0,2100 |
| Parda | -0,1195 | -0,1739 | -0,1129 | -0,1086 |
| Tempo semanal de trabalho: | | | | |
| 40 a 44 Horas | 0,3382 | 0,3127 | 0,4182 | 0,3361 |
| 45 a 48 Horas | 0,3413 | 0,3867 | 0,4109 | 0,3301 |
| ≥ 49 Horas | 0,4903 | 0,5596 | 0,5349 | 0,4785 |
| Região: Norte | 0,2490 | 0,3721 | 0,1806 | 0,2468 |
| MG + ES + RJ | 0,2701 | 0,3144 | 0,2509 | 0,2589 |
| SP | 0,5873 | 0,6151 | 0,6086 | 0,5698 |
| Sul | 0,3352 | 0,3496 | 0,3268 | 0,3401 |
| Centro-Oeste | 0,3550 | 0,5078 | 0,2426 | 0,3453 |
| Domicílio urbano | 0,1044 | 0,0916 | 0,1199 | 0,1667 |

(continua)

(continuação)

| VARIÁVEL | COEFICIENTES | | | |
|--------------------|----------------------|-------------|-----------|----------|
| | TOTAL | AGRICULTURA | INDÚSTRIA | SERVIÇOS |
| Setor: Indústria | 0,3639 | - | - | - |
| Serviços | 0,2978 | - | - | - |
| Urbano x indústria | 0,0070 ^{ns} | - | - | - |
| Urbano x serviços | 0,0669 | - | - | - |
| R ² | 0,582 | 0,434 | 0,532 | 0,578 |
| n | 123.940 | 17.398 | 28.346 | 78.196 |

Nota: A sigla ns assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Tabela 10

Contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados de regressão das equações ajustadas — Brasil, 1997

| FATOR | TOTAL | SETOR | | |
|-------------------------------|-------|-------------|-----------|----------|
| | | AGRICULTURA | INDÚSTRIA | SERVIÇOS |
| Sexo | 4,5 | 3,1 | 5,6 | 5,6 |
| Idade | 12,4 | 5,1 | 21,3 | 14,5 |
| Escolaridade | 21,8 | 7,4 | 28,5 | 26,6 |
| Posição na ocupação | 4,4 | 14,0 | 3,9 | 4,2 |
| Cor | 0,5 | 1,6 | 0,6 | 0,4 |
| Tempo semanal de trabalho | 3,7 | 6,9 | 3,2 | 4,3 |
| Região | 5,7 | 8,5 | 9,3 | 5,6 |
| Situação do domicílio | 0,3 | 0,4 | 0,3 | 0,3 |
| Setor | 1,5 | - | - | - |
| Setor x situação do domicílio | 0 | - | - | - |

O coeficiente para escolaridade na equação geral mostra que o rendimento esperado cresce 11% para cada ano adicional de escolaridade. O coeficiente é semelhante na indústria e no setor de serviços, mas é substancialmente mais baixo na agricultura. À primeira vista isso mostra que a educação tem um efeito

menor no rendimento das pessoas ocupadas no setor agrícola. Uma explicação alternativa é que o coeficiente de educação está mais superestimado nos setores urbanos porque aí a variável “posição na ocupação” não reflete a propriedade de capital, como ocorre na agricultura, onde o empregador é, tipicamente, o proprietário de um sítio ou de uma fazenda. Excluindo as variáveis referentes à “posição na ocupação” da equação ajustada com dados das pessoas ocupadas na agricultura, o coeficiente de escolaridade sobe para 0,0981.

Não há dúvida de que a escolaridade é um determinante importante do rendimento das pessoas. A educação é um dos caminhos clássicos de ascensão social. Independentemente das divergências sobre o papel que a educação possa ter para reduzir a desigualdade da distribuição da renda no Brasil, há consenso de que é preciso promover a educação básica no país, condição necessária para o exercício pleno da cidadania e para que as pessoas possam participar adequadamente de uma economia moderna.

Se associarmos o nível 100 à média geométrica do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no Nordeste, o número-índice para as demais regiões é 160 no Norte, 182 em Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro, 292 no Estado de São Paulo, 205 no Sul e 186 no Centro-Oeste. Como seria de se esperar, as diferenças são muito menores, depois de descontados os efeitos das demais variáveis. Mantido o nível 100 para o Nordeste, os números-índices passam a ser 128 no Norte, 131 em Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro, 180 em São Paulo, 140 no Sul e 143 no Centro-Oeste.

O coeficiente para empregador mostra que este ganha bem mais do que o empregado. A diferença é de 113% no total e atinge 207% na agricultura.

Seria de se esperar que na agricultura os conta-própria (representados pela agricultura familiar) tivessem rendimentos maiores do que os empregados. O coeficiente negativo para conta-própria pode ser devido à provável subestimação do rendimento real da agricultura familiar. O questionário da PNAD não inclui o valor da produção para autoconsumo e mesmo a produção comercial da agricultura familiar deve estar subestimada.

