

# Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo<sup>1</sup>

---

*Rodolfo Hoffmann*

## **Introdução**

Um dos objetivos deste trabalho é atualizar até 1997 as séries de medidas de tendência central, desigualdade e pobreza apresentadas no artigo “Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/90” (Hoffmann, 1995).

Para facilitar a observação das séries, os valores correspondentes ao período analisado naquele artigo são repetidos, em todo ou em parte, nas tabelas e gráficos apresentados a seguir. Os valores novos são obtidos a partir dos dados das PNADs de 1992, 1993, 1995, 1996 e 1997 divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de frequências.

Nas três seções seguintes são abordadas algumas questões metodológicas. A seção 4 é dedicada à apresentação e análise dos dados referentes à distribuição das famílias de acordo com seu rendimento familiar e na seção 5 é analisada a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento. Na seção 6 a análise de regressão é utilizada para mostrar como a desigualdade na distribuição da renda no Brasil tem sido afetada por variações no rendimento médio, na inflação e no valor real do salário mínimo. A seção final relembra as principais conclusões do trabalho.

## **1. O deflator e a linha de pobreza**

O deflator utilizado é o INPC (restrito), com período de coleta ajustado ao mês civil para os meses anteriores a março de 1986. Cabe lembrar que os resultados relativos à evolução dos rendimentos médio e mediano e das medidas de pobreza são fortemente afetados pela escolha do deflator.

O INPC é adotado como deflator porque se trata de um índice com grande abrangência geográfica e porque as variações no valor real do rendimento médio obtidas com esse índice são bastante coerentes com as variações do PIB per capita. Note-se que o mesmo deflator é adotado pelo IBGE quando divulga as séries de rendimentos médios reais na Síntese de Indicadores das PNADs.

---

(1) Em setembro de 1996 preparei um texto intitulado *Desigualdade e pobreza no Brasil: atualização até 1995*. Há erro de cálculo nos valores do índice de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (FGT) para a distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar, apresentados nas Tabelas 3 e 4 daquele texto. Como o presente texto é mais atual e completo, peço que aquele texto, com a “atualização até 1995”, seja descartado.

A Tabela 1 mostra o valor do INPC para os meses de referência das PNADs de 1979 a 1997 e também em agosto de 1980, que é o mês de referência do Censo Demográfico de 1980. Na coluna seguinte está o valor do salário mínimo corrente nesses meses.

São utilizadas linhas de pobreza com valor real igual a um ou dois salários mínimos de agosto de 1980. A Tabela 1 mostra o valor equivalente a um salário mínimo de agosto de 1980 em duas unidades: salários mínimos correntes ou moeda corrente. Vejamos, por exemplo, o cálculo do valor equivalente a um salário mínimo de agosto de 1980 em setembro de 1996:

$$4149,6 \frac{53820,06 \cdot 10^6}{0,50216 \cdot 10^9 \cdot 2750} = \text{R\$ } 161,72$$

A divisão por  $10^9$  e 2750 se deve às mudanças na unidade monetária.

A última coluna da Tabela 1 mostra a taxa mensal de inflação nos meses de referência das PNADs, que está associada à desigualdade da distribuição de renda (ver seção 6).

Tabela 1  
O INPC e a linha de pobreza equivalente a um salário mínimo de agosto de 1980 nos meses de referência das PNADs

Ano	Mês	INPC <sup>(1)</sup>	Salário mín. corrente	Linha de pobreza SMC <sup>(2)</sup>	\$ <sup>(3)</sup>	Inflação mensal (%) <sup>(4)</sup>
1979	out.	0,29964	2268	1,0971	2476,1	5,1
1980	ago.	0,50216	4149,6	1	4149,6	5,1
1981	out.	1,15450	8464,8	1,1270	9540	4,6
1982	{ out.	2,25860	16608	0,9572	19155	4,6
	{ nov.	2,37740	23568			
1983	set.	5,58210	34776	1,3264	46128	11,3
1984	set.	16,242	97176	1,3812	134,22 . 10 <sup>3</sup>	11,1
1985	set.	51,423	333120	1,2756	424,93 . 10 <sup>3</sup>	10,1
1986	set.	106,15	804	1,0910	877,17	1,2
1987	set.	406,24	2400	1,3987	3357,0	7,2
1988	set.	3093,61	18960	1,3483	25564,1	26,9
1989	set.	40639,85	249,48	1,3461	335,83	36,3
1990	set.	1339050	6056,31	1,8271	11065,24	14,3
1992	set.	78806,6 . 10 <sup>3</sup>	522186,94	1,2471	651218	24,0
1993	set.	1580,16 . 10 <sup>6</sup>	9606	1,3593	13057,63	35,6
1995 <sup>(5)</sup>	set.	47638,39 . 10 <sup>6</sup>	100	1,4315	143,15	1,17
1996 <sup>(5)</sup>	set.	53820,06 . 10 <sup>6</sup>	112	1,4440	161,72	0,02
1997 <sup>(5)</sup>	set.	56178,88 . 10 <sup>6</sup>	120	1,4068	168,81	0,10

<sup>(1)</sup> Com base em março de 1986.

<sup>(2)</sup> Em número de salários mínimos correntes.

<sup>(3)</sup> Em moeda corrente.

<sup>(4)</sup> Acréscimo percentual do INPC no mês de referência em relação ao mês anterior. No caso de 1982 considerou-se a raiz quadrada da relação entre o INPC de novembro e o INPC de setembro.

<sup>(5)</sup> Dividir por 2750 para passar de cruzeiros para reais.

## 2. Anomalia estatística na PNAD de 1995

Ao examinar as tabelas divulgadas pelo IBGE relativas à distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas verifica-se que a densidade de frequência é máxima no estrato de “mais de ½ a 1 salário mínimo”; esse é, portanto, o estrato modal. Para os estratos seguintes tem-se uma densidade de frequência decrescente e espera-se, conseqüentemente, que a média do estrato esteja abaixo do seu ponto central. Assim, espera-se que no estrato de “mais de 1 a 2 salários mínimos” o rendimento médio seja menor do que 1,5 salário mínimo e que no estrato de “mais de 3 a 5 salários mínimos” o rendimento médio seja menor do que 4 salários mínimos. Isso é observado nas tabelas em que são fornecidos os rendimentos médios por estrato, nos Censos Demográficos e em todas as PNADs até 1993. No entanto, na PNAD de 1995, nos 3 estratos entre 1 e 5 salários mínimos, o rendimento médio do estrato supera o seu ponto central. Essa anomalia é devida, simplesmente, ao fato de o salário mínimo na ocasião ser um número redondo (R\$ 100) e existir uma tendência de as pessoas “arredondarem” o rendimento declarado.

O exame dos dados individuais da amostra fornecidos pelo IBGE permite verificar que nada menos de 65,4% (levando em consideração o fator de expansão associado a cada observação) das pessoas incluídas no estrato de “mais de ½ a 1 salário mínimo” declararam receber R\$ 100. No estrato de “mais de 1 a 2 salários mínimos”, 27,9% das pessoas declararam receber exatamente R\$ 200 e quase um terço (32,2%) das pessoas classificadas no estrato de “mais de 2 a 3 salários mínimos” declararam receber R\$ 300. Das pessoas incluídas no estrato de “mais de 3 a 5 salários mínimos”, quase um quinto (19,5%) declarou receber exatamente R\$ 500.

## 3. A metodologia de cálculo das medidas de desigualdade

Quando são usados dados na forma de tabelas de distribuição de frequências, o cálculo de uma medida de desigualdade da distribuição de renda deve incluir estimativas da desigualdade dentro de cada estrato. Isso é feito aqui admitindo que, dentro dos estratos com limite superior definido, a função de densidade da distribuição é linear e que no último estrato, sem limite superior definido (“mais de 20 salários mínimos”), a distribuição é a de Pareto com dois parâmetros.<sup>2</sup>

O crescimento das facilidades de computação e a disponibilidade dos dados individuais tornam viável o cálculo das medidas de desigualdade diretamente a partir dos dados da amostra, tornando desnecessário o exercício

---

(2) Uma descrição pormenorizada do método pode ser encontrada em Hoffmann (1998).

estatístico de estimar a desigualdade dentro dos estratos de uma tabela de distribuição de freqüências. O próprio IBGE já divulga algumas medidas de desigualdade calculadas diretamente a partir dos dados individuais (ver a Síntese de Indicadores das PNADs).

