

**IDEA**

Instituto de Planejamento Econômico e Social

**INPES**

Instituto de Pesquisas

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 89

"Distribuição de Renda: 1970/  
1980".

José W. Rossi

Maio de 1986

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 89

"Distribuição de Renda: 1970/  
1980".

José W. Rossi

Maio de 1986

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho concluído em: Abril de 1986

Instituto de Pesquisas do IPEA  
Instituto de Planejamento Econômico e Social  
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 139/179 andar  
20.020 Rio de Janeiro. RJ

Este trabalho é da inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento da Presidência da República.

## DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: 1970 / 1980\*

J. W. ROSSI\*\*

### RESUMO

O objetivo principal destas notas é estabelecer uma comparação entre as distribuições de renda em 1970 e 1980, com base no ajustamento estatístico de uma função da curva de Lorenz recentemente proposta por Rasche et alii (1980); os dados empíricos provêm dos censos do IBGE.

O bom ajustamento obtido permitiu a estimação detalhada das distribuições, possibilitando uma comparação mais sistemática entre elas. Essa comparação indica um claro agravamento na concentração da renda, que é constatado tanto pelo uso do índice de Gini como pela participação na renda dos vários decis populacionais.

Finalmente, a posição relativa dos grupos populacionais situados na escala inferior da renda é alternativamente avaliada com base no índice proposto por Haberbaumer (1977), o qual confirma, no caso, a deterioração da posição relativa daquele grupo já constatada com o uso da função da curva de Lorenz utilizada.

### I - INTRODUÇÃO

O objetivo principal destas notas é comparar as distribuições de renda de 1970 e 1980, destacando, no caso, a utilidade

---

\* Agradeço as várias sugestões de um parecerista da Revista Brasileira de Economia, que muito contribuíram para melhorar esta análise. Beneficiei-me ainda dos comentários feitos por Milton da Mata.

\*\* Do INPES/IPEA e da FEA/UFRJ.

da função da curva de Lorenz proposta por Rasche et alii (1980). Não nos ocuparemos aqui com as razões das mudanças verificadas, que são tratadas em Rossi (1981).

A Tabela 1 mostra os dados básicos do estudo e a Figura 1 apresenta as curvas de Lorenz correspondentes às duas distribuições de renda. Como é sabido, a curva de Lorenz indica a relação entre as percentagens acumuladas das pessoas (classificadas das mais pobres para as mais ricas), nas abscissas, e as correspondentes percentagens acumuladas das rendas recebidas por tais pessoas, nas ordenadas. Esse procedimento garante que a curva sempre se situa abaixo da linha de 45 graus que, por razões óbvias, é conhecida como a linha da perfeita igualdade. Assim, quanto mais a curva se afastar da linha de 45 graus tanto maior será a concentração existente na distribuição.

TABELA 1

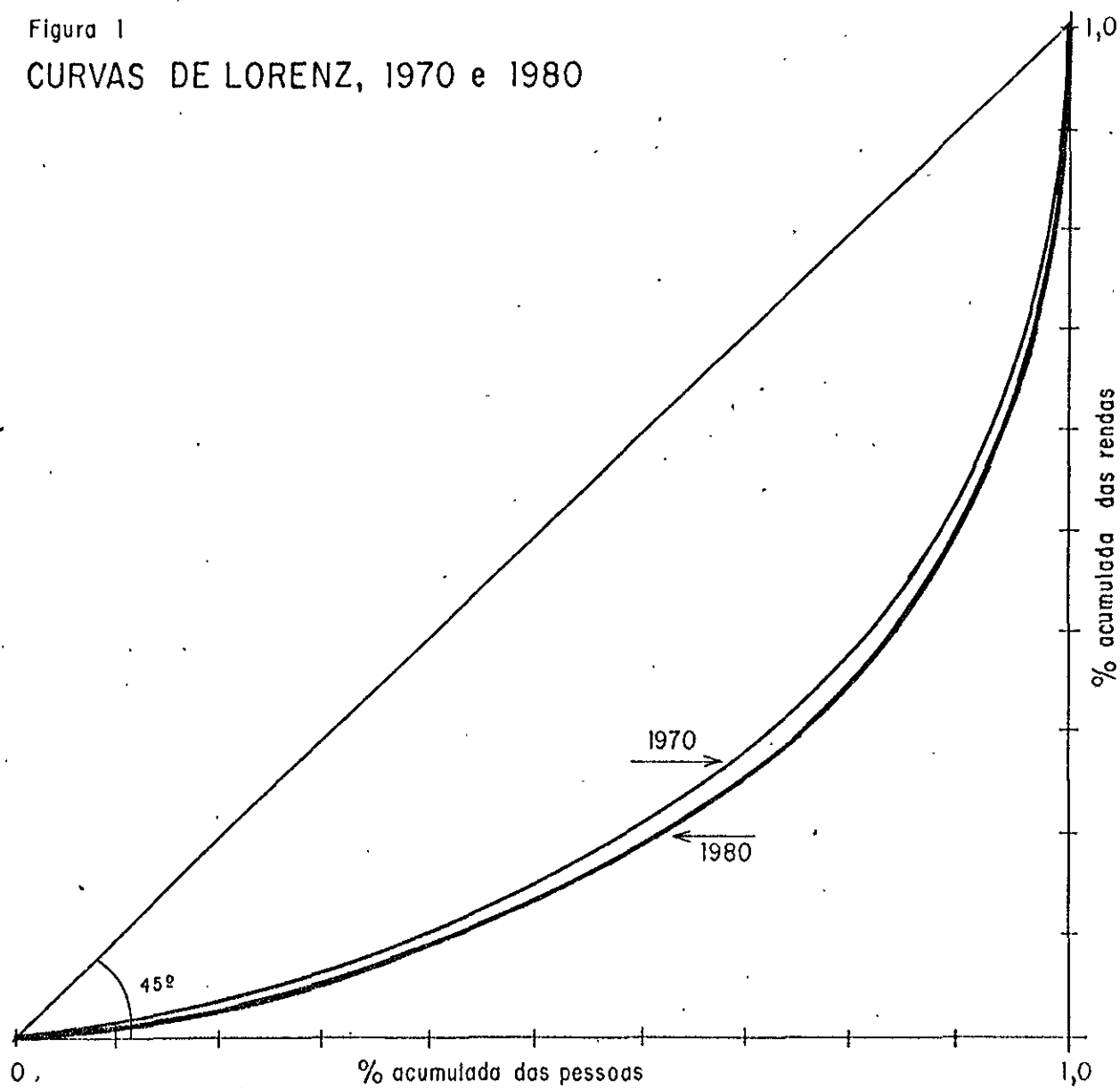
DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL -- DADOS DOS CENSOS DE 1970 E 1980

