

Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil — 1981/95*

Francisco H. G. Ferreira**
Julie A. Litchfield***

1 - Introdução

Este artigo apresenta uma análise detalhada da distribuição de renda e pobreza no Brasil entre 1981 e 1995. O objetivo é mostrar tão claramente quanto possível um panorama das rendas por família, níveis e mudanças da desigualdade e pobreza, e fazer algumas comparações gerais de bem-estar, usando desenvolvimentos recentes nos conceitos e técnicas de análise distributiva. Além disso, uma análise de sensibilidade é conduzida a fim de medir o efeito sobre estimativas de desigualdade e pobreza de várias escalas de equivalência.

A desigualdade no Brasil está entre as maiores do mundo. O Banco Mundial consistentemente lista-a como a primeira ou a segunda (dependendo da medida empregada) e isto, combinado com a importância geográfica e econômica do país, a torna um caso de estudo importante para qualquer interessado em análise distributiva [ver World Bank (1980, 1990 e 1996)]. Não surpreendentemente, existe uma vasta literatura sobre pobreza e desigualdade no Brasil: veja por exemplo Amadeo *et alii* (1994), Barros, Mendonça e Rocha (1993), Barros, Mendonça e Duarte (1995), Fishlow (1972), Fields (1978), Fox (1990), Fox e Morley (1991), Hoffman (1989), Jatobá (1995), Sedlacek e Barros (1989), Thomas (1987) e Tolosa (1991). Nosso objetivo neste artigo é complementar esses estudos, providenciando um panorama compreensivo da distribuição de renda,

* Somos gratos a Leverhulme Trust, the Economics and Social Research Council e Sticerd, LSE, no Reino Unido, e ao CNPq, em Brasília, pelo apoio financeiro. Agradecemos também a Frank Cowell, David Piachaud e Stephen Howes, na LSE; Sergei Soares, no Delta, Paris; e ao grupo de pesquisadores do IPEA, no Rio de Janeiro, pelo apoio e conselhos. Este texto foi traduzido do inglês por Antônio Marcos H. Ambrózio.

** Professor de Economia da PUC/Rio.

*** Diretora da Poverty Research Unit da Universidade de Sussex, Inglaterra.

desigualdade, pobreza e bem-estar social para os anos de 1981 a 1995, com ênfase nas mudanças nesse período.

O artigo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 analisa as mudanças na distribuição da renda familiar bruta *per capita* e apresenta resultados sobre renda, medidas de desigualdade e renda média e fração de renda por décimo da distribuição. A Seção 3 estende a análise de medidas resumidas usando instrumentos-padrão, como Parada de Pen, Curva de Lorenz e Curva de Lorenz Generalizada, a fim de observar a distribuição como um todo. A Seção 4 contém resultados sobre a evolução da pobreza, com três índices para cada ano no período, assim como comparações de pobreza usando dominância mista. A Seção 5 testa a robustez das conclusões a mudanças na escolha da escala de equivalência. A Seção 6 conclui o trabalho. O Apêndice contém dados referentes ao arcabouço macroeconômico.

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do período 1981/95, produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados para cada ano foram coletados de uma amostra nacional representativa de famílias, com o tamanho variando de 286 mil a 517 mil indivíduos. O questionário abrange assuntos relacionados tanto às famílias quanto aos indivíduos que as compõem. A informação se refere à localização geográfica das famílias; características da residência; tamanho; relações entre os indivíduos; suas atividades; renda do trabalho; transferências e outras fontes como renda da terra e capital; ocupação e outras características do trabalho; idade; sexo; educação; etnia e alfabetização. A definição da renda na análise central é renda familiar bruta mensal *per capita*; a população se refere a todos os indivíduos. Os montantes monetários são todos medidos em reais de 1995, com a taxa de câmbio de US\$ 0.953. O INPC (Brasil) é usado para converter renda nominal em renda real.

2 - Renda e desigualdade

Esta seção inclui medidas resumidas da distribuição de renda e resultados sobre desigualdade. Rendas média e mediana são apresentadas para cada ano comparável da série junto com quatro medidas resumidas de desigualdade: o coeficiente de Gini e três membros da classe de medidas de entropia generalizada (EG). A classe de medidas de EG foi escolhida porque seus membros satisfazem todos os axiomas desejáveis das medidas de desigualdade.¹ Apesar de o coeficiente de Gini só satisfazer esses axiomas sob certas condições, este é incluído

1 Esses axiomas são: anonimato, princípio da transferência, invariância de escala, invariância por replicação da população e decomponibilidade [Cowell (1995)].

na análise a fim de permitir algum grau de comparabilidade com outros estudos.² As fórmulas são:

$$\text{Gini} = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

$$\text{EG}(\alpha) = \frac{1}{(\alpha^2 - \alpha)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

onde n é o número de indivíduos na amostra, y_i é a renda familiar bruta *per capita* para o indivíduo i , $i \in (1, 2, \dots, n)$, e $\bar{y} = (1/n) \sum y_i$, é a média aritmética da renda. O parâmetro α na classe de EG representa o peso dado a distâncias entre rendas em partes diferentes da distribuição. Um valor de $\alpha = 0$ dá mais peso a distâncias entre rendas na cauda inferior da distribuição, enquanto um valor de $\alpha = 2$ dá proporcionalmente mais peso a distâncias na cauda superior. As medidas de EG com parâmetros 0 e 1 se tornam, aplicando a regra de l'Hopital, os índices Theil(L) e Theil(T):

$$\text{EG}(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\bar{y}}{y_i}$$

$$\text{EG}(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log \frac{y_i}{\bar{y}}$$

Com $\alpha = 2$ a medida de EG se torna metade do quadrado do coeficiente de variação.

Existem duas principais características da distribuição, como mostra a Tabela 1. A primeira é a diferença entre a renda média e a renda mediana. Em cada ano, a renda mediana é aproximadamente apenas metade da renda média, o que revela que a distribuição estava extremamente viesada para a direita, com 50% da população recebendo renda menor que metade da média aritmética.

A segunda característica importante da Tabela 1 é o crescimento da desigualdade ao longo do período, como é demonstrado pelas quatro medidas. Entre 1981 e 1995, o coeficiente de Gini aumentou cerca de 3%, EG (0) por volta de 7%, EG (1) perto de 9% e o coeficiente de variação (CV) pouco mais de 10%.

² O coeficiente de Gini não é decomponível, a não ser que os subgrupos da população não se sobreponham no vetor de rendas.

Tabela 1

Brasil: médias, medianas e desigualdade — 1981/95

	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
Renda média	136.2	117.3	116.8	139.8	206.7	154.1	144.1	162.6	149.8	128.2	134.2	165.9
Mediana	71.4	59.6	59.8	69.0	106.7	78.0	68.6	73.0	72.2	69.3	67.8	81.4
Gini	0.574	0.584	0.577	0.589	0.581	0.592	0.609	0.618	0.606	0.573	0.595	0.590
EG (0)	0.613	0.631	0.612	0.649	0.626	0.666	0.715	0.738	0.705	0.628	0.676	0.656
EG (1)	0.647	0.676	0.653	0.697	0.694	0.710	0.750	0.796	0.745	0.666	0.736	0.703
CV	1.635	1.743	1.635	1.804	2.084	1.891	1.869	2.154	2.009	1.936	1.997	1.805

Nota: Rendas expressas em reais de 1995 (renda real).

Entretanto, este aumento na desigualdade não foi monótono durante o período. Nos anos 80, o coeficiente de Gini aumentou mais de 5%, EG (0) e EG (1) cerca de 15% e CV aproximadamente 23%, enquanto durante os anos 90 a desigualdade declinou, com todas as medidas caindo: o coeficiente de Gini por volta de 3%, EG (0) 5%, EG (1) 6% e CV por volta de 7%. As mudanças proporcionalmente maiores no CV durante os anos 80 sugerem que o aumento da desigualdade foi determinado por um aumento relativamente grande das rendas na cauda superior. Mudanças na desigualdade durante os anos 90 são menores e razoavelmente similares entre as quatro medidas, mas o ligeiro declínio no CV pode ser devido a ganhos de renda proporcionalmente menores no topo da distribuição.

As estatísticas resumidas também lançam alguma luz na relação entre o ciclo macroeconômico e a distribuição de renda. Todas as quatro medidas aumentaram substancialmente durante a recessão de 1981/83, caíram com a volta do crescimento em 1984 e então retomaram uma tendência de alta, alcançando o pico em 1989, antes de declinar até 1995. O ano de 1986 foi atípico, quando ambos os índices de Theil e de Gini caíram, indicando queda da desigualdade com respeito à base e ao meio da distribuição. O pronunciado aumento no CV sugere maior dispersão entre as maiores rendas. Essas mudanças vão contra a tendência geral e são certamente devidas aos efeitos redistributivos de uma inflação menor causada pelo Plano Cruzado de 1986. Esse plano reduziu substancialmente a inflação, com um impacto positivo sobre aqueles menos aptos a proteger suas rendas contra a indexação imperfeita. Além de uma inflação reduzida, a menor desigualdade entre os relativamente pobres em 1986 pode também refletir o efeito acumulado de três anos de crescimento. A queda em todas as quatro medidas de desigualdade em 1990, ainda que para níveis muito maiores que a média da década — e do que qualquer ano até 1987 —, também coincide com uma forte, mesmo que de curto período, redução da inflação no segundo e terceiro trimestres. Da mesma forma, a queda entre 1993 e 1995 pode também refletir os benefícios distributivos de uma inflação mais baixa depois do Plano Real de 1994.