Tendo em vista manter a uniformidade no método de cálculo, neste trabalho são apresentadas sempre medidas de desigualdade estimadas a partir das tabelas de distribuição de freqüências, apesar da relativa facilidade de acesso aos dados individuais das PNADs de 1992 a 1997.

Cabe ressaltar, também, que as medidas de desigualdade baseadas nas tabelas de distribuição de freqüências são mais “robustas”, no sentido de serem menos afetadas por valores extremamente elevados. Uma medida de desigualdade mais sensível aos valores das rendas mais elevadas, como o  $T$  de Theil, pode ser bastante afetada por uma única renda excepcionalmente elevada incluída por acaso na amostra em determinado ano. A mesma medida calculada a partir da tabela de distribuição de freqüências será menos afetada, captando apenas o efeito da renda excepcionalmente elevada sobre a renda média do último estrato. É verdade que essa “robustez” também pode ser encarada como um defeito. Se o surgimento daquela renda excepcionalmente elevada estiver refletindo um real crescimento do número de pessoas extremamente ricas, o índice calculado com os dados individuais da amostra mostrará mais sensibilidade à mudança.

Além do índice de Gini, são utilizadas também as medidas de desigualdade de Theil. Para uma população de  $n$  pessoas onde a  $i$ -ésima pessoa recebe a fração  $y_i$  da renda total, o valor do  $T$  de Theil é

$$T = \sum_{i=1}^n y_i \ln ny_i \quad (1)$$

O valor de  $T$  varia de zero (no caso de perfeita igualdade) a  $\ln n$  (quando uma única pessoa se apropria de toda a renda). Podemos usar a transformação monotonicamente crescente

$$U = 1 - \exp(-T) , \quad (2)$$

que varia de zero a  $(n-1)/n$  (o mesmo intervalo de variação do índice de Gini). O índice  $U$  é denominado *dual* do  $T$  de Theil.

Em trabalhos anteriores denominei o valor dado pela expressão (1) de “redundância”, seguindo uma sugestão do próprio Theil (1967). O valor dado pela transformação (2) podia, então, ser denominado de índice de Theil. Mas a literatura mundial consagrou a denominação “ $T$  de Theil” para a expressão (1), tornando necessário mudar a denominação do valor da transformação (2) para

“dual do  $T$  de Theil”. O dual  $U$  é a proporção que ficaria sem renda em uma situação hipotética em que a renda total fosse igualmente distribuída entre  $(1-U)n$  pessoas, deixando as demais  $Un$  pessoas sem renda, de maneira que o valor do  $T$  de Theil nessa distribuição hipotética fosse igual ao da distribuição analisada. O conceito de dual pode ser aplicado a outras medidas de desigualdade, podendo-se mostrar que o índice de Gini é igual ao seu dual.

A segunda medida de desigualdade de Theil, ou  $L$  de Theil, é

$$L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{ny_i} = \ln \frac{\mu}{g},$$

onde  $\mu$  é a média aritmética e  $g$  é a média geométrica das rendas. Basta que uma única renda tenda a zero para que o valor de  $L$  tenda a infinito.

Enquanto o  $T$  de Theil é relativamente mais sensível a mudanças nas rendas dos ricos, o  $L$  de Theil é especialmente sensível a mudanças na cauda inferior da distribuição.<sup>3</sup>

Ao analisar a distribuição das famílias de acordo com seu rendimento familiar, incluímos as famílias com rendimento zero, não sendo possível, então, calcular o  $L$  de Theil. Essa medida de desigualdade é utilizada apenas na análise da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento.

#### 4. Distribuição da renda entre famílias

Nas PNADs de 1979 a 1990 as tabelas com a distribuição de frequências das famílias por estratos de rendimento familiar divulgadas pelo IBGE não apresentavam o valor do rendimento médio em cada estrato. Para estimar as medidas de tendência central, desigualdade e pobreza era necessário, então, fixar esses valores médios.

Nas PNADs de 1992 a 1997 as tabelas divulgadas pelo IBGE apresentam o rendimento familiar médio em cada estrato.

O rendimento médio estabelecido para o último estrato (mais de 20 salários mínimos) é o que mais afeta a média geral e as medidas de desigualdade. Para as PNADs de 1979 a 1990 ele foi fixado em 40 salários mínimos. Em 1992, 1993, 1995, 1996 e 1997 o valor apresentado corresponde a 34,9, 38,1, 39,3, 40,2 e 38,7 salários mínimos correntes, respectivamente.

---

(3) Para uma análise comparativa da sensibilidade do índice de Gini e das medidas de desigualdade de Theil a transferências regressivas em diferentes partes da distribuição, ver Hoffmann (1998, cap. 7).

A Tabela 2 e a Figura 1 mostram a evolução da desigualdade da distribuição da renda entre famílias. Nota-se o sistemático crescimento da desigualdade entre 1986 e 1989, o valor excepcionalmente baixo em 1992 e sua relativa estabilidade no período 1993/97. O valor médio das medidas de desigualdade no período 1993/97 é semelhante aos valores observados em meados da década de 80 ( $G = 0,59$ ,  $U = 0,52$ , 12,5% da renda para a metade mais pobre, 46% para os 10% mais ricos e 33% para os 5% mais ricos). Seria necessário deixar 59% das famílias sem rendimento para obter um índice de Gini igual a 0,59 em uma distribuição hipotética em que a renda fosse igualmente distribuída entre as demais famílias (41% da população).

Tabela 2

Distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar, no Brasil, de 1979 a 1997. Número de famílias com declaração de rendimento ( $N$ ) e medidas de desigualdade: índice de Gini ( $G$ ),  $T$  de Theil e respectivo dual [ $U = 1 - \exp(-T)$ ], e percentagens da renda total apropriadas pelos 50% mais pobres ( $50^-$ ), pelos 10% mais ricos ( $10^+$ ) e pelos 5% mais ricos ( $5^+$ ).

Ano	$N(1000)$	$G$	$T$	$U$	$50^-$	$10^+$	$5^+$
79	24326	0,588	0,741	0,523	12,6	46,1	32,8
80	26575	0,597	0,769	0,536	12,2	47,1	33,8
81	27475	0,584	0,732	0,519	12,9	45,8	32,7
82	28740	0,587	0,735	0,520	12,6	45,7	32,6
83	29622	0,589	0,739	0,523	12,6	45,9	32,6
84	30880	0,588	0,746	0,526	12,8	46,3	33,2
85	32184	0,592	0,752	0,529	12,5	46,5	33,2
86	32780	0,586	0,731	0,519	12,9	45,6	32,4
87	33934	0,597	0,759	0,532	12,2	46,5	33,1
88	34937	0,606	0,786	0,544	11,8	47,5	33,9
89	36228	0,617	0,812	0,556	11,2	48,3	34,3
90	37541	0,603	0,768	0,536	11,7	46,4	32,9
92	37769	0,567	0,643	0,474	13,7	43,8	30,3
93	38677	0,588	0,731	0,519	12,9	46,5	33,1
95	41212	0,589	0,730	0,518	12,6	45,8	32,2
96	41736	0,595	0,752	0,529	12,2	46,0	32,7
97	43131	0,593	0,732	0,519	12,3	45,9	32,2

Fonte: Dados básicos das PNADs divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de freqüências.

A evolução do valor real do rendimento familiar médio e do rendimento familiar mediano pode ser examinada na Tabela 3 e na Figura 2. Chama a atenção o grande crescimento dessas medidas de tendência central entre 1993 e 1996. Parte do crescimento entre 1993 e 1995 pode ser devida ao deflator utilizado, que não teria captado apropriadamente a inflação por ocasião da criação do real. Entre 1996 e 1997 os rendimentos médio e mediano diminuem, assumindo, neste último ano, valores ligeiramente mais baixos do que em 1995.

Figura 1

Índice de Gini (*G*), dual do *T* de Theil (*U*) e porcentagem da renda total apropriada pelos 10% mais ricos (10<sup>+</sup>) na distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar. Brasil, 1979/97.