Os coeficientes estimados mostram que para as pessoas ocupadas na agricultura o domicílio urbano está associado a um rendimento esperado 11% mais alto do que o domicílio rural. A atividade na indústria e nos serviços leva a rendimentos esperados substancialmente maiores do que na agricultura. A interação estatisticamente significativa entre domicílio urbano e atividade nos serviços mostra que o acréscimo no logaritmo do rendimento a favor dos que têm domicílio urbano é maior para os ocupados nos serviços ($0,1044 + 0,0669 = 0,1713$ ou acréscimo de 18,7%) do que para os ocupados na agricultura ($0,1044$ ou acréscimo de 11,0%). Interpretando a mesma interação de outro ângulo, podemos dizer que a diferença no logaritmo do rendimento a favor de pessoas ocupadas nos serviços, em comparação com pessoas ocupadas na

agricultura, é maior para os residentes na área urbana ($0,2978 + 0,0669 = 0,3647$ ou acréscimo de 44,0%) do que para os residentes na área rural (0,2978 ou acréscimo de 34,7%).

De acordo com os dados da PNAD de 1997, a média geométrica dos rendimentos para as pessoas de cor preta era 42% mais baixa que a média para as pessoas brancas. Depois de descontados os efeitos das demais variáveis incluídas na equação geral da Tabela 9, o rendimento esperado para uma pessoa preta é 11% menor do que para uma pessoa branca. Observa-se, nessa tabela, que o efeito para pessoas pardas é semelhante.

O rendimento esperado para pessoas de cor amarela é substancialmente maior do que para as pessoas brancas. Esse diferencial a favor das pessoas de cor amarela se mostra maior na agricultura, onde atinge 66%. Se a explicação dos coeficientes associados à cor se restringir à discriminação, teríamos de admitir que há, no Brasil, uma discriminação a favor de pessoas de cor amarela. A explicação do fenômeno envolve variáveis dificilmente mensuráveis, como características culturais do grupo, qualidade da escolaridade, ambição etc. É importante considerar, também, a propensão e capacidade dos imigrantes japoneses e seus descendentes de se organizarem em cooperativas de produção e/ou comercialização.

Bibliografia

- AZZONI, C. R., CARMO, H. E., MENEZES, T. Construção de índices de custo de vida regionais: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria*. Vitória: SBE, p. 155-171, dez. 1998.
- BARROS, R. P., MENDONÇA, R. *Pobreza, estrutura familiar e trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, fev. 1995a (Texto para Discussão, 366).
- . A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas três décadas — 1960/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 115-164, abr. 1995b.
- . *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1995c (Texto para Discussão, 377).
- FISHLow, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic*, v. 62, n. 2, p. 391-402, May 1972.
- FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- HOFFMANN, R. Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 30, n. 2, p. 96-113, abr./jun. 1992.

- . Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/90. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 49, n. 2, p. 277-294, abr./jun. 1995a.
- . Pobreza, insegurança alimentar e desnutrição no Brasil. *Estudos Avançados*, v. 9, n. 24, p. 1-14, maio/ago. 1995b.
- . Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 299-315, abr./jun. 1998a.
- . Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 2, n. 2, p. 199-221, dez. 1998b.
- . *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998c, 275 p.
- IPEA/PNUD. *Relatório sobre o desenvolvimento humano no Brasil — 1996*. Rio de Janeiro/Brasília: IPEA, 1996.
- KILSZTAJN, S. Paridade do poder de compra regional da alimentação. *Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia*, Vitória, v. 3, p. 1.641-1.664, dez. 1998.
- MONTEIRO, C. A. O mapa da pobreza no Brasil. *Cadernos de Nutrição* 4, p. 1-6, 1992.
- . A dimensão da pobreza, da fome e da desnutrição no Brasil. *Estudos Avançados*, v. 9, n. 24, p. 195-207, maio/ago. 1995a.
- . Pobreza absoluta, desnutrição e desigualdades regionais no Brasil. In: BARROS, R. P., URANI, A. (orgs.). *Primeiro relatório sobre desigualdade de renda e pobreza no Brasil. Parte II: Consequências*. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1995b.
- PEN, J. *Income distribution: facts, theories, policies*. New York: Praeger Publishers, 1971.
- ROCHA, S. Linhas de pobreza para as regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80. *Anais do XVI Encontro Nacional de Economia*, Belo Horizonte, v. 4, p. 81-96, dez. 1988.
- . Pobreza metropolitana: balanço de uma década. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1992*, Rio de Janeiro: IPEA, p. 449-469, 1991.
- . Renda e pobreza no Brasil. *Revista Brasileira Estudos Populacionais*, v. 10, n. 1-2, p. 99-106, 1993.
- . *Governabilidade e pobreza — o desafio dos números*. Rio de Janeiro: IPEA, fev. 1995 (Texto para Discussão, 368).

- . *Renda e pobreza — medidas per capita versus adulto-equivalente*. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 1998a (Texto para Discussão, 609).
- . Pobreza no Brasil — principais tendências da espacialização. *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Vitória, p. 1.665-1.682, dez. 1998b.
- SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, v. 44, n. 2, p. 219-231, 1976.
- WOLFSON, M. C. Divergent inequalities: theory and empirical results. *Review of Income and Wealth*, v. 43, n. 4, p. 401-421, dez. 1997.
- WOOD, C. H., CARVALHO, J. A. M. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1994 (Série PNPE, 27).