Os resultados contidos na Tabela 1 fornecem alguma evidência sobre como diferentes partes da distribuição de renda ganharam formas variadas ao longo do tempo. Isto fica ainda mais claro quando se examina a renda média por décimo da distribuição (ver Tabela 2).³ Primeiro considere as mudanças sobre o período inteiro, 1981/95. A renda média total teve uma alta de mais de 21% entre 1981 e 1995, mas nem todos os grupos se beneficiaram igualmente desse aumento do padrão de vida. As rendas médias de todas as partes da distribuição de renda cresceram ao longo do período, mas os ganhos recebidos por cada décimo da distribuição aumentaram com o nível de renda: o primeiro décimo ganhou apenas cerca de 8%, enquanto o décimo no topo da distribuição, perto de 26%.

3 Agrupamentos por décimos foram usados para reportar médias e proporções de renda, enquanto todos os gráficos e os resultados de dominância foram gerados usando-se percentis.

Tabela 2

Brasil: renda média por décimo da distribuição — 1981/95 (REAIS DE 1995)

DÉCIMO	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
1	13.3	11.6	12.0	12.9	19.9	13.0	10.7	11.9	11.6	10.5	10.6	14.3
2	25.1	21.0	21.9	24.3	37.2	25.3	21.9	24.1	22.8	22.9	22.7	28.3
3	35.7	29.6	30.5	34.6	53.8	37.2	32.5	35.0	33.9	34.0	33.5	41.3
4	47.9	39.6	40.5	46.8	71.5	51.0	44.5	47.9	46.5	46.6	45.5	56.0
5	62.2	51.6	52.2	60.8	93.2	67.8	59.6	64.4	62.9	60.8	59.6	74.1
6	80.6	67.2	68.0	80.0	121.6	89.5	79.2	86.7	83.0	79.2	77.5	94.5
7	106.4	89.9	90.1	106.7	159.8	119.1	106.2	118.2	111.9	102.8	100.0	125.2
8	146.4	125.9	124.5	148.4	219.2	164.7	148.5	169.6	158.1	138.6	137.6	174.3
9	225.8	198.8	193.6	231.7	338.7	255.3	237.0	267.1	250.6	210.1	214.6	272.1
10	613.9	541.2	533.6	654.5	952.8	722.3	698.2	803.8	719.1	575.8	640.6	779.1
Total	136.2	117.3	116.8	139.8	206.7	154.1	144.1	162.6	149.8	128.2	134.2	165.9

Assim, todos os grupos se beneficiaram do crescimento, mas não igualmente — os ganhos relativamente maiores para os ricos são refletidos em aumento da desigualdade ao longo do período como um todo. No subperíodo 1981/85, os 60% mais pobres viram uma queda na renda média, com os ganhos para os ricos aumentando com a renda. Entre 1985 e 1990, os 40% mais pobres continuaram a sofrer um declínio na renda média, enquanto a renda dos 60% restantes aumentou. Durante os cinco anos seguintes até 1995 todos os grupos de renda mais baixa viram uma reversão do declínio, e todas as rendas cresceram a níveis acima dos de 1981. Aqui o aumento beneficiou a todos, e dessa vez houve uma redistribuição progressiva na medida em que grupos de renda menor se beneficiaram com ganhos proporcionalmente maiores do que os grupos de renda mais elevada, enfatizando a idéia apresentada antes de que a maior queda no CV tenha se devido a ganhos proporcionalmente menores apropriados pelos ricos.

Um fato notável é o comportamento das rendas médias durante a recessão de 1981/83 e nos períodos de baixa inflação, em 1986 e 1995. Todos os grupos registraram uma queda de renda real entre 1981 e 1983, com os 10% mais pobres e os 10% mais ricos perdendo aproximadamente 13%, enquanto grupos de renda média perderam cerca de 16% de renda real.⁴ Os ganhos obtidos por todos os décimos da distribuição de 1985 a 1986 (ou seja, no período em que a inflação caiu drasticamente) foram praticamente corroídos por volta de 1987. Pelo final dos anos 80, a renda média dos 40% mais pobres caiu abaixo do nível de 1981, e apenas quando a inflação começou a declinar novamente, depois do Plano Real, em 1994, é que as rendas reais se recuperaram para níveis similares àqueles do começo dos anos 80.

Maior intuição pode ser obtida considerando-se as fatias de renda apropriadas pelos diferentes décimos da distribuição, em que se abstrai de mudanças nos níveis absolutos de renda para se focalizar exclusivamente a desigualdade. A Tabela 3 mostra a fração da renda total obtida por cada décimo. Entre 1981 e 1995 as fatias de renda total para todos, exceto para os 10% mais ricos, caíram, com os grupos de menor renda perdendo proporcionalmente mais que os grupos mais ricos. Entre 1985 e 1990 os 70% mais pobres continuaram a perder participação na renda total. Pelo fim dos anos 80, as frações de todos, menos as dos 20% mais ricos, caíram e estes ganharam principalmente à custa dos grupos mais pobres. Entre 1990 e 1995 houve alguma melhora para a maioria da população, na forma de redistribuição progressiva: a fração de renda de todos, com exceção da dos 30% mais ricos, aumentou. Entretanto, essa melhora não foi suficiente para contrabalançar as perdas dos anos 80 e então, por volta de 1995, 90% da população estavam piores em termos relativos do que em 1981.

4 As grandes perdas no meio da distribuição podem estar relacionadas à situação do emprego, já que indivíduos nos extremos da distribuição são menos dependentes da renda do trabalho.

Tabela 3

Brasil: fração de renda por décimo da distribuição — 1981/95 (EM %)

DÉCIMO	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
1	0,97	0,99	1,03	0,92	0,96	0,84	0,70	0,73	0,77	0,82	0,79	0,86
2	1,85	1,78	1,88	1,73	1,80	1,64	1,52	1,48	1,52	1,78	1,69	1,71
3	2,63	2,51	2,61	2,48	2,60	2,41	2,26	2,15	2,26	2,65	2,50	2,49
4	3,53	3,37	3,47	3,33	3,46	3,30	3,09	2,94	3,10	3,63	3,39	3,38
5	4,59	4,39	4,48	4,35	4,51	4,39	4,14	3,95	4,19	4,74	4,44	4,46
6	5,94	5,71	5,83	5,71	5,88	5,79	5,50	5,32	5,53	6,18	5,78	5,70
7	7,84	7,64	7,72	7,62	7,73	7,71	7,38	7,25	7,46	8,02	7,45	7,54
8	10,78	10,70	10,67	10,59	10,60	10,66	10,35	10,41	10,54	10,82	10,25	10,51
9	16,64	16,90	16,59	16,54	16,38	16,52	16,48	16,40	16,70	16,40	15,99	16,40
10	45,23	46,00	45,72	46,73	46,08	46,74	48,54	49,35	47,93	44,94	47,73	46,95

Novamente observamos que a recessão no começo da década levou a um aumento da desigualdade, dado que os décimos 2 a 8 perderam fatia de renda para os décimos 9 e 10. Entre 1983 e 1984, a fatia dos décimos 1 a 7 aumentou à custa dos três décimos superiores. Esse movimento foi parcialmente revertido em 1985, mas entre 1985 e 1986 os oito décimos inferiores recuperaram parte de sua fração original da renda total. Depois de 1986, houve uma deterioração contínua da distribuição de renda durante três anos, com 1989 registrando a maior fração para o décimo superior, e a menor fração para os décimos 2 a 7. Houve alguma melhora em 1990, mas ainda ficou muito pior que no começo da década. Em 1990, todos, menos os 20% mais ricos, estavam piores que em 1981, em termos relativos.

Agora se torna possível verificar as importâncias relativas do crescimento e da redistribuição ao longo do período. Os ganhos para os décimos 5 a 8 entre 1981 e 1990, em termos de suas rendas médias, podem ser atribuídos ao crescimento econômico, em vez da redistribuição: seus ganhos de renda não se deram por meio do recebimento de uma fatia maior do bolo, dado que foi visto que as frações de renda declinaram. Em termos relativos, os 20% no topo da distribuição ganharam à custa dos 80% mais pobres. De fato, apesar do crescimento da média total, essas redistribuições incrementadoras de desigualdade fizeram com que os 40% mais pobres perdessem até mesmo em termos absolutos. Isso está de acordo com as conclusões de Datt e Ravallion (1992), que usam um método paramétrico para decompor mudanças na pobreza em um componente de crescimento e um de redistribuição. Comparando a *performance* do Brasil nos anos 80 com a da Índia, eles colocam que:

“With Brazil’s worsening distribution (from the point of view of the poor), far higher growth rates than those of the 1980s would have been needed to achieve the same impact on poverty as India attained” (p. 294).

Dessa forma, percebemos que os anos 80 foram caracterizados pela piora da desigualdade e perdas de renda real para muitas das pessoas mais pobres da sociedade. O termo “década perdida” para resumir a falta de avanço do bem-estar na América Latina é especialmente relevante para o Brasil. Os anos 90 (ao menos a primeira metade) viram algum progresso, com declínios da desigualdade depois do Plano Real e ganhos na renda real em toda a distribuição de renda. A Tabela 4 resume muito brevemente as conclusões da análise de desigualdade e bem-estar.

Tabela 4

Brasil: ganhadores (G) e perdedores (P) — 1981/95
(DÉCIMOS DA DISTRIBUIÇÃO)

	1985/90		1985/90		1990/95		1981/95	
	G	P	G	P	G	P	G	P
Termos absolutos	7-10	1-6	5-10	1-4	1-10	Nenhum	1-10	Nenhum
Termos relativos	10	1-9	9-10	1-8	1-7	8-10	10	1-9
Ambos	10	1-6	9-10	1-4	1-7	Nenhum	10	Nenhum

3 - Distribuição de renda e bem-estar social

Fazer comparações de bem-estar é algo mais complexo do que comparar ganhos absolutos e relativos: dependendo dos argumentos da função de bem-estar social, a comparação de duas distribuições pode levar ao aumento ou queda do bem-estar. Por exemplo, uma função de bem-estar definida exclusivamente sobre níveis de renda real absolutos concluiria por uma melhora, caso a renda de todos aumentasse. Entretanto, funções de bem-estar podem levar em conta tanto a renda real como a fração de renda apropriada pelos décimos da distribuição. O objetivo do restante desta seção é incorporar as tendências de renda e desigualdade em um arcabouço mais amplo da análise de bem-estar social.