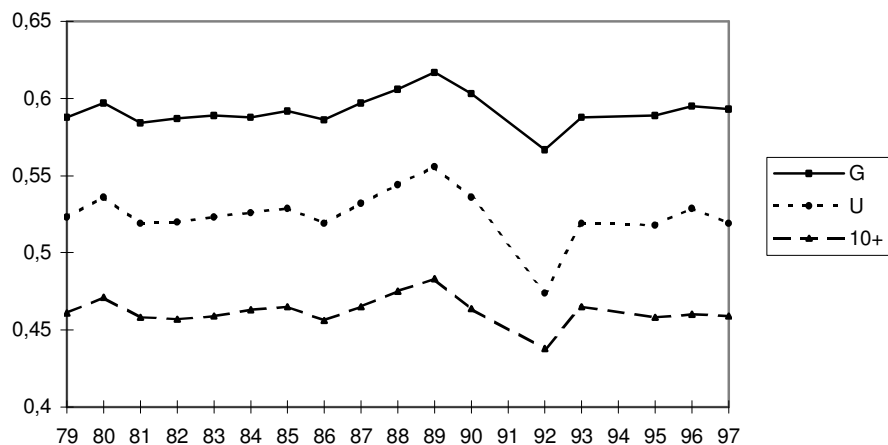


Tabela 3

Distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar, no Brasil, de 1979 a 1997. Rendimento familiar médio e mediano e medidas de pobreza para uma linha de pobreza com valor real igual a dois salários mínimos de agosto de 1980 (Deflator: INPC).

Ano	Média <sup>(1)</sup>	Mediana <sup>(1)</sup>	<i>H</i> <sup>(2)</sup>	<i>P</i> <sup>(3)</sup>	<i>FGT</i> <sup>(4)</sup>
79	4,69	2,48	0,435	0,279	0,1350
80	4,83	2,45	0,444	0,281	0,1338
81	4,50	2,44	0,436	0,284	0,1388
82	4,59	2,38	0,445	0,287	0,1391
83	3,84	2,04	0,494	0,335	0,1708
84	3,83	2,04	0,493	0,331	0,1673
85	4,43	2,33	0,449	0,295	0,1459
86	6,06	3,24	0,336	0,213	0,1011
87	4,73	2,47	0,427	0,286	0,1445
88	4,67	2,36	0,446	0,299	0,1511
89	5,35	2,58	0,414	0,278	0,1399
90	4,26	2,15	0,473	0,328	0,1708
92 <sup>(5)</sup>	3,72	2,05	0,491	0,320	0,1573
93 <sup>(5)</sup>	3,99	2,05	0,492	0,318	0,1544
95 <sup>(5)</sup>	5,12	2,65	0,407	0,254	0,1193
96 <sup>(5)</sup>	5,62	2,86	0,379	0,242	0,1166
97 <sup>(5)</sup>	5,09	2,62	0,409	0,262	0,1269

<sup>(1)</sup> Em múltiplos do valor real do maior salário mínimo de agosto de 1980.

<sup>(2)</sup> Proporção de pobres.

<sup>(3)</sup> Índice de pobreza de Sen.

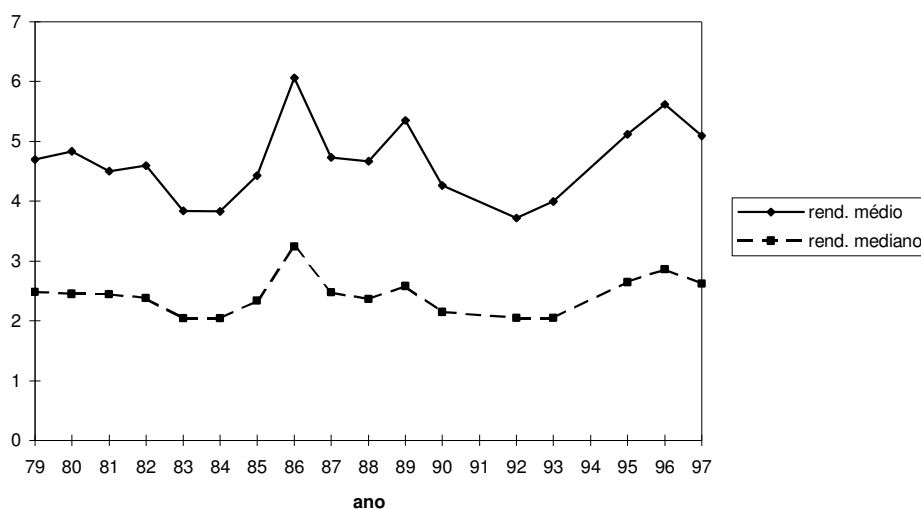
<sup>(4)</sup> Índice de Foster, Greer e Thorbecke.

<sup>(5)</sup> Utilizando rendimentos médios por estrato divulgados pelo IBGE.

Fonte: Dados Básicos das PNADs divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de freqüências.

Os valores excepcionalmente altos dos rendimentos médio e mediano em setembro de 1986 podem ser associados aos efêmeros efeitos benéficos do Plano Cruzado. Além disso, setembro de 1986 foi um período pré-eleitoral, da mesma maneira que setembro de 1989, quando os rendimentos médio e mediano obtidos a partir dos dados da PNAD também se mostram relativamente elevados.<sup>4</sup>

Figura 2  
Rendimento familiar médio e mediano. Brasil, 1979/97.



A Tabela 3 apresenta as medidas de pobreza (proporção de pobres, índice de Sen e índice de Foster, Greer e Thorbecke) adotando uma linha de pobreza com valor real fixo em dois salários mínimos de agosto de 1980 por família. Na Tabela 4 estão os valores das mesmas medidas para uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980 por família. A variação dessas medidas de pobreza no período 1979/97 é ilustrada nas Figuras 3 e 4.

O valor das medidas de pobreza em 1993 é semelhante ao observado em 1992, mais baixo do que em 1983 e 1984, mas mais alto do que no período 1979/82. De 1993 a 1995 há uma substancial redução do nível de pobreza,<sup>5</sup> de intensidade semelhante à redução que ocorreu em 1986, o ano do Plano Cruzado. Mas, enquanto os efeitos benéficos do Plano Cruzado se mostraram efêmeros, com a pobreza em 1987 aumentando para um nível semelhante ao observado em 1985, a redução da pobreza em 1995 se mostra comparativamente mais duradoura, com as medidas de pobreza permanecendo relativamente estáveis entre 1995 e

(4) Fialho (1997) mostra o efeito positivo dos “anos eleitorais” sobre a oferta de moeda e o crescimento do PIB per capita.

(5) Essa redução pode estar superestimada se o INPC não estiver refletindo corretamente a inflação no período de criação do real.



1996. Note-se, entretanto, que em 1997 todas as medidas de pobreza calculadas são maiores do que em 1995.

Tabela 4

Distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar, no Brasil, de 1979 a 1997. Porcentagem de famílias sem rendimento (*S*) no total de famílias com declaração de rendimento e medidas de pobreza absoluta com linha de pobreza igual ao valor real de um salário mínimo de agosto de 1980 por família. (Deflator: INPC).

Ano	<i>S</i>	<i>H</i> <sup>(1)</sup>	<i>P</i> <sup>(2)</sup>	<i>FGT</i> <sup>(3)</sup>
79	1,65	0,208	0,130	0,0619
80	1,90	0,219	0,128	0,0567
81	1,83	0,213	0,135	0,0647
82	1,82	0,217	0,136	0,0649
83	2,15	0,263	0,168	0,0810
84	1,92	0,259	0,163	0,0773
85	1,53	0,226	0,140	0,0660
86	1,54	0,152	0,098	0,0474
87	1,77	0,222	0,142	0,0685
88	1,79	0,233	0,148	0,0708
89	1,90	0,214	0,138	0,0669
90	2,25	0,265	0,173	0,0853
92	3,02	0,251	0,151	0,0694
93	2,93	0,243	0,146	0,0669
95	3,23	0,175	0,109	0,0529
96	3,74	0,170	0,111	0,0557
97	3,65	0,190	0,119	0,0582

<sup>(1)</sup> Proporção de famílias pobres.

<sup>(2)</sup> Índice de pobreza de Sen.

<sup>(3)</sup> Índice de Foster, Greer e Thorbecke.

Fonte: Dados básicos das PNADs divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de freqüências.