Até aqui a análise tem sido conduzida em um nível bastante agregado, com estatísticas resumidas e médias e frações de renda por décimo da distribuição. Agora uma análise em um grau mais desagregado será aplicada tendo como base instrumentos de ordenação e testes de dominância. Três tipos de técnica de ordenação serão utilizados: Parada de Pen, Curva de Lorenz e Curva de Lorenz Generalizada. Os gráficos serão construídos usando coordenadas em nível de centésimos. Os testes estatísticos de dominância estocástica serão aplicados aos vetores completos de renda, de forma a obter evidência mais conclusiva sobre as mudanças da desigualdade e do bem-estar ao longo do tempo.

Essas três técnicas de ordenação englobam três diferentes abordagens de bem-estar: níveis de renda, frações de renda e uma combinação de ambos. A Parada de Pen delinea quantis da distribuição: ordenar duas distribuições requer então comparação de percentis de renda. Tal comparação define a dominância de primeira ordem.⁵ A Curva de Lorenz associa fração de renda acumulada à fração

5 A Parada de Pen (Jan Pen) original foi conceitualizada a partir da comparação das rendas de todos os indivíduos em uma população. O exemplo dado por Pen foi o de alinhar indivíduos em ordem crescente de renda e reescalar suas alturas para representar seus níveis de renda. Se esses indivíduos ficassem parados diante de um observador, este iria tipicamente ver um grande número de anões (pessoas pobres), eventualmente seguidos de pessoas de altura (renda) média e finalmente seguidas por um pequeno número de gigantes (pessoas muito ricas). Na prática, comparar rendas em cada nível se mostra muito trabalhoso; logo, algum grau de agregação é geralmente empregado e se comparam centésimos.

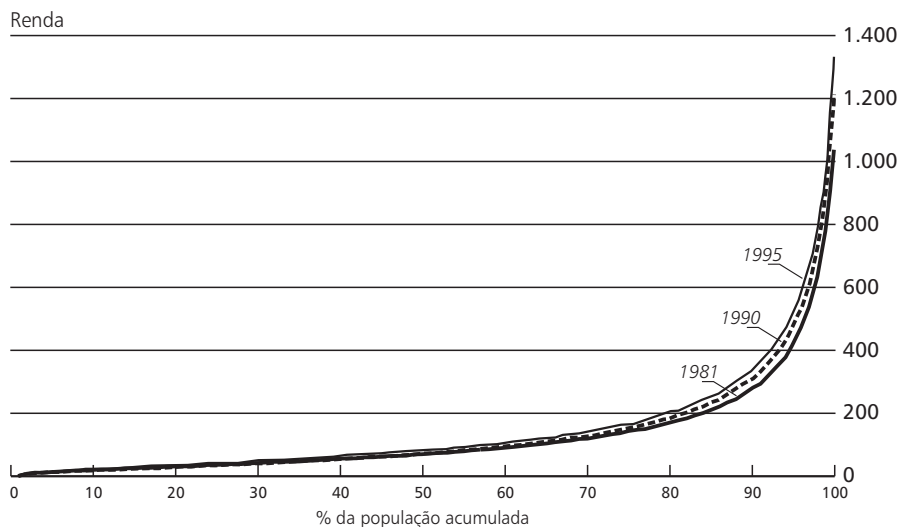
da população acumulada, abstraindo assim dos níveis de renda. Dominância de segunda ordem normalizada pela média envolve a comparação de médias relativas parciais, representadas pelas coordenadas da Curva de Lorenz. Se multiplicarmos as frações de renda pela média total então incorporaremos ambos os padrões de vida médios e as frações de renda. Associando esse vetor à fração acumulada da população gera-se a Curva de Lorenz Generalizada. Uma comparação de tais curvas para duas distribuições gera, não havendo cruzamento, a dominância generalizada de Lorenz, também conhecida como dominância estocástica de segunda ordem.⁶

Uma aproximação para a Parada de Pen é estabelecer centésimos da distribuição para cada ano na amostra (ver Gráfico 1). A utilidade desse instrumento para comparações de bem-estar social é a de que, se a parada para o ano *A* nunca está abaixo e em pelo menos um ponto está acima da parada para o ano *B*, então o bem-estar social é maior em *A* do que em *B* para qualquer função de bem-estar social que seja individualista, aditivamente separável e crescente em renda. Veja Saposnik (1981 e 1983) e Cowell (1995) para detalhes e prova desse teorema.

A característica marcante do Gráfico 1 é de que entre 70% e 80% da população em cada ano receberam uma renda menor que a média total, e a renda do

Gráfico 1

Paradas de Pen: Brasil - 1981/95



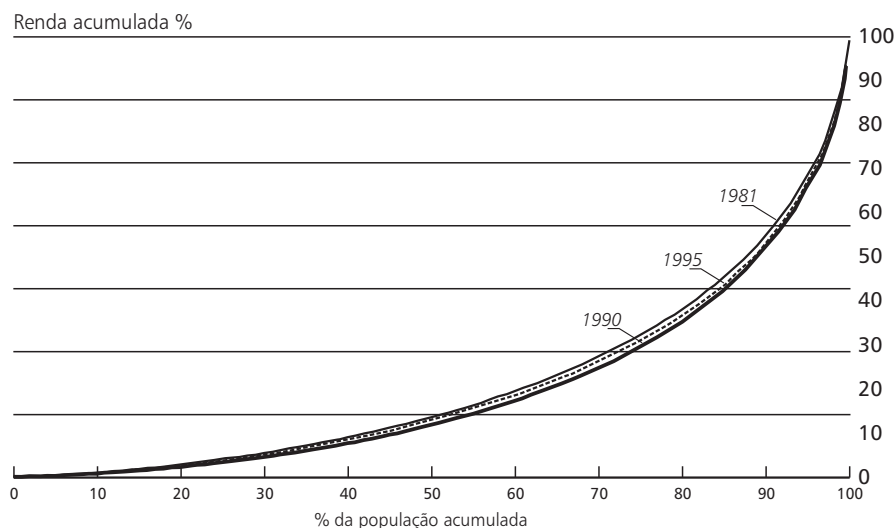
6 Estritamente falando, os teoremas de dominância são definidos em termos da distribuição e da função de déficit. Entretanto, Atkinson e Bourguignon (1989) mostram que estas são duais à Parada de Pen e à Curva de Lorenz Generalizada. Ver Ferreira (1996) para maior discussão.

centésimo superior esteve entre 140 e 200 vezes as rendas dos centésimos mais pobres. De acordo com a Parada de Pen, o bem-estar em 1990 é maior do que o de 1981 para os 57% no topo da distribuição, mas menor para os 43% mais pobres. Isso reflete novamente o fato de que o crescimento nos anos 80 — mesmo tão alto quanto os dados sugerem — não beneficiou as famílias mais pobres no Brasil. Entre 1981 e 1995 todos, menos os 2% mais pobres da população, melhoraram.

A Curva de Lorenz associa a fração acumulada de renda à fração acumulada da população, ordenada de forma crescente em relação à renda. As relações para 1981, 1990 e 1995 são mostradas no Gráfico 2. A dominância de Lorenz — que é equivalente à dominância de segunda ordem normalizada pela média — é diagramaticamente análoga à Parada de Pen e mostra que a desigualdade é menor na distribuição dominante para qualquer medida de desigualdade que satisfaça ao Princípio de Transferências de Pigou-Dalton [Atkinson (1970)]. As Curvas de Lorenz mostram que 50% da população recebem apenas cerca de 15% do total da renda, e que a desigualdade aumentou entre 1981 e 1990, como visto pelo deslocamento para fora da curva, caindo ligeiramente durante os anos 90. As Curvas de Lorenz confirmam o panorama de crescente desigualdade ao longo do período, com dominância da curva para 1981 sobre todas as curvas de 1985 em diante, com exceção de 1992. Os anos intermediários de 1983, 1984 e 1985 dominam a maioria dos anos subseqüentes. A desigualdade então foi, sem ambigüidades, menor nos primeiros momentos da década do que na maior parte do período subseqüente.

Gráfico 2

Curvas de Lorenz: Brasil - 1981/95



Finalmente, a Curva de Lorenz Generalizada associa a fração acumulada de renda multiplicada pela média da distribuição à fração acumulada da população, ordenada de forma crescente em relação à renda (ver Gráfico 3). A dominância de Lorenz generalizada é diagramaticamente análoga à dominância de Lorenz e mostra que o bem-estar é maior na distribuição dominante para qualquer função de bem-estar social que seja individualista, aditivamente separável, crescente em renda e estritamente côncava [Shorrocks (1983)]. Uma consequência da dominância de Lorenz generalizada é que, se a renda média no ano *A* é maior do que aquela no ano *B* então o ano *A* não pode ser dominado; mas daí não segue que irá necessariamente dominar *B*. Em termos da dominância de Lorenz generalizada, assim como da dominância para a Parada de Pen, a característica mais marcante é que 1986 domina-*G* todos os outros anos na amostra. Uma vez que a renda média em 1986 foi maior do que em qualquer outro ano do período, claramente não poderia ser dominado por eles. Mas, de fato, a média era tão alta que 1986 não só domina-*G* 1987, 1988, 1989 e 1990 (anos nos quais a renda média foi menor e a desigualdade maior), mas também domina 1981 e 1984, quando a desigualdade era menor de forma não-ambígua, e 1983 e 1985, cujas Curvas de Lorenz cruzaram.