Note-se, na segunda coluna da Tabela 4, que a porcentagem de famílias sem rendimento é quase sempre superior a 3% a partir de 1992 e nas PNADs anteriores raramente ultrapassa 2%. Se isso for consequência da mudança na metodologia de levantamento dos dados introduzida em 1992, poderia estar ocorrendo uma ligeira superestimação da pobreza a partir daquele ano, em comparação com os anos anteriores, uma vez que as famílias com rendimento nulo foram incluídas nos cálculos.

Comparando as Figuras 3 e 4 com a Figura 2, observa-se que as linhas mostrando a variação das medidas de pobreza se assemelham a imagens, em um espelho plano, das linhas mostrando a variação dos rendimentos médio e mediano. A correlação do rendimento familiar mediano com a proporção de pobres (*H*), o índice de Sen (*P*) e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (*FGT*) é  $-0,950$ ,  $-0,895$  e  $-0,825$ , respectivamente, quando se adota uma linha de pobreza de um salário mínimo de agosto de 1980 por família, e é  $-0,996$ ,  $-0,980$  e  $-0,941$ , respectivamente, quando se adota uma linha de pobreza duas vezes maior.

Figura 3  
 Pobreza entre famílias: proporção de pobres (H1) e índice de pobreza de Sen (P1) para uma linha de pobreza com valor real igual a um salário mínimo de agosto de 1980 por família e para uma linha de pobreza duas vezes maior (H2 e P2). Brasil, 1979-97.

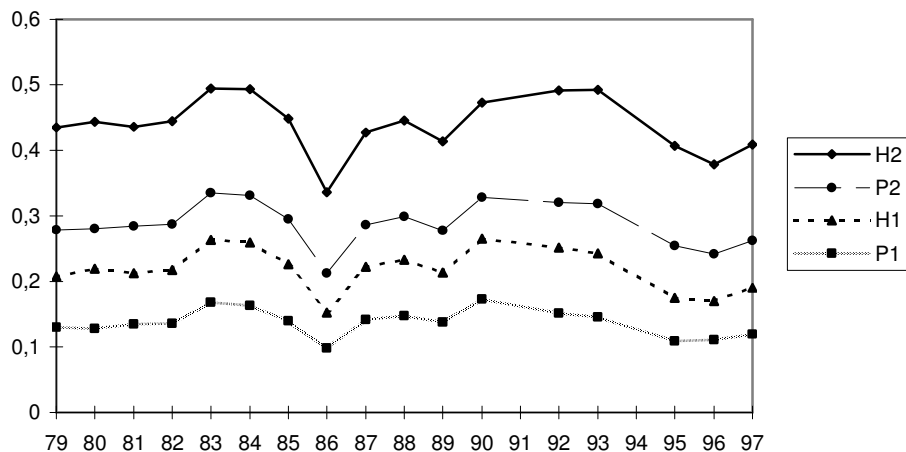
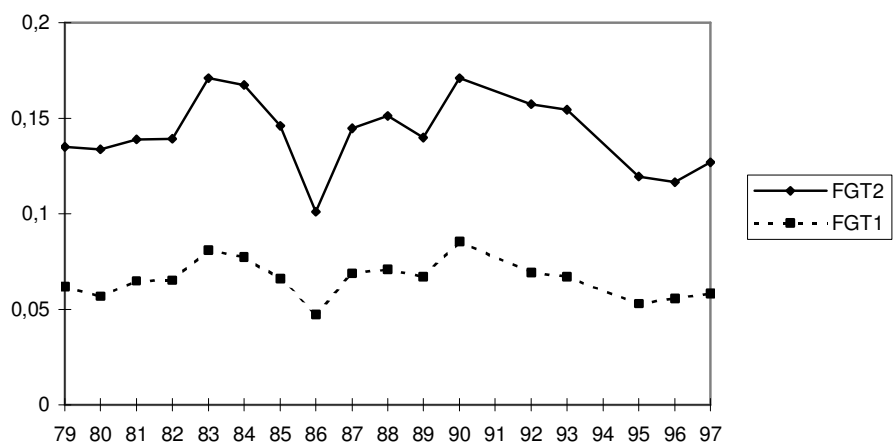


Figura 4  
 Índice de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke para a distribuição da renda entre famílias, adotando uma linha de pobreza com valor real igual a um ou dois salários mínimos de agosto de 1980 por família (FGT1 e FGT2, respectivamente). Brasil, 1979/97.



Utilizando os 17 valores do rendimento familiar médio ( $m$ ) e do índice de Sen ( $P_2$ ) apresentados na Tabela 3 (com linha de pobreza fixada em dois salários mínimos de agosto de 1980 por família) e os valores do índice de Gini ( $G$ ) apresentados na Tabela 2, obtivemos a seguinte equação de regressão (valores de  $t$  entre parênteses):

$$P_2 = 0,047 - 0,1372m + 0,00851m^2 + 1,1680G,$$

(-8,26)
(5,00)
(13,89)

com  $R^2 = 0,994$ . Os três coeficientes de regressão são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. O ponto de mínimo da relação parabólica entre  $P_2$  e  $m$  ocorre quando  $m = 8,05$ , que é maior do que qualquer valor observado dessa variável. Isso mostra que os pontos observados estão todos em torno do arco decrescente da parábola.

A regressão ajustada mostra que a desigualdade na distribuição da renda está diretamente associada com o nível de pobreza absoluta. Pode-se verificar, entretanto, que as variações no nível de pobreza no Brasil, de 1979 a 1997, estão mais relacionadas com as alterações no rendimento médio do que com as mudanças no grau de desigualdade da distribuição. Para que haja simetria entre a influência potencial do rendimento médio e da desigualdade (medida pelo índice de Gini), vamos considerar, nos dois casos, tanto a variável como seu quadrado. A regressão de  $P_2$  contra  $m$  e  $m^2$  tem coeficiente de determinação igual a 0,899, ao passo que a regressão de  $P_2$  contra  $G$  e  $G^2$  tem coeficiente de determinação igual a apenas 0,041. O coeficiente de determinação parcial de  $P_2$  em relação a  $m$  e  $m^2$ , dados  $G$  e  $G^2$ , é 0,994, ao passo que o coeficiente de determinação parcial de  $P_2$  em relação a  $G$  e  $G^2$ , dados  $m$  e  $m^2$ , é 0,941. Em uma regressão múltipla de  $P_2$  contra  $m$ ,  $m^2$ ,  $G$  e  $G^2$ , o teste  $F$  para o efeito de  $G$  e  $G^2$  é igual a 96,26, significativo ao nível de 1%. Mas o teste  $F$  para o efeito de  $m$  e  $m^2$  é dez vezes maior ( $F = 961,79$ ).

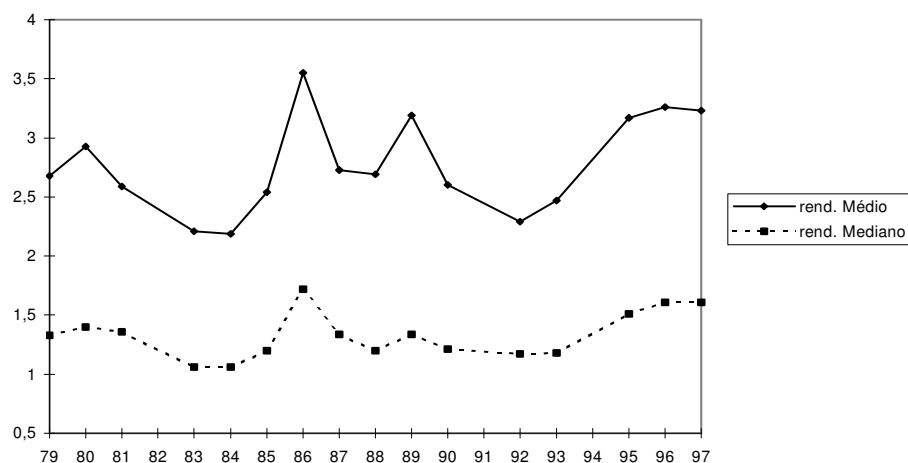
## 5. Distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas

Nesta seção é examinada a distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas, excluindo as pessoas economicamente ativas sem rendimento. Neste caso as publicações das PNADs fornecem tanto o número de pessoas como o rendimento médio em oito estratos cujos limites inferiores são 0, 0,5, 1, 2, 3, 5, 10 e 20 salários mínimos correntes.

A Tabela 5 e a Figura 5 mostram as variações dos rendimentos médio e mediano por pessoa economicamente ativa, em unidades iguais ao valor real do maior salário mínimo vigente em agosto de 1980, usando o INPC (restrito) como deflator. Cabe lembrar, aqui, que os resultados são muito sensíveis à escolha do deflator.

Embora a Tabela 5 apresente as medidas a partir de 1983, o gráfico é feito considerando o período 1979/97. Os valores das medidas para 1979, 1980 e 1981 podem ser encontrados em Hoffmann (1995).

Figura 5  
Rendimento médio e rendimento mediano por pessoa economicamente ativa com rendimento, em salários mínimos (SM) de agosto de 1980. Brasil, 1979/97.



Como seria de se esperar, a Figura 5 é muito semelhante à Figura 2, isto é, a evolução dos rendimentos médio e mediano por pessoa economicamente ativa é semelhante à evolução dos valores médio e mediano do rendimento familiar.

Tabela 5  
Rendimento médio, rendimento mediano e medidas de pobreza absoluta entre pessoas economicamente ativas com rendimento, adotando como linha de pobreza o valor real do maior salário mínimo de agosto de 1980, utilizando o INPC como deflator. Brasil<sup>(1)</sup>, 1983/97.

Ano	Rendimento		$H^{(2)}$	$I^{(3)}$	$P^{(4)}$	$FGT^{(5)}$	$r^{(6)}$
	Médio	Mediano					
83	2,21	1,06	0,476	0,444	0,280	0,1240	9,54
84	2,19	1,06	0,477	0,443	0,282	0,1253	9,65
85	2,54	1,20	0,427	0,436	0,251	0,1113	7,32
86	3,55	1,72	0,301	0,337	0,142	0,0525	2,86
87	2,73	1,34	0,393	0,430	0,227	0,0991	6,20
88	2,69	1,20	0,425	0,447	0,257	0,1168	7,06
89	3,19	1,34	0,399	0,418	0,227	0,0975	5,22
90	2,60	1,21	0,436	0,450	0,256	0,1135	7,54
92	2,29	1,17	0,435	0,426	0,252	0,1107	8,10
93	2,47	1,18	0,438	0,435	0,255	0,1127	7,71
95	3,17	1,51	0,315	0,401	0,163	0,0652	3,99
96	3,26	1,61	0,307	0,385	0,154	0,0593	3,63
97	3,23	1,61	0,310	0,392	0,158	0,0623	3,76

<sup>(1)</sup> Exclusiva área rural da antiga região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá).

<sup>(2)</sup> Proporção de pobres.

<sup>(3)</sup> Razão de insuficiência de renda (*Income gap ratio*).

<sup>(4)</sup> Índice de pobreza de Sen.

<sup>(5)</sup> Índice de Foster, Greer e Thorbecke.

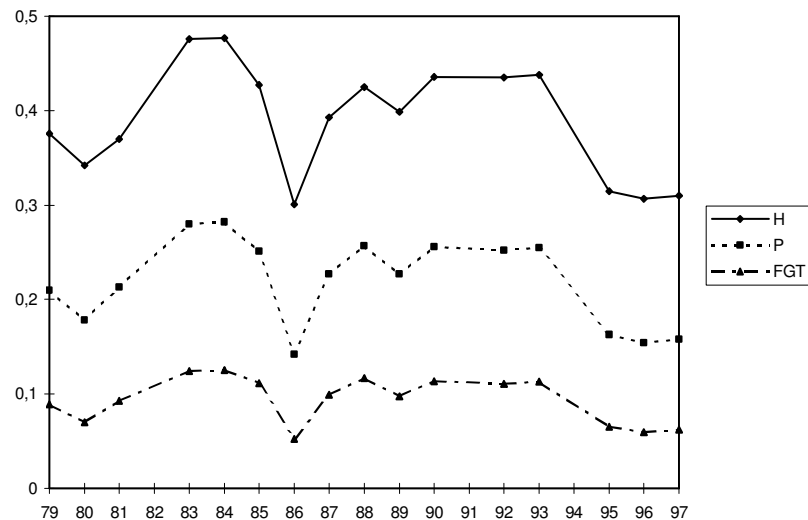
<sup>(6)</sup> Insuficiência de renda como porcentagem da renda total.

Fonte: Dados básicos das PNADs divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de frequências.

A Tabela 5 mostra, também, as medidas de pobreza absoluta entre as pessoas economicamente ativas com rendimento, adotando uma linha de pobreza com valor real igual ao maior salário mínimo vigente em agosto de 1980. A evolução dessas medidas de pobreza no período 1979/97 está ilustrada na Figura 6.

Depois de 1980, na maioria dos anos as medidas de pobreza se mantêm em um “patamar” com  $H = 0,43$ ,  $P = 0,25$  e  $FGT = 0,11$ , aproximadamente. Essas medidas de pobreza estão substancialmente abaixo desse patamar em 1986, 1995, 1996 e 1997.

Figura 6  
Proporção de pobres ( $H$ ), índice de pobreza de Sen ( $P$ ) e índice de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke ( $FGT$ ) para a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, para uma linha de pobreza igual a um salário mínimo de agosto de 1980. Brasil, 1979/97.



A Tabela 6 e as Figuras 7 e 8 mostram a evolução da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com algum rendimento. As diferentes medidas de desigualdade mostram o mesmo padrão geral de variação, com valores relativamente baixos em 1981 e 1992, um crescimento extraordinário entre 1987 e 1989 (período de aceleração da inflação nos dois últimos anos do governo Sarney), um valor relativamente elevado em 1993, redução em 1995 e 1996 e estabilidade entre 1996 e 1997.

Mas nem sempre o comportamento das diferentes medidas de desigualdade é igual. Note-se que o  $L$  de Theil é a única medida cujo valor aumenta entre 1983 e 1984. Entre 1985 e 1986 o índice de Gini diminui, o  $L$  de Theil diminui mais intensamente, ao passo que o  $T$  de Theil aumenta. Todas as

medidas de desigualdade diminuem em 1995 e 1996, mas apenas o  $L$  de Theil assume neste último ano um valor inferior ao observado em 1992. Essas discrepâncias de comportamento se devem às diferenças de sensibilidade desses índices a mudanças em diversas partes (estratos) da distribuição. Sabe-se que o  $L$  de Theil é particularmente sensível a modificações nas rendas dos relativamente pobres, enquanto o  $T$  de Theil é mais sensível a modificações entre os ricos. O índice de Gini, por sua vez, é particularmente sensível a modificações nas rendas próximas da moda ou da mediana da distribuição.

Tabela 6

Desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento: índice de Gini ( $G$ ),  $T$  de Theil e respectivo dual [ $U = 1 - \exp(-T)$ ],  $L$  de Theil e porcentagens da renda total apropriadas pelos 50% mais pobres, ( $50^-$ ), pelos 10% mais ricos ( $10^+$ ) e pelos 5% mais ricos ( $5^+$ ). Brasil<sup>(1)</sup>, 1983/97.

Ano	$G$	$T$	$U$	$L$	$50^-$	$10^+$	$5^+$
83	0,591	0,719	0,513	0,652	13,1	47,4	33,8
84	0,586	0,696	0,501	0,658	13,2	46,9	33,4
85	0,599	0,745	0,525	0,695	12,6	48,0	34,5
86	0,589	0,751	0,528	0,638	13,3	47,8	34,6
87	0,595	0,740	0,523	0,675	12,7	47,8	34,1
88	0,617	0,805	0,553	0,755	11,8	50,2	36,2
89	0,636	0,897	0,592	0,792	10,9	52,5	38,5
90	0,607	0,789	0,546	0,697	11,9	48,7	34,9
92	0,574	0,691	0,499	0,636	14,0	45,8	32,7
93	0,604	0,805	0,553	0,711	12,7	49,5	36,5
95	0,589	0,749	0,527	0,637	13,1	47,6	34,0
96	0,585	0,725	0,516	0,627	13,4	47,3	33,6
97	0,585	0,723	0,514	0,628	13,4	47,2	33,7

<sup>(1)</sup> Exclusive área rural da antiga região Norte (RO, AC, AM, RR, PA e AP).