Uma vez que há 12 anos com dados, cada uma das três comparações descritas anteriormente é possível para 66 combinações aos pares. Para cada uma delas, três resultados são possíveis: *A* pode dominar *B*, *B* pode dominar *A* ou as curvas podem cruzar ou coincidir. A Tabela 5 resume todas as 198 comparações

Gráfico 3

Curvas de Lorenz generalizadas: Brasil - 1981/95

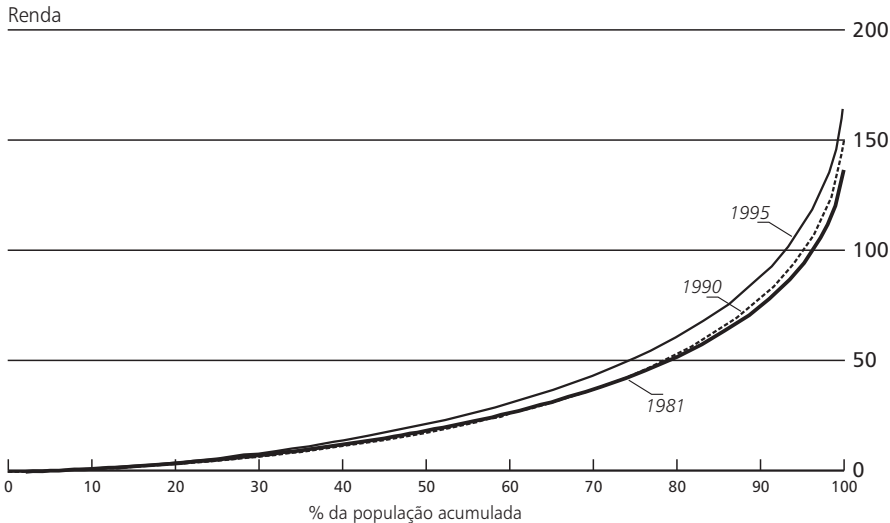


Tabela 5

Brasil: dominância de desigualdade e bem-estar — 1981/95

	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
1981		<i>G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>L**</i>	<i>L</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>G</i>	<i>L,G</i>	<i>L</i>
1983				<i>L</i>		<i>L</i>	<i>L*</i>	<i>L**</i>	<i>L*</i>		<i>L</i>	<i>L</i>
1984		<i>L</i>		<i>L</i>	<i>L</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>		<i>L</i>	<i>L</i>
1985							<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>L**</i>	<i>G</i>	<i>G,P</i>	
1986	<i>G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>G,P</i>		<i>L,G,P</i>	<i>L*,G,P</i>	<i>L**,G,P</i>	<i>L,G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>L,G,P</i>	<i>L,G,P</i>
1987							<i>L*,G</i>	<i>L**</i>	<i>L,G</i>	<i>G,P</i>	<i>G,P</i>	
1988												
1989							<i>G,P</i>			<i>G</i>	<i>G,P</i>	
1990							<i>L,G,P</i>	<i>L**</i>			<i>G</i>	
1992							<i>L</i>				<i>L</i>	
1993												
1995		<i>G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>G,P</i>		<i>G,P</i>	<i>L,G,P</i>	<i>L,G</i>	<i>L,G,P</i>	<i>G,P</i>	<i>L,G,P</i>	

de dominância possíveis. Seja i o número da linha, j o número da coluna. A célula (i, j) tem um L (G, P) se o ano i Lorenz (Lorenz Generalizada, Parada de Pen) domina o ano j . Por exemplo, se $i = 1984$ e $j = 1983$, podemos ver que a distribuição de 1984 domina a de 1983, ou seja, a desigualdade foi, sem ambigüidade, menor em 1984 do que em 1983. Uma célula (i, j) pode não conter nenhuma dessas três letras por dois motivos: célula (j, i) pode estar cheia, ou as curvas relevantes para i e j podem cruzar ou coincidir.

As distribuições são inicialmente comparadas em nível de agregação de centésimos, e as entradas na Tabela 5 se referem então à dominância amostral nesse nível. Esse procedimento é claramente estatístico — no sentido de que é uma comparação baseada em médias amostrais — e a inferência de dominância populacional a partir desses resultados deveria então estar sujeita a testes estatísticos. Um desses testes, baseado em um teste simples de diferenças de médias aritméticas, é dado por Howes, (1993a). Usando o método de limites endógenos de Howes, a Tabela 5 mostra os resultados de dominância por centésimos que foram considerados estatisticamente significativos ao nível de 5%, para um intervalo de 99% (*) ou 100% (**) da distribuição, baseado na checagem da amostra desagregada completa. Uma apreciação sobre a tabela revela que a maior parte dos resultados de dominância obtidos a partir da comparação em um nível de agregação de centésimos é considerada estatisticamente significativa quando baseada em uma comparação ao nível totalmente desagregado da amostra, permitindo interpretar os resultados como se referindo à população brasileira, em um teste de dominância muito mais rigoroso que qualquer outro previamente aplicado a dados brasileiros.

As duas características mais marcantes da tabela são, primeiro, que existem muitos casos de dominância de Lorenz (L), mas relativamente poucos resultados de dominância de Lorenz generalizada (G) ou de Parada de Pen (P), e segundo, que a primeira está fortemente concentrada acima da diagonal. A interpretação da última observação é que houve uma tendência marcante de aumento de desigualdade na década. Por exemplo, 1988, 1989, 1990 e 1993 são todos Lorenz dominados por cada ano entre 1981 e 1986. A interpretação da primeira observação é de que resultados claros de dominância de bem-estar são muito mais difíceis de encontrar, uma vez que o crescimento da renda reportada na década foi contrabalançado pelo aumento da desigualdade, impedindo o bem-estar social de aumentar de modo não-ambíguo para as anteriormente mencionadas largas classes de funções de bem-estar social. Com exceção de 1986, quando a renda média é muito maior do que a tendência, 1995 é o único ano que domina em termos de bem-estar a maioria dos anos anteriores. Entretanto, 1995 não domina 1981 em nenhum sentido. Embora a média total e as por décimos fossem maiores em 1995 do que em 1981, as Paradas de Pen se cruzam nos 2% inferiores da distribuição e a desigualdade era, sem ambigüidade, maior em 1995 do que em 1981.

Em resumo, a desigualdade aumentou de modo não-ambíguo durante os anos 80, fazendo com que o bem-estar (em termos de rendas absolutas e relativas) entre os 40% mais pobres da população caísse, apesar do crescimento na média de renda (reportada) da população total. A base da distribuição experimentou uma melhora temporária em 1986. Durante os anos 90 a desigualdade declinou ligeiramente, com o crescimento e a redistribuição beneficiando 70% da população. Entretanto, apesar do crescimento nas rendas em todos os níveis entre 1981 e 1995, a desigualdade foi sem ambigüidade maior em 1995 do que em 1981.

4 - Pobreza

Seguindo Sen (1981), a discussão sobre pobreza é estruturada de acordo com os dois aspectos que compõem a análise de pobreza: o problema de identificação e o de agregação.

O debate em torno da mensuração da pobreza inclui visões de que a pobreza deveria ser vista em termos relativos, e visões alternativas, segundo as quais pobreza é um conceito inerentemente distinto do de desigualdade. Por exemplo, no Reino Unido e em alguns outros países europeus, famílias pobres são geralmente definidas como aquelas em que a renda equivalente é menor do que 40% (ou alguma outra percentagem) da renda média [HBAI (1997), Mercader (1996), Miller e Roby (1970)]. Por outro lado, famílias pobres nos Estados Unidos são identificadas usando o custo da cesta de bens e serviços básicos e um coeficiente de Engel. A característica diferenciadora está relacionada ao *axioma do foco* da análise de pobreza: para uma dada linha de pobreza, medidas de pobreza satisfazendo este axioma não mudam se não há alterações nas rendas dos pobres, independentemente do que ocorre com a renda dos não-pobres. Segue imediatamente que a escolha da linha de pobreza, que separa os pobres dos não-pobres, é crucial e, uma vez determinada, tanto o nível como a natureza da pobreza só podem ser entendidos com relação a ela. A primeira escolha metodológica é, portanto, se devemos adotar um conceito absoluto ou relativo de pobreza. A maior parte dos estudos no Brasil até aqui tem adotado uma abordagem absolutista da pobreza, usando o custo de uma cesta de bens ou o valor do salário mínimo [Barros, Mendonça e Rocha (1993), Fishlow (1972), Fox (1990), Fox e Morley (1991), Tolosa (1991)]. Este artigo segue esta tradição, de acordo com Sen (1983), que argumenta por um *irreducible absolutist core in the idea of poverty* (p. 159), e adota uma linha de pobreza baseada em uma estimativa da renda necessária para suprir as necessidades básicas, em vez de uma fração da renda média ou mediana.

A análise de pobreza usa um conjunto de linhas de pobreza específicas por região calculadas por Rocha (1993), para uso com os dados da PNAD de 1990. Rocha começa computando o custo mínimo de uma cesta de alimentos necessários para atingir os requerimentos calóricos recomendados pela FAO. Dadas

as diferenças substanciais entre as regiões do país — e dentro dessas regiões, de áreas metropolitanas para áreas urbanas e destas para áreas rurais — em ambos os padrões de consumo e preços, uma cesta de alimentos foi calculada especificamente para cada área.⁷ Os custos de alimentação para cada área respeitam então não somente diferenças de preços, mas também diferenças nas preferências e disponibilidade local do alimento. Em lugar de usar o inverso de um coeficiente de Engel para obter a linha de pobreza (o qual era instável, dadas substanciais mudanças de preços relativos entre itens alimentares e não-alimentares durante a década), Rocha estimou o gasto não-alimentar entre os pobres diretamente para cada área metropolitana separada.⁸ A soma dos gastos não-alimentares entre os pobres e o custo da cesta de alimentos dá o conjunto das linhas de pobreza regionais. Os valores para as linhas de pobreza específicas, em reais de 1995, para as regiões relevantes da PNAD estão apresentados na Tabela 6 [convertida da tabela XIII, em Rocha (1993)].