Fonte: Dados básicos das PNADs divulgados pelo IBGE na forma de tabelas de distribuição de freqüências.

Figura 7

Índice de Gini ( $G$ ), dual do  $T$  de Theil ( $U$ ) e proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos ( $10^+$ ) na distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento. Brasil, 1979/97.

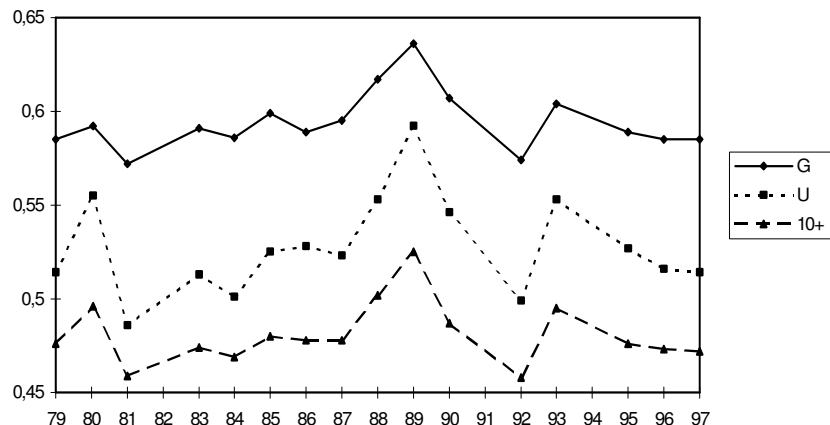
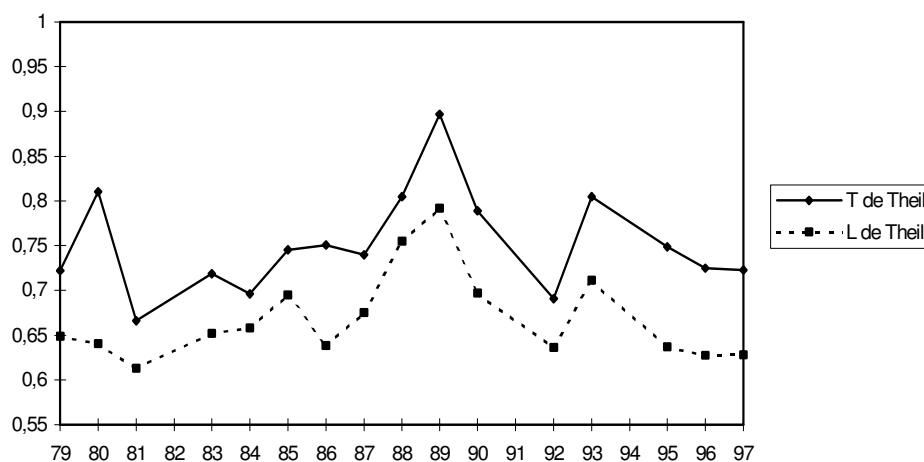


Figura 8  
Índices de Theil ( $T$  e  $L$ ) para a desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento. Brasil, 1979/97.



Ao analisar a distribuição da renda entre as famílias, verificamos que há uma forte correlação negativa entre as medidas de tendência central e as medidas de pobreza. O mesmo ocorre para a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas. Considerando os 16 valores de cada variável no período 1979/97 (uma vez que não se dispõe das medidas em 1982, 1990 e 1994), verifica-se que a correlação entre o rendimento mediano por pessoas economicamente ativas e as medidas de pobreza absoluta  $H$ ,  $P$  e  $FGT$  é  $-0,975$ ,  $-0,977$  e  $-0,972$ , respectivamente.

Para apresentar a equação de regressão associando pobreza absoluta, rendimento médio e desigualdade, vamos definir, inicialmente, as variáveis utilizadas:

$P$  é o índice de pobreza de Sen;

$m$  é o rendimento médio;

$G$  é o índice de Gini;

$A$  é o número de anos, variando de 1 em 1979 até 18 em 1996;

$B_1$  é uma variável binária destinada a captar o efeito das diferenças entre a forma de coletar as informações no Censo Demográfico de 1980 e nas PNADs; essa variável assume valor 1 em 1980 e valor zero nos demais anos;

$B_2$  é uma variável binária destinada a captar o efeito da mudança na forma de coletar as informações a partir da PNAD de 1992; essa variável assume valor zero até 1990 e assume valor 1 a partir de 1992.

A equação estimada é (valores de  $t$  entre parênteses):

$$P = 0,0850 - 0,2507 m + 0,0249 m^2 + 1,0569 G \\ - 0,0144 B_1 - 0,0187 B_2 + 0,00126 A ,$$

(-9,17)                      (5,19)                      (16,45)  
(-4,15)                      (-4,76)                      (3,58)

com  $R^2 = 0,998$ . Verifica-se que todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%, pois o valor crítico de  $t$ , a esse nível de significância, com 9 graus de liberdade, é 3,250.

O ponto de mínimo da relação parabólica entre  $P$  e  $m$  ocorre quando  $m = 5,04$ . Como esse valor é maior do que qualquer valor observado, conclui-se que a relação entre o índice de Sen e o rendimento médio é decrescente no intervalo relevante.

É necessário cuidado para *não* interpretar o coeficiente de  $A$  nessa equação simplesmente como uma tendência de crescimento da pobreza. Nessa equação o coeficiente de  $A$  mostra a influência dessa variável sobre  $P$  depois de descontados os efeitos das demais variáveis (incluindo variações do rendimento médio e da desigualdade ao longo do tempo). Em regressões simples de medidas de pobreza ( $H$ ,  $P$  ou FGT) contra  $A$  o coeficiente é sempre negativo e não-significativo (valor absoluto de  $t$  menor do que 1,11). Além disso, há correlação elevada entre  $A$  e  $B_2$  (coeficiente de correlação igual a 0,83), causando instabilidade nos coeficientes dessas variáveis. O coeficiente de  $A$  se torna negativo quando a variável  $B_2$  é excluída da regressão.

É desnecessário dizer que a equação de regressão ajustada comprova que as variações no grau de desigualdade na distribuição da renda no Brasil, no período 1979-97, tiveram papel fundamental na determinação das oscilações no nível de pobreza absoluta.

## 6. Relação entre desigualdade e rendimento médio, inflação e salário mínimo

A seguir vamos analisar como as variações na desigualdade da distribuição da renda no Brasil estão associadas com o rendimento médio, a inflação e o valor real do salário mínimo. Será considerado o nível de inflação mensal no mês de referência do Censo ou da PNAD, apresentado na última coluna da Tabela 1. Essa variável é representada por  $\psi$ .

Nesta seção são considerados somente os dados referentes ao período 1979/96, pois a análise foi feita antes de serem divulgados os dados da PNAD de 1997. Tendo em vista que as principais características da distribuição da renda no Brasil em 1997 são semelhantes às de 1996, é claro que o acréscimo do novo ponto não iria alterar substancialmente os resultados das regressões apresentadas.



Vamos considerar, inicialmente, a distribuição da renda entre famílias. Os correspondentes valores do rendimento familiar médio ( $m$ ), do índice de Gini ( $G$ ), do dual do  $T$  de Theil ( $U$ ) e da porcentagem da renda apropriada pelos 10% mais ricos ( $C = 10^+$ ) estão nas Tabelas 2 e 3. A variável  $A$  é o número de anos decorridos desde 1978. A variável  $S$  é um índice para o valor real do salário mínimo, com base em 1980 (100 vezes o inverso da coluna SMC na Tabela 1).

Foi obtida a seguinte equação de regressão para o índice de Gini (valor de  $t$  entre parênteses):

$$100G = 39,05 - 0,1337 A + 9,692 m - 0,8704 m^2 + 0,0508 \psi - 0,0651 S , \quad (3)$$

(-3,32)
(3,54)
(-3,04)
(3,84)
(-4,15)

com  $R^2 = 0,846$  e  $F = 11,00$ . O ponto de máximo da relação parabólica entre  $G$  e  $m$  ocorre quando  $m = 5,57$ .

Para o dual do  $T$  de Theil a equação ajustada é:

$$100U = 23,94 - 0,2670 A + 14,325 m - 1,276 m^2 + 0,0610 \psi - 0,1043 S , \quad (4)$$

(-3,64)
(2,88)
(-2,45)
(2,54)
(-3,65)

com  $R^2 = 0,792$  e  $F = 7,60$ . O ponto de máximo da relação parabólica entre  $U$  e  $m$  ocorre quando  $m = 5,61$ .

Finalmente, para a porcentagem da renda apropriada pelos 10% mais ricos ( $C = 10^+$ ) a equação estimada é:

$$C = 27,64 - 0,1310 A + 8,586 m - 0,7846 m^2 + 0,0535 \psi - 0,0444 S , \quad (5)$$

(-3,20)
(3,09)
(-2,70)
(3,98)
(-2,79)

com  $R^2 = 0,795$  e  $F = 7,76$ . O ponto de máximo da relação parabólica entre  $C$  e  $m$  ocorre quando  $m = 5,47$ .

Verifica-se que nas três equações os coeficientes de regressão são todos estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Apenas os rendimentos familiares médios observados em 1986 e 1996 superaram as abscissas dos pontos de máximo da função parabólica relacionando a medida de desigualdade com o rendimento médio, mostrando que os pontos observados estão quase todos em torno do arco ascendente da parábola. Seria válido extrapolar a função e acreditar na existência do arco descendente?

Vamos considerar, em seguida, os índices referentes à distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com algum rendimento. Além dos 12

valores de cada variável referentes ao período 1983/96, apresentados nas Tabelas 5 e 6, também são usados, nas regressões, os valores para 1979, 1980 e 1981.

Para o índice de Gini foi obtida a seguinte equação (valor de  $t$  entre parênteses):

$$100G = 51,90 - 0,2284A + 8,796m - 0,9841m^2 + 0,1185\psi - 0,1083S \quad (6)$$

(-4,31)
(1,47)
(-0,92)
(7,38)
(-4,67)

com  $R^2 = 0,903$  e  $F = 16,67$ . A abcissa do ponto de máximo da relação parabólica entre  $G$  e  $m$  é 4,47. O teste  $F$  para a hipótese de que os coeficientes de  $m$  e  $m^2$  são ambos nulos é igual a 19,17, significativo ao nível de 1%.

Considerando o  $L$  de Theil como variável dependente, foi estimada a seguinte equação:

$$100L = 42,95 - 0,6022A + 26,461m - 3,424m^2 + 0,3944\psi - 0,2782S \quad (7)$$

(-3,97)
(1,54)
(-1,12)
(8,57)
(-4,19)

com  $R^2 = 0,915$  e  $F = 19,39$ . O ponto de máximo da relação parabólica entre  $L$  e  $m$  ocorre quando  $m = 3,86$ . Testando a hipótese de que os coeficientes de  $m$  e  $m^2$  são ambos nulos obtemos  $F = 11,90$ , o que leva a rejeitar essa hipótese ao nível de significância de 1%.

Para o dual do  $T$  de Theil foi ajustada a seguinte equação (incluindo a variável binária  $B_1$ , destinada a captar os efeitos da maneira distinta de obter os dados no Censo de 1980):

$$100U = 43,18 + 4,894B_1 - 0,2405A + 9,674m - 0,7461m^2 + 0,1894\psi - 0,1500S \quad (8)$$

(4,13)
(-3,21)
(1,07)
(-0,46)
(8,329)
(-4,15)

com  $R^2 = 0,937$  e  $F = 19,87$ . A abcissa do ponto de máximo da relação parabólica entre  $U$  e  $m$  é 6,48. O teste  $F$  para a hipótese de que os coeficientes de  $m$  e  $m^2$  são ambos nulos é igual a 26,15, significativo ao nível de 1%.

Finalmente, para a porcentagem da renda apropriada pelos 10% mais ricos ( $C = 10^+$ ) foi obtida a equação de regressão:

$$C = 40,24 + 2,446B_1 - 0,2083A + 7,726m - 0,7398m^2 + 0,1279\psi - 0,0960S \quad (9)$$

(3,08)
(-4,16)
(1,28)
(-0,69)
(8,41)
(-3,98)

com  $R^2 = 0,930$  e  $F = 17,77$ . O máximo da relação parabólica entre  $C$  e  $m$  ocorre quando  $m = 5,22$ . O teste  $F$  para a hipótese de que os coeficientes de  $m$  e  $m^2$  são ambos nulos é igual a 24,96, significativo ao nível de 1%.

Nas equações (6), (7), (8) e (9) os coeficientes de regressão, excluindo os referentes a  $m$  e  $m^2$ , são todos estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5% e para a maioria deles a afirmativa continua válida para o nível de significância de 1%.

O maior valor de  $m$  observado, no caso da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas, é 3,55, referente a 1986. Verifica-se que a abcissa do vértice da relação parabólica relacionando uma medida de desigualdade e o rendimento médio, nas equações (6) a (9), é sempre maior, mostrando que os pontos observados estão sempre em torno do arco ascendente da parábola.

Considerando as sete equações de regressão apresentadas nesta seção, conclui-se que há uma relação crescente e côncava entre medidas de desigualdade e o rendimento médio. Não há, entretanto, base empírica para concluir que rendimentos médios mais elevados farão diminuir o grau de desigualdade, completando a relação em forma de “U invertido”. Cabe ressaltar que os dados utilizados não são apropriados para testar a hipótese da relação em forma de “U invertido” de Kuznets, que se refere às mudanças de longo prazo na economia.

Todas as sete equações apresentadas mostram que há um efeito positivo e estatisticamente significativo da inflação mensal sobre o grau de desigualdade da distribuição da renda, confirmando vários resultados anteriores.<sup>6</sup> Cabe ressaltar que o efeito da inflação elevada sobre a desigualdade medida nos dados das PNADs inclui tanto o aumento efetivo da desigualdade econômica entre as pessoas como o aumento do “ruído” estatístico nas informações sobre rendimento das pessoas (ver Hoffmann, 1995 e Neri, 1997a).

Todas as sete equações ajustadas mostram, também, que há um efeito negativo e estatisticamente significativo do valor real do salário mínimo sobre o grau de desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

Não podemos descartar totalmente a possibilidade de que parte da associação negativa entre salário mínimo real e desigualdade nas equações (3) a (9) seja espúria. A intensidade da inflação nos meses que antecedem o mês de referência da PNAD, por exemplo, pode afetar simultaneamente o valor real do salário mínimo e, em geral, os rendimentos das pessoas na cauda inferior da distribuição de renda; na regressão ajustada o coeficiente do salário mínimo poderia estar captando, então, o efeito de variáveis não incluídas no modelo (a intensidade da inflação em vários meses anteriores ao mês de referência do levantamento). Uma vez que as regressões ajustadas já têm poucos graus de liberdade no resíduo, fica difícil testar hipóteses sobre a influência de várias outras variáveis.

O efeito do valor real do salário mínimo sobre a desigualdade da distribuição da renda é tema que tem despertado polêmica. Hoffmann (1973),

---

(6) Ver Hoffmann (1992, 1995), Bonelli & Ramos (1993), Cardoso, Barros & Urani (1993), Cardoso (1993) e Ferreira e Litchfield (1996).

utilizando dados sobre salários na indústria brasileira no período 1966/71, obtém equações de regressão que mostram um efeito negativo e estatisticamente significativo do valor real do salário mínimo sobre a desigualdade.

Reis (1989) faz uma análise cautelosa do tema e embora verifique que o salário mínimo tem efeito significativo sobre os salários médio e mediano dos trabalhadores (pelo menos para os trabalhadores com carteira), conclui que os resultados obtidos “sugerem, em seu conjunto, uma avaliação pessimista quanto às possibilidades de utilizar uma política agressiva de elevação real do salário mínimo como instrumento de alteração na distribuição de renda do país” (p. 372).<sup>7</sup>

Cardoso (1993), utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME do IBGE) no período 1981/91 em seis áreas metropolitanas, conclui que aumentos no salário mínimo real contribuem para aumentar a desigualdade no Brasil. Desnecessário dizer que essa conclusão é contraditória com os resultados deste trabalho.<sup>8</sup>

Neri (1997b), usando dados mensais da PME em seis áreas metropolitanas no período de 1980 a 1997, verifica que ocorre um efeito negativo do salário mínimo sobre a desigualdade medida pela razão entre as proporções da renda total apropriadas pelos 20% mais ricos e pelos 50% mais pobres. Verificou, também, que a elasticidade da proporção de pobres em relação ao salário mínimo é negativa e estatisticamente significativa. Observou que esta elasticidade se apresentou inversamente relacionada com o valor da linha de pobreza utilizada, indicando que o salário mínimo exerce maiores impactos sobre a cauda inferior da distribuição de renda domiciliar per capita.