Três medidas foram escolhidas para resumir a pobreza em cada ano e suas mudanças ao longo da década. Esses índices podem ser expressos como membros da classe paramétrica FGT(α). As três medidas levam em conta três características básicas da pobreza: incidência, intensidade e desigualdade entre os pobres. A proporção de pobres, com $\alpha = 0$, o déficit de pobreza normalizado, com $\alpha = 1$, e a medida FGT2, com $\alpha = 2$.

$$P(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \leq z} \left[1 - \frac{y_i}{z} \right]^\alpha$$

onde y_i é a renda domiciliar *per capita* e z é a linha de pobreza para a área relevante.

Estimativas da pobreza usando cada medida são apresentadas na Tabela 7. O panorama da pobreza reflete o comportamento das rendas médias dos décimos na cauda inferior da distribuição, reportados na Tabela 2. Ao longo do período como um todo, a proporção das pessoas na pobreza caiu, os pobres ficaram, em média, menos pobres e a desigualdade entre estes também caiu. Entretanto, dados os resultados da seção anterior — particularmente a queda absoluta nas rendas médias dos quatro décimos inferiores da distribuição — não surpreende que a pobreza tenha aumentado ao longo dos anos 80. Entre 1981 e

7 Na verdade, isso foi feito para as nove áreas metropolitanas (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), assim como para Brasília e Goiânia, usando uma pesquisa de gastos para 1987 [Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)]. Para as outras áreas urbanas e rurais, fatores de conversão foram emprestados de um trabalho de Fava (1984), que se baseava nos dados mais recentes disponíveis para essas áreas — o Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef), de 1975. Os custos resultantes foram atualizados para preços de 1990 usando o índice de preços INPC.

8 Os pobres entre os quais foram computados gastos não-alimentares são aqueles que, de acordo com informação registrada na POF, eram incapazes de suprir os requerimentos calóricos mínimos como especificados pela FAO.

Tabela 6

Linhas de pobreza *per capita* (EM REAIS DE SETEMBRO DE 1995)

REGIÕES DA PNAD		VALOR
Região I	Metrópole do Rio de Janeiro	100,73
	Urbano	62,45
	Rural	45,33
Região II	Metrópole de São Paulo	107,33
	Urbano	67,62
	Rural	42,93
Região III	Metrópole de Curitiba	86,27
	Metrópole de Porto Alegre	59,89
	Urbano	54,81
	Rural	36,54
Região IV	Metrópole de Belo Horizonte	82,78
	Urbano	55,46
	Rural	32,28
Região V	Metrópole de Fortaleza	62,94
	Metrópole de Recife	83,79
	Metrópole de Salvador	96,19
	Urbano	56,68
	Rural	34,01
Região VI	Brasília	102,98
Região VII	Metrópole de Belém	58,36
	Urbano	51,94
	Rural ^a	38,22
Região VIII	Goiânia	97,86
	Urbano	74,37
	Rural ^a	38,22

^a A linha de pobreza rural nas regiões VII e VIII é a média não-ponderada de todas as outras linhas de pobreza rurais.

Tabela 7

Brasil: pobreza — 1981/995

	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
Proporção de pobres	0.445	0.553	0.520	0.457	0.296	0.417	0.439	0.403	0.450	0.461	0.471	0.377
Déficit de pobreza	0.187	0.235	0.232	0.195	0.109	0.178	0.194	0.177	0.199	0.208	0.213	0.156
FGT(2)	0.104	0.135	0.132	0.109	0.056	0.099	0.112	0.101	0.114	0.123	0.126	0.086

1990, observamos um crescimento na pobreza de acordo com todas as medidas. O aumento na proporção de pobres mostra que uma fração ligeiramente maior da população estava pobre por volta do fim da década. Além disso, o fato de que o déficit de pobreza aumentou proporcionalmente mais que a proporção de pobres (6% contra 1%) é evidência de que os pobres ficaram, em média, mais distantes da linha de pobreza. Finalmente, o aumento de 10% no FGT(2) sugere que as rendas entre os mais pobres passaram a ser distribuídas mais desigualmente. Durante o começo dos anos 90 a pobreza (conforme indicado pelas três medidas) continuou a aumentar, atingindo o auge em 1993, mas caindo entre 1993 e 1995 para um nível inferior ao de 1981.

A pobreza aparenta ter se comportado de forma mais anticíclica do que a desigualdade, com bruscos aumentos durante recessões e um substancial declínio com a volta do crescimento. Todas as três medidas indicam um forte aumento na pobreza de 1981 a 1983, devido à recessão. Além disso, todas as medidas tiveram 1983 como seu ano de pico durante todo o período. Todas as medidas declinaram monotonicamente até 1986, embora até 1985 cada uma delas estivesse acima do nível de 1981. A redução realmente brusca da pobreza veio em 1986, como era de se esperar, dados os resultados prévios de dominância para aquele ano. Todas as três medidas alcançaram seu mínimo em 1986 e então tiveram uma alta até 1990, exceto por um declínio temporário em 1989. Ao todo, os bruscos aumentos da pobreza nos primeiros anos recessivos, reforçados por aqueles no período inflacionário pós-1986, mais do que compensaram os ganhos obtidos em 1984/86.

Entretanto, enquanto a desigualdade aumentou persistentemente e de modo não-ambíguo durante os anos 80, como revelado pelos resultados de dominância de Lorenz da Tabela 5, o panorama é menos claro em relação à pobreza. Isto é evidenciado na Tabela 8, análoga à Tabela 5, mas onde D na célula (i, j) mostra que o ano i exibe dominância mista de pobreza sobre o ano j . Esse conceito foi desenvolvido por Howes (1993b) como uma extensão da aplicação de dominância de segunda ordem à análise de pobreza feita por Atkinson (1987).

Dominância mista consiste essencialmente em primeiro definir limites inferiores e superiores, z^- e z^+ , da linha de pobreza z , e então checar se há dominância de segunda ordem de zero à linha de pobreza inferior, e se há dominância de primeira ordem entre as linhas de pobreza inferior e superior.

Ao derivar as comparações de dominância apresentadas a seguir, z^- foi escolhido como a menor linha de pobreza de Rocha, mostrada na Tabela 6 (R\$ 32,28), e z^+ como a maior (R\$ 107,33), considerando que estes pareciam ser limites naturais para um estudo de pobreza em nível nacional. Enquanto, ao derivar as medidas escalares apresentadas na Tabela 7, vetores de renda familiar *per capita* regionais foram comparados com suas linhas de pobreza específicas, na análise de dominância a distribuição nacional é vista como um todo, com o conjunto de linhas de pobreza pertinentes variando de z^- para z^+ . O intervalo entre as duas é grande, logo dominância mista de pobreza nessa análise envolve um requerimento rigoroso de dominância de primeira ordem sobre um largo intervalo da distribuição.

Dominância de primeira ordem cobre uma vasta classe de funções de opulência,⁹ requerendo apenas que elas sejam crescentes em renda e respeitem o axioma do foco. Dominância de segunda ordem, usada no artigo de Atkinson

Tabela 8

Brasil: dominância mista de pobreza — 1981/95

	1981	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995
1981		<i>D</i>	<i>D</i>								<i>D</i>	
1983												
1984												
1985										<i>D</i>	<i>D</i>	
1986	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>		<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>
1987							<i>D</i>		<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	
1988												
1989							<i>D</i>		<i>D</i>		<i>D</i>	
1990												
1992												
1993												
1995		<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>		<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	

9 Funções de opulência, na terminologia de Howes, são negativos das medidas de pobreza.

(1987) — pioneiro na análise de dominância de pobreza — é menos exigente, mas apresenta um problema: a classe de funções que esta cobre é muito menor, e requer que a função de bem-estar ou opulência satisfaça ao axioma da transferência por meio da distribuição. Isso exclui a mais comum das medidas de pobreza, ou melhor, seu negativo, a função de opulência correspondente: a proporção de pobres.

Howes (1993b) demonstra que a dominância mista cobre uma classe de funções intermediárias, requerendo que elas sejam crescentes na renda, que satisfaçam o axioma do foco e da transferência, exceto em situações em que surjam cruzamentos da linha de pobreza. Dominância mista de pobreza implica então que todas as medidas de pobreza nesta classe ordenem pobreza em duas distribuições do mesmo modo. Dominância mista de pobreza do ano i (por exemplo, 1981) sobre o ano j (por exemplo, 1983) significa que pobreza é maior em j do que em i para todas as medidas nessa classe, e para todas as linhas de pobreza em (z^-, z^+) . Esta classe inclui todas as medidas de pobreza da família paramétrica de Foster-Greer-Thorbecke, incluindo a proporção de pobres.

Na prática, se uma distribuição exibe dominância de Parada de Pen, segue dominância mista de pobreza. Onde a dominância- P não pode ser estabelecida, a dominância mista de pobreza ainda é possível se o cruzamento das curvas relevantes ocorrer em um nível de renda maior que z^+ .

A Tabela 8 confirma a confiabilidade dos resultados inferidos a partir das medidas escalares. A sua primeira característica marcante é a dominância de 1986 sobre todos os outros anos da amostra, revelando que a pobreza foi de modo não-ambíguo menor nesse ano, para qualquer escolha da linha de pobreza entre R\$ 32,28 e R\$ 107,33 de renda bruta mensal *per capita*. Isso é consistente com os valores muito menores de todas as três medidas reportadas para aquele ano, assim como com os resultados de dominância da Tabela 5. De fato, uma vez que 1986 exibiu tanto dominância- G como dominância- P sobre qualquer outro ano, o resultado acima tinha de seguir. O panorama geral claramente confirma que o rápido crescimento nos anos imediatamente anteriores a (e incluindo) 1986, combinado com a dramática redução da inflação, teve um efeito substancial na redução da pobreza. O último ano do período, 1995, também domina muitos outros, mas não 1981 — mesmo que todas as estimativas de pobreza sejam menores em 1995 do que em 1981, o resultado não vale para todas as linhas de pobreza entre R\$ 32,28 e R\$ 107,33.

Uma outra forma de analisar a Tabela 8 é observar os anos mais frequentemente dominados, isto é, aqueles com mais entradas em suas colunas, em que a pobreza foi, com mais frequência, sem ambigüidade maior do que em outros instantes. Os piores momentos foram o final do período (1992/93) e a recessão de 1983, com um efeito defasado durando até 1984. Apesar dos requerimentos rigorosos inerentes nas comparações de dominância mista, 1986 domina todos os outros anos.

A conclusão natural é que a pobreza se comportou anticíclicamente, como se poderia esperar: aumentou na recessão de 1983, caiu seguindo a recuperação do crescimento no meio da década de 80 e alcançou um mínimo pronunciado em 1986. A seguir, aumentou novamente, sendo 1988, 1990, 1992 e 1993 os anos mais freqüentemente dominados no período. Enquanto todas as três medidas na Tabela 7 sugerem que a pobreza era maior em 1990 do que em 1981, o fato de não haver dominância deste último sobre o primeiro sugere, como anteriormente mencionado, que o aumento da pobreza ao longo da década foi mais ambíguo do que o aumento da desigualdade. Similarmente, a falta de dominância de pobreza de 1995 sobre 1981 provê um panorama menos conclusivo do que o aumento não-ambíguo da desigualdade.

5 - Sensibilidade das conclusões distributivas à escolha da escala de equivalência

A análise até aqui tem sido baseada em rendas familiares *per capita*, com cada indivíduo sendo receptor da renda, como tem sido prática comum nos trabalhos sobre distribuição de renda no Brasil. No entanto, se o objetivo é a comparação de níveis interpessoais de bem-estar, esta abordagem claramente representa uma hipótese forte sobre as economias de escala na família, ou seja, supõe-se que estas não existam. Isso está em desacordo com a melhor experiência em análise distributiva para muitos outros países, e uma literatura substancial tem levado em conta diferenças nas necessidades e características entre as famílias, quando comparados os níveis de bem-estar dos indivíduos dentro delas. Isso é mais comumente feito por meio da adoção de uma escala de equivalência [ver Coulter, Cowell e Jenkins (1992b) para um estudo de metodologias diferentes].

Estes autores analisam que “bem-estar pessoal” — ou renda equivalente — Y pode ser visto conceitualmente como uma função $Y_i = f(X_i, p_i, a_i)$, onde X se refere à renda familiar monetária, p é o vetor de preços relevante e a é um vetor de características da família. As famílias são indexadas por $i = 1, \dots, H$. Escalas de equivalência, usualmente denotadas M_i , transformam rendas monetárias X em rendas equivalentes Y , como: $Y_i = X_i/M_i$, para cada $i = 1, \dots, H$, onde M_i é dado como segue:

$$M_i = \frac{C(u, \underline{p}, \underline{a}_i)}{C(u, \underline{p}, \underline{a}_r)}$$

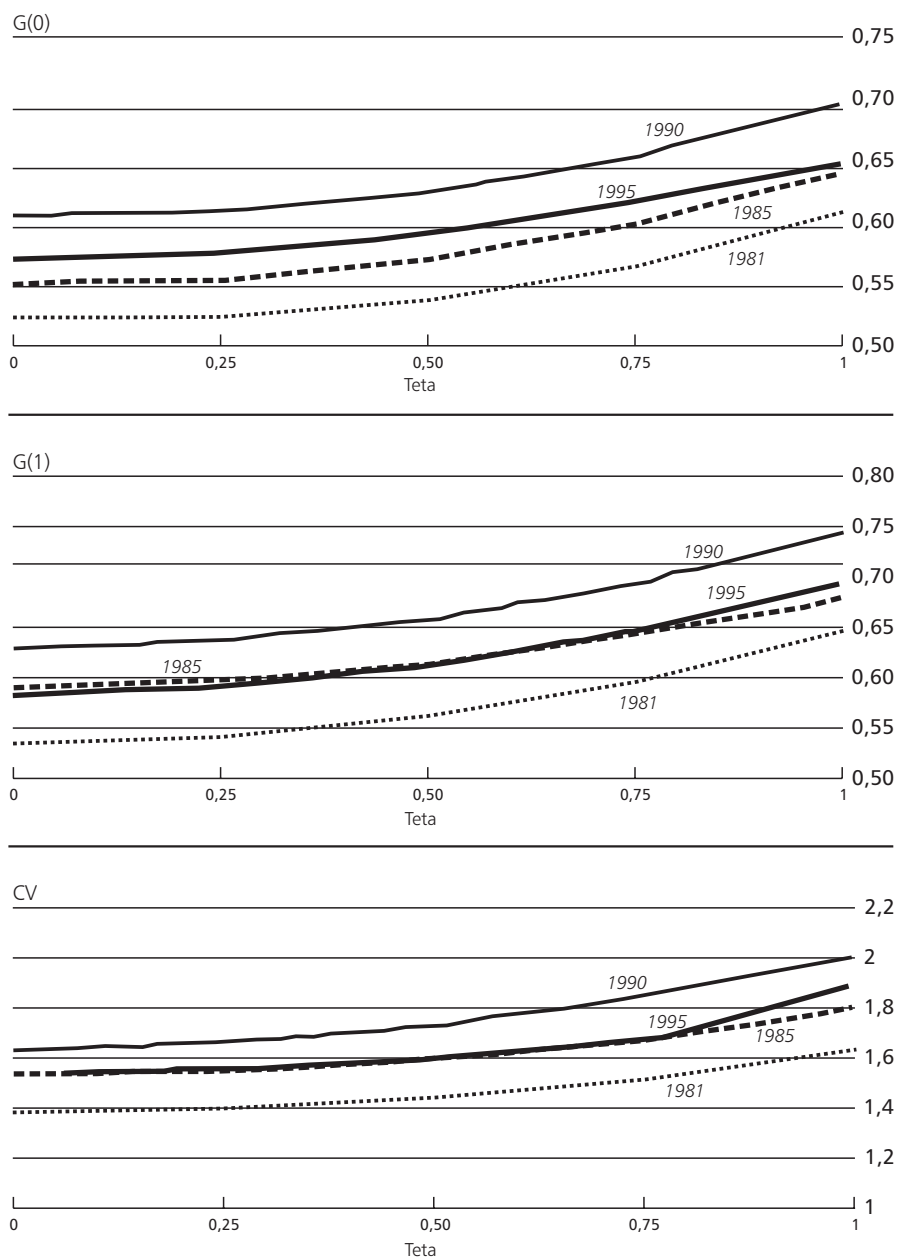
A equação anterior é a razão de duas “funções custo”, onde u é algum nível comum de bem-estar ou utilidade; os preços com que diferentes tipos de famílias se confrontam são assumidos ser os mesmos, e as características das famílias variam. O subscrito r é uma referência para o tipo da família.

Existem diferentes abordagens para estimar M_i , como discutido por Coulter, Cowell e Jenkins (1992b). Uma classe paramétrica simples de escalas de equivalência [devida a Buhmann *et alii*. (1988)] pode, pela escolha apropriada do parâmetro θ , servir como *proxy* para a maior parte das escalas mais complexas. A escala de Buhmann *et alii* é dada por $M_i = s_i^\theta$, onde s_i é o tamanho da família i . Esta seção segue Coulter, Cowell e Jenkins (1992a e b) ao usar esta escala para discutir a sensibilidade das medidas de desigualdade e pobreza, apresentadas anteriormente, a mudanças na escala de equivalência. Assim como eles, não estamos sugerindo que tamanho da família seja o único atributo familiar conceitualmente importante para ajudar a determinar a diferença nas necessidades. Simplesmente nos aproveitamos do fato de que variar o parâmetro θ permite que um pesquisador investigue o comportamento das medidas escalares de desigualdade e pobreza sob hipóteses bem diferentes acerca das economias de escala nas famílias.

Seguindo Coulter, Cowell e Jenkins (1992a), os resultados empíricos a seguir tomam a forma de valores para um número de medidas escalares de pobreza e desigualdade para cinco diferentes valores de θ ($= 0.00; 0.25; 0.50; 0.75; 1.00$). São apresentados resultados para três medidas de desigualdade pertencentes à classe de EG: o índice L de Theil $G(0)$, o índice T de Theil $G(1)$, e o coeficiente de variação. As medidas de pobreza consistem da proporção de pobres, do déficit de pobreza normalizado e do Foster-Greer-Thorbecke ($\alpha = 2$). Investigamos a variação dessas medidas de pobreza com θ para uma linha de pobreza relativa igual a 84% da renda média,¹⁰ em contraste com a Seção 4, na qual usamos um conjunto de linhas de pobreza absolutas. Essa mudança é necessária porque se mantivéssemos uma linha de pobreza absoluta fixa definida em uma base *per capita*, reduzindo θ para levar em conta economias de escala nas famílias iria necessariamente reduzir as estimativas de pobreza, enquanto variando ambas a linha de pobreza com que se defronta cada família e o vetor de rendas com θ , levaria a nenhuma mudança na pobreza. A variação das medidas de desigualdade e pobreza com θ é apresentada nos Gráficos 4 e 5.