Uma análise de dados de vários países em desenvolvimento elaborada por Lustig & McLeod (1996) também mostra que aumentos no salário mínimo estão associados a reduções na pobreza absoluta.

Corrêa & Hoffmann (1997) constatam a importância do salário mínimo como um dos determinantes da desigualdade da distribuição da renda na agricultura paulista no período 1981/90.

Verifica-se que o sinal do coeficiente do salário mínimo real nas equações (3) e (9) é coerente com várias pesquisas que mostram que aumentos no salário mínimo contribuem para reduzir a desigualdade e a pobreza.

As decisões sobre quando e quanto aumentar o salário mínimo devem levar em consideração os efeitos sobre a informalização das relações de trabalho, o desemprego e o déficit público.

Cabe ressaltar que a inflação e o salário mínimo são apenas alguns dos determinantes mais imediatos ou “conjunturais” da desigualdade da distribuição da renda. O fato de o Brasil se destacar como um país com desigualdade elevada

---

(7) Ver Sabóia (1985) e a literatura que ele comenta, e também Velloso (1990) e Ramos & Reis (1995).

(8) Seria necessário refazer a análise dos dados da PME para tentar determinar a origem da contradição nos resultados. Cabe assinalar que o tratamento dado às observações discrepantes no trabalho de Cardoso me parece inapropriado: *Outliers, defined as any estimate which diverges from the mean by more than two standard deviations, were discarded* (p. 119).

tem determinantes mais permanentes, ou “estruturais”, como a distribuição da riqueza (incluindo a propriedade da terra) e as diferenças na escolaridade das pessoas.

### **Conclusões**

Nesta seção vamos apenas destacar alguns dos resultados obtidos nesta análise da distribuição da renda no Brasil com base nas PNADs de 1979 a 1997 e no Censo Demográfico de 1980.

A desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas (PEA) com rendimento no período 1995/97 é menor do que em 1993, mas não é excepcionalmente baixa. A desigualdade em 1995, 1996 e 1997 é comparável à observada na primeira metade da década de 80 e substancialmente maior do que a desigualdade observada na PNAD de 1992. Quando consideramos a desigualdade da distribuição da renda entre famílias classificadas conforme o rendimento familiar, observa-se que no período 1993/97 ela está num patamar de nível semelhante ao valor médio no período 1979/87. Em 1997 o índice de Gini da distribuição das famílias de acordo com o rendimento familiar é superior a 0,59, as famílias abaixo da mediana ficam com apenas 12,3% da renda total, enquanto os 10% mais ricos e os 5% mais ricos se apropriam de quase 46% e 33% da renda total, respectivamente. Quando se considera a distribuição das pessoas economicamente ativas de acordo com seu rendimento total, verifica-se que o índice de Gini é 0,585, os 50% mais pobres ficam com 13,4% da renda total, o décimo mais rico se apropria de 47,2% da renda total e o vigésimo mais rico recebe pouco mais de 1/3 (33,7%) da renda total.

Adotando linhas de pobreza baseadas no valor real do maior salário mínimo vigente em agosto de 1980 e usando como deflator o INPC (restrito), verifica-se que as medidas de pobreza absoluta sofrem redução substancial entre 1993 e 1995 e permanecem num patamar relativamente baixo no triênio 1995/97.

As variações no nível de pobreza absoluta dependem de alterações na tendência central e na desigualdade da distribuição. No Brasil, no período 1979/97, embora haja um efeito substancial das mudanças na desigualdade, as oscilações no nível de pobreza foram determinadas, predominantemente, por variações (no sentido oposto) no rendimento médio (e no rendimento mediano).

A análise de regressão mostra que no Brasil, no período 1979/96, a inflação está associada com maior desigualdade e o valor real do salário mínimo tem correlação parcial negativa e estatisticamente significativa com as medidas de desigualdade.

Rodolfo Hoffmann é professor do  
Instituto de Economia da UNICAMP,  
com apoio do CNPq e da FAPESP.

### Referências bibliográficas

- BONELLI, R., RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil; avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 2, p. 76-97, 1993.
- CARDOSO, E. Cyclical variations of earnings inequality in Brazil. *Revista de Economia Política*, v.13, n. 4, p. 112-24, 1993.
- \_\_\_\_\_, BARROS, R., URANI, A. *Inflation and unemployment as determinants of inequality in Brazil; the 1980*. Brasília: IPEA, 1993. (Texto para Discussão, n. 298).
- CORRÊA, A. M. C. J., HOFFMANN, R. Fatores condicionantes da desigualdade de rendimentos na agricultura paulista: 1981-90. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 471-87, out./dez. 1997.
- FERREIRA, F., LITCHFIELD, J. Inequality and poverty in the lost decade: Brazilian income distribution in the 1980s. In: BULMER-THOMAS, V. (Org.). *The new economic model in Latin America and its impact on income distribution and poverty*. London: MacMillan Press, 1996.
- FIALHO, T. M. M. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 3, p. 379-89, jul./set. 1997.
- HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, v. 13, n. 4, p. 7-17, out./dez. 1973.
- \_\_\_\_\_. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 2, p. 277-94, abr./jun. 1995/ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 14, Campos de Jordão, SP, 1992. *Anais ... /São Paulo: Sociedade Brasileira de Econometria, 1992. v. 1, p. 311-36.*
- \_\_\_\_\_. *Distribuição de renda; medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Síntese de Indicadores 1996*. Rio de Janeiro: IBGE, 1997.
- LUSTIG, N., MCLEOD, D. *Minimum wages and poverty in developing countries; some empirical evidence*. Washington, DC: The Brookings Institute, 1996. (Brookings Discussion Papers, n. 125).
- NERI, M. Dynamics of income distribution in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 25, Recife, dez. 1997. *Anais...* São Paulo: ANPEC, 1997a. v. 2, p. 1141-56.
- NERI, M. O reajuste do salário mínimo de maio de 1995. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 19, Recife, dez. 1997. *Anais...* /São Paulo/ Sociedade Brasileira de Econometria, 1997b., v. 2, p. 645-66, 1997b.
- RAMOS, L., REIS, J.G.A. Salário mínimo, distribuição de renda e pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 1, p. 99-114, abr. 1995.
- REIS, J. G. A. Salário mínimo e distribuição da renda. In: PERSPECTIVAS da economia brasileira – 1989. Rio de Janeiro: IPEA, 1989. p. 371-91.

SABÓIA, J. L. M. A controvérsia sobre o salário mínimo e a taxa de salários na economia brasileira; novas evidências. *Revista de Economia Política*, v. 5, n. 2, p. 39-66, abr./jun. 1985.

THEIL, H. *Economics and information theory*. Chicago: Rand McNally, 1967.

VELLOSO, R. C. Salário mínimo e taxa de salários; o caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.20, n. 3, p. 489-520, dez. 1990.

### **Resumo**

É analisada a distribuição da renda entre famílias e entre pessoas economicamente ativas no Brasil, mostrando a evolução de várias medidas de desigualdade e pobreza de 1979 a 1997. Verifica-se como as variações no grau de pobreza estão relacionadas com variações na renda média e na desigualdade. O trabalho mostra que a desigualdade da distribuição da renda aumenta com a inflação e está negativamente relacionada com o valor real do salário mínimo.

**Palavras-chave:** Desigualdade social; Pobreza – Brasil; Renda – Distribuição; Inflação; Salário mínimo – Brasil.

### **Abstract**

The paper analyses the income distribution among families and among economically active persons in Brazil, showing the evolution of several measures of inequality and poverty from 1979 to 1997. Regression analysis is used to evaluate how changes in the mean income and in the degree of inequality affect poverty. It is shown that income inequality increases with inflation and is negatively related to the real value of the minimum wage.

**Key-words:** Inequality; Poverty, Income distribution; Inflation; Minimum wage; Brazil.