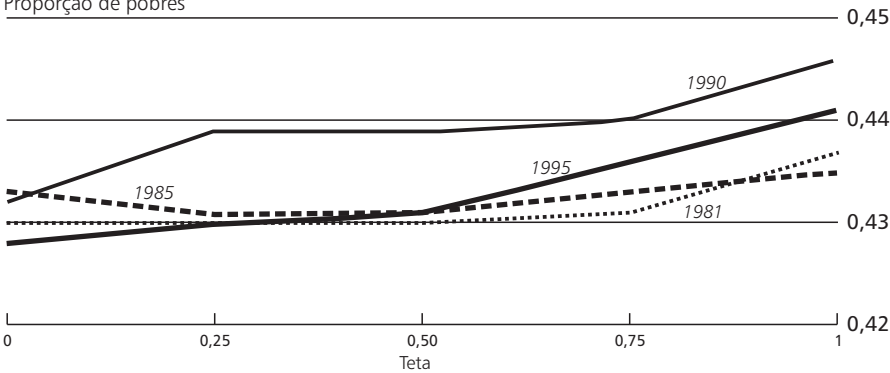
Esses gráficos revelam que, para o Brasil assim como para o Reino Unido, medidas escalares de desigualdade e pobreza são razoavelmente sensíveis à escolha da escala de equivalência. Quatro pontos merecem atenção especial. Primeiro, o Gráfico 4 mostra que a tendência do aumento da desigualdade durante os anos 80, enfatizada ao longo deste artigo, é robusta à escolha da escala de equivalência e, ainda, que esta robustez não depende da escolha da medida escalar em particular. Para as três medidas investigadas, a desigualdade era maior

10 Ao optar pela linha de pobreza relativa, a escolha da proporção da renda média é geralmente arbitrária. Neste caso, dada a preferência pelo núcleo absolutista da pobreza discutido anteriormente, um valor (84%) foi escolhido para gerar precisamente a renda recebida pelo centésimo equivalente à proporção de pobres de 1981, isto é, a “linha de pobreza média do país”. A discrepância para os dois valores de $P(0)$ para 1981 é devido a aproximações na escolha do nível de renda.

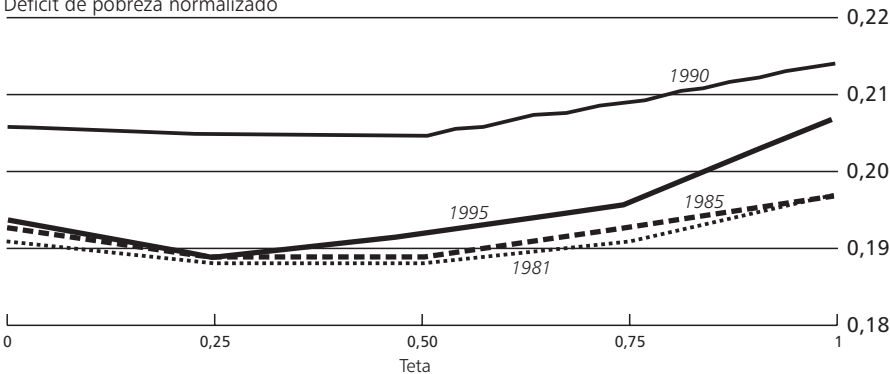
Desigualdade e escalas de equivalência: Brasil - 1981/95

Pobreza e escalas de equivalência: Brasil - 1981/95

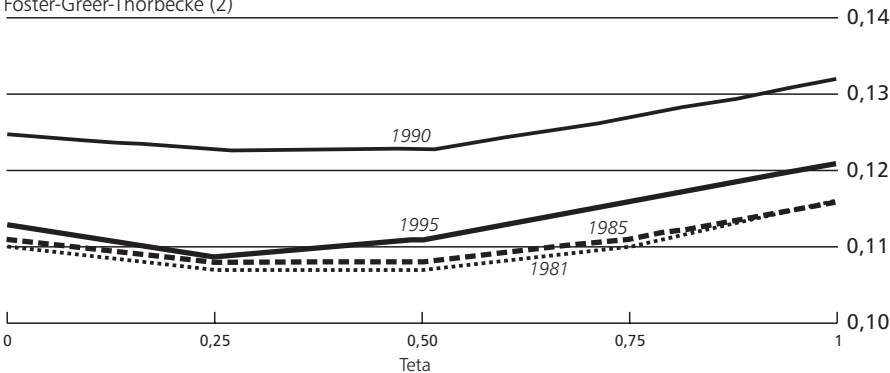
Proporção de pobres



Déficit de pobreza normalizado



Foster-Greer-Thorbecke (2)



em 1990 do que em 1985 e em 1985 do que em 1981, para todos os valores de θ . Nesse aspecto, parece que a escolha de renda *per capita* ($\theta = 1$) como unidade de análise, neste e em muitos outros trabalhos no Brasil, não afeta as conclusões a respeito das tendências da desigualdade ao longo do tempo.

Segundo, a análise mostra que para o Brasil nos anos 80, todas as três medidas de desigualdade aumentaram monotonicamente com θ sugerindo que, se alguém está preocupado com níveis, em vez da tendência da desigualdade, a escolha de renda *per capita* implica a de uma cota superior para valores da desigualdade. Nesse sentido, a escolha da renda *per capita*, desconsiderando toda economia de escala dentro das famílias, parece exagerar o nível da desigualdade. Uma vez que a maioria dos pesquisadores iria provavelmente concordar com o fato de que o custo marginal de uma pessoa a mais na família declina, embora moderadamente, dentro de um intervalo normal, a análise futura dos níveis de desigualdade no Brasil deve levar em conta a questão das escalas de equivalência.

Em adição, é notável que a monotonicidade com a qual os índices variam com θ não esteja de acordo com a curva estilizada em forma de U encontrada por Coulter, Cowell e Jenkins (1992a) para o Reino Unido, e por Rodrigues (1993) para Portugal. Coulter, Cowell e Jenkins (1992a) propõem que a curva em forma de U observada a partir de seu conjunto de dados é provavelmente o resultado das forças relativas variáveis de dois efeitos: concentração, que deveria fazer com que o índice I caísse com θ quando a correlação entre renda familiar e tamanho fosse positiva, e reordenação, que faria I aumentar com θ . O panorama brasileiro sugere que o efeito reordenação deve ter superado o efeito concentração ao longo do período inteiro, tendo como razão plausível a correlação entre tamanho da família e renda no Brasil,¹¹ que deve ser muito menor que na Europa, dada a concentração de famílias muito numerosas entre as mais pobres.

O terceiro ponto se relaciona com o Gráfico 5, e com o fato de que as tendências da pobreza são menos claras do que aquelas para desigualdade, como discutido na Seção 4. Isso é particularmente verdade entre 1981 e 1985, mas em 1990 parece haver mais pobreza. De fato, a pobreza é maior em 1990 do que em 1981 para as três medidas, para todos os valores de θ , o que fortalece a conclusão da Seção 4 de que a pobreza piorou ao longo da década, apesar de ter se comportado de modo mais anticíclico do que a desigualdade. A pobreza também é maior em 1990 do que em 1985 para todas as medidas e para todos os valores de θ , exceto para a proporção de pobres com $\theta = 0$.¹² Embora os resultados sejam relativamente claros para 1990, a escolha da escala de equivalência, que não afetou o quadro das tendências de desigualdade, parece ter importância para o estudo

11 O coeficiente de correlação entre tamanho e renda da família na nossa amostra foi 0.033 em 1981, 0.004 em 1985 e 0.007 em 1990.

12 Dado o padrão de todas as medidas de pobreza com respeito a θ revelado pelo Gráfico 5, o valor do índice de contagem para $\theta = 0$ em 1990 parece um pouco suspeito. Os cálculos foram checados e parecem estar corretos.

das tendências da pobreza. Em particular, $\theta = 1$ ordena 1981 e 1985 de maneira oposta à dos outros quatro valores de θ para a proporção de pobres e para o déficit de pobreza normalizado. Isso é preocupante, uma vez que $\theta = 1$ é equivalente à renda *per capita*, ou seja, a escolha de escala de equivalência mais comum em trabalhos no Brasil.

Quarto, esses resultados sobre pobreza confirmam as conclusões gerais de Coulter, Cowell e Jenkins (1992a) no que se refere aos efeitos amplamente distintos de variar as escalas de equivalência na análise de pobreza para linhas de pobreza absolutas *vis-à-vis* linhas de pobreza relativas. Para linhas de pobreza fixas, definidas de modo absoluto, como em Rocha (1993), em termos de renda *per capita*, uma mudança para levar em conta economias de escala na família (ou seja, reduzindo θ) deve necessariamente reduzir qualquer medida de pobreza substancialmente. É apenas quando se permite que a linha de pobreza mude em resposta a uma mudança no vetor de rendas equivalentes que a curva em forma de *U*, obtida tanto pelos autores anteriormente mencionados como neste artigo, pode surgir. Ademais, como o Gráfico 5 ilustra, quando se mede pobreza relativa a uma linha definida como 84% da renda mediana do vetor de rendas relevante, obtém-se curvas em formato de *U* para o comportamento de todas as medidas de pobreza com respeito a mudanças em θ , exceto para a proporção de pobres para 1981 e 1990.

Em conclusão, examinando a sensibilidade das medidas de pobreza e desigualdade usadas neste artigo à escolha das escalas de equivalência, chega-se a uma série de resultados interessantes. As tendências da desigualdade, que eram bem marcantes tanto em termos de medidas escalares para renda *per capita* quanto em termos da dominância de Lorenz, são robustas à escolha da escala de equivalência. Um resultado a ser visto com precaução é de que o uso de renda *per capita* pode levar a reordenações em algumas medidas de pobreza, se seus valores não forem substancialmente diferentes. No entanto, apesar de os dados brasileiros estarem de acordo com a curva estilizada em forma de *U* da pobreza relativa quando relacionada com θ , este não é o caso para nenhuma das três medidas de desigualdade estudadas. Uma sugestão preliminar foi de que isso se deveria a uma correlação muito menor entre renda e tamanho da família no Brasil do que para outros países para os quais existem estudos disponíveis.

6 - Conclusões

Este artigo analisou a evolução da distribuição de renda no Brasil durante os anos 80 e começo dos anos 90, baseada em um conjunto de dados da PNAD. As principais conclusões se relacionam à desigualdade, à pobreza e ao bem-estar.

A desigualdade aumentou de modo não-ambíguo, embora não-monotonicamente, no Brasil durante o período como um todo. Essa tendência ficou evidente a partir da evolução das medidas escalares, sejam elas mais sensíveis à base (caso dos índices de Theil), ao meio (caso do coeficiente de Gini) ou ao topo

da distribuição (caso do coeficiente de variação). Isso foi confirmado pelo exame das frações de renda dos décimos da distribuição, quando se observou que o décimo mais rico ganhou renda à custa do resto da população. Além disso, cada Curva de Lorenz de 1981 até 1987 domina todas as curvas de Lorenz de 1988 até 1990, e aquelas de 1981 até 1984 dominam a maioria dos outros anos até 1995. Isto é, qualquer medida de desigualdade que satisfaça o axioma do anonimato e o princípio de transferências de Pigou-Dalton indicaria um aumento da desigualdade no Brasil do começo para o fim do período. Ademais, essa tendência foi considerada robusta à escolha da escala de equivalência usada, e foi revertida de certa maneira no meio dos anos 90: embora a desigualdade continuasse a aumentar entre 1990 e 1993, houve um declínio entre 1993 e 1995. Apesar disso, a desigualdade em 1995 era, sem ambigüidade, maior do que em 1981: todas as medidas escalares eram maiores e a Curva de Lorenz para 1981 domina aquela para 1995.

A pobreza também aumentou nos anos 80, embora seu comportamento tenha sido caracterizado por maiores flutuações, que pareceram guiadas pelo nível de atividade em um maior grau que no caso da desigualdade. Todas as três medidas de pobreza aumentaram substancialmente com a recessão no início dos anos 80, e caíram com o crescimento subsequente. O ano de 1986 exibiu dominância mista de pobreza sobre todos os outros anos no período. A pobreza aumentou novamente com o retorno da inflação e desaceleração do crescimento a partir de 1986, alcançando picos em 1988, 1990 e 1993. Embora 1981 não domine 1990 de acordo com o critério utilizado, 1988, 1990, 1992 e 1993 foram os anos mais freqüentemente dominados por outros anos no período. Rendas médias eram menores em 1990 do que em 1981 para os quatro décimos inferiores da distribuição; e 1990 tinha mais pobreza do que 1981 ou 1985, de acordo com todas as medidas e para todos os valores testados do parâmetro de escala de equivalência θ , com apenas uma exceção. O crescimento da renda média em 1995 é refletido na redução da pobreza, que resultou nos menores níveis de pobreza desde 1986 (inclusive os de 1981), embora isto não seja mantido na análise de dominância de pobreza.

Embora o foco tenha sido nas comparações de desigualdade e pobreza, algo da análise pode servir de subsídio para interpretações em termos de bem-estar social geral. Pode-se dizer que a maioria das funções de bem-estar social ordenaria o bem-estar social no Brasil como menor em 1983 e 1984 do que em 1981, de forma não-ambígua. O mesmo poderia ser dito de qualquer outro ano em relação a 1986. Embora o bem-estar em 1995 fosse consistentemente maior do que em muitos outros anos do período, comparações de bem-estar entre o começo e o final do período em estudo são ambíguas, e se devem ao fato de que o crescimento da renda média total reportada entre 1981 e 1995 foi compensado por uma desigualdade maior. Entre 1990 e 1995 as frações de alguns grupos se recuperaram, mas não para seus níveis de 1981; logo, por volta de 1995 todos, menos os muito ricos, estavam piores em termos relativos, enquanto todos, menos os mais pobres, estavam melhores em termos absolutos.

Se o crescimento indicado pelos dados da pesquisa familiar é exagerado — como sugerido pelo quadro de estagnação revelado pelos dados das Contas Nacionais —, então esses resultados de bem-estar são limites superiores: um menor crescimento da renda média ao longo do período levaria a uma redução no efeito favorável ao bem-estar do crescimento. Os resultados sobre pobreza seriam similarmente afetados, com a tendência descrita anteriormente subestimando possivelmente os aumentos da pobreza durante a década. Mesmo sem uma revisão negativa das taxas de crescimento implícitas nos dados da PNAD, a década de 80 foi ruim para a equidade no Brasil, com aumentos tanto na pobreza quanto na desigualdade, embora a experiência dos anos 90 pós-Plano Real indique alguma esperança para o futuro.

Apêndice

Arcabouço macroeconômico — 1981/96

	PIB PER CAPITA (1990 US\$)	INFLAÇÃO ANUAL (%)
1981	2,559	106
1982	2,542	98
1983	2,438	142
1984	2,407	197
1985	2,540	227
1986	2,692	145
1987	2,728	230
1988	2,671	682
1989	2,702	1.287
1990	2,536	2.938
1991	2,496	441
1992	2,444	1.009
1993	2,492	2.148
1994	2,591	2.669
1995	2,678	84
1996		18

Fonte: IDB (1991 e 1996).

Bigliografia

- AMADEO, E., CAMARGO, J. M., GONZAGA, G., BARROS, R. P., MENDONÇA, R. *A natureza e o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro desde 1980*. Rio de Janeiro: IPEA, 1994 (Texto para Discussão, 353).
- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, v. 2, p. 244-263, 1970.
- . On the measurement of poverty. *Econometrica*, v. 55, p. 749-763, 1987.
- ATKINSON, A. B., BOURGUIGNON, F. The design of direct taxation and family benefits. *Journal of Public Economics*, v. 41, p. 3-29, 1989.
- BARROS, R. P., MENDONÇA, R. *The evolution of welfare, poverty and inequality in Brazil over the last three decades: 1960-1990*. Rio de Janeiro: IPEA, 1995, mimeo.
- BARROS, R. P., MENDONÇA, R., DUARTE, R. *Bem-estar, pobreza e desigualdade de renda: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais*. Rio de Janeiro: IPEA, 1995, mimeo.
- BARROS, R. P., MENDONÇA, R., ROCHA, R. *Welfare, inequality, poverty, social indicators and social programmes in Brazil in the 1980s*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993, mimeo.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUS, G., SMEEDING, T. Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg income study database. *Review of Income and Wealth*, v. 34, p. 115-142, 1988.
- COULTER, F. A. E., COWELL, F. A., JENKINS, S. P. Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty. *Economic Journal*, v. 102, p. 1.067-1.082, 1992a.
- . Differences in needs and assessment of income distribution. *Bulletin of Economic Research*, v. 44, p. 77-124, 1992b.
- COWELL, F. A. *Measuring inequality*, 2nd ed. Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf, 1995.
- DATT, G., RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures. *Journal of Development Economics*, v. 38, p. 275-295, 1992.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: IPE/USP, 1984.
- FERREIRA, F. H. G. *Structural adjustment, income distribution and the role of government: theory and evidence from Brazil*. LSE, 1996 (Tese de Doutorado).
- FIELDS, G. S. Who benefits from economic development? A re-examination of Brazilian growth in the 1960s. *American Economic Review*, v. 67, n. 4, p. 570-582, 1978.

- FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review Proceedings*, v. 62, p. 391-402, May 1972.
- FOX, M. L. *Poverty alleviation in Brazil, 1970-87*. Latin America and Caribbean Region Department, The World Bank, 1990 (Internal Discussion Paper, 072).
- FOX, M. L., MORLEY, S. A. *Who paid the Bill?: Adjustment and poverty in Brazil, 1980-95*. The World Bank, 1991 (PRE Working Paper, 648).
- HBAI. *Household below average income*. HMSO, 1997.
- HOFFMAN, R. Evolução da distribuição da renda no Brasil, entre pessoas e entre famílias, 1979-1986. In: SEDLACEK, G. L., BARROS, R. P. de (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989.
- HOWES, S. R. *Income distribution: measurement, transition and analysis of urban China, 1981-1990*. London School of Economics, 1993a (PhD Dissertation).
- . *Mixed dominance: a new criterion for poverty analysis*. 1993b (Sticerd Darp Discussion Paper 3).
- IBGE. *Para compreender a PNAD*. Rio de Janeiro, 1991.
- . *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores da pesquisa básica - 1990*. Rio de Janeiro, 1993.
- IDB. *Economic and social progress report*. Washington, 1991 e 1996.
- JATOBÁ, J. *A dinâmica da participação na força de trabalho no desenvolvimento brasileiro*. Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Economia, 1995, mimeo.
- MERCADER, M. *A Comparison of low incomes in Spain, France and the UK*. Sticerd, LSE Welfare State Programme DP, 1996.
- MILLER, S. M., ROBY, P. Poverty: changing social stratification. In: TOWNSEND, P. (ed.). *The concept of poverty*. London: Heinemann, 1970.
- NERI, M. Sobre a mensuração dos salários reais em alta inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 3, p. 497-525, 1995.
- RAVALLION, M., BIDANI, B. How robust is a poverty profile? *World Bank Economic Review*, v. 8, n. 1, p. 75-102, 1994.
- ROCHA, S. *Poverty lines for brazil: new estimates from recent empirical evidence*. Rio de Janeiro: IPEA, Jan. 1993, mimeo.
- RODRIGUES, C. F. *Measurement and decomposition of inequality in Portugal, 1980/81-1989/90*. Lisbon, 1993 (Cisep Discussion Paper, 1).
- SAPOSNIK, R. Rank-dominance in income distribution. *Public Choice*, v. 36, p.147-151, 1981.

- . On evaluating income distributions: rank dominance, the suppes-sen grading principle of justice and Pareto optimality. *Public Choice*, v. 40, p. 329-336, 1983.
- SEDLACEK, G. L., BARROS, R. P. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989.
- SEN, A. K. *Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation*. Oxford: Clarendon Press, 1981.
- . Poor, relatively speaking. *Oxford Economic Papers*, v. 35, p.153-69, 1983.
- SHORROCKS, A. F. Ranking income distributions. *Economica*, v. 50, p. 3-17, 1983.
- THOMAS, V. Differences in income and poverty within Brazil. *World Development*, v. 15, n. 2, p. 263-273, 1987.
- TOLOSA, H. C. Pobreza no Brasil: uma avaliação dos anos 80. In: VELOSO, J. P. dos R. (ed.). *A questão social no Brasil*. São Paulo: Nobel, 1991.
- WORLD BANK. *World Development Report*. New York: Oxford University Press for the World Bank, 1980, 1990 and 1996 (annual).