CLASSES	POPULAÇÃO (%)*		RENDIMENTOS (%)	
	1970	1980	1970	1980
até 1/2 salário mínimo (SM)	28,4	12,5	5,7	1,4
> 1/2 até 1 SM	32,2	20,8	15,9	5,7
> 1 até 2 SM	21,7	31,1	19,6	15,2
> 2 até 5 SM	12,7	23,6	24,7	25,7
> 5 até 10 SM	3,3	7,2	14,6	17,7
> 10 até 20 SM	1,3	3,2	11,8	15,2
maior que 20 SM	0,4	1,6	7,7	19,1

\* População economicamente ativa, cujos números foram de 25,98 e 40,34 milhões de pessoas em 1970 e 1980, respectivamente.

FONTE: Censos Demográficos do IBGE.

Figura 1  
CURVAS DE LORENZ, 1970 e 1980



Como a curva de Lorenz para a distribuição de 1980 si tua-se inteiramente à direita (ou abaixo, conforme a ótica em que é examinada) daquela para o ano de 1970, tem-se então um caso ine quívoco de aumento na desigualdade das rendas. <sup>1/</sup> Nestas circun stâncias, o índice de Gini (dado pela razão da "área entre a curva de Lorenz e a linha de 45 graus" e a "área sob esta última") pode ser usado, sem qualquer objeção, para medir a mudança no grau de concentração da renda no período. Antes de efetuar, porém, a com paração entre essas distribuições, vale a pena discutir aspectos de natureza prática relacionados à estimação da função de Lorenz, pois somente no caso de um bom ajustamento estatístico desta fun ção será possível estabelecer uma comparação detalhada entre as distribuições. A seção seguinte trata dessas questões, além de analisar os resultados obtidos. A Seção 3 discute o uso de um ín dice para avaliar a posição relativa do segmento populacional mais pobre e a Seção 4 apresenta as considerações finais.

## 2 - A FUNÇÃO DA CURVA DE LORENZ UTILIZADA E OS RESULTADOS OBTIDOS

A existência de uma função matemática capaz de repre sentar a curva de Lorenz de maneira precisa permitirá, é claro, obter maiores detalhes sobre a distribuição das rendas. Neste sentido, uma forma funcional particularmente adequada para descre ver dados empíricos de renda fora proposta por Rasche et alii (1980), sendo dada por

$$Y = \left[ 1 - (1 - X)^\alpha \right]^{1/\beta}, \text{ com } \alpha > 0 \text{ e } \beta \leq 1, \quad (1)$$

onde Y e X representam, respectivamente, as percentagens acumula das das rendas e das pessoas no diagrama de Lorenz. Como mostra do por aqueles autores, a função satisfaz às seguintes condições

---

<sup>1/</sup> Sobre esta questão ver Atkinson (1970).

exigidas pela curva de Lorenz <sup>2/</sup>;

i) se  $X = 0, Y = 0$ ; ii) se  $X = 1, Y = 1$ ; iii)  $Y < X$ , e iv) a inclinação da curva é não-negativa e monotonicamente decrescente.<sup>3/</sup>

Quanto ao índice de Gini, este poderá ser facilmente obtido a partir dos parâmetros da função (1). Mais precisamente, seja o índice dado por:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 [1 - (1 - x)^\alpha]^{1/\beta} dx \quad (2)$$

$$= 1 - \frac{2}{\alpha} \int_0^1 \mu^{1/\beta} (1 - \mu)^{1/\alpha} d\mu;$$

esta última forma é obtida após adotar a transformação de variável  $\mu = 1 - (1 - X)^\alpha$ , proposta por Rasche et alii (1980). Como a distribuição Beta é definida por

$$B(1 + a ; 1 + b) = \int_0^1 z^a (1 - z)^b dz,$$

---

<sup>2/</sup> É interessante notar aqui que a função de Rasche et alii (1980) fora apresentada numa nota crítica sobre uma outra função de Lorenz proposta por Kakwani e Podder (1976), exatamente por esta última não atender todas essas condições de i) a iv). Entretanto, como argumentado por Kakwani (1980) e verificado por Rossi (1982c) com os mesmos dados de renda aqui utilizados, parece difícil, do ponto de vista empírico pelo menos, concluir-se pela superioridade de uma ou outra dessas funções. A evidência empírica mais recente (cf. Rossi (1985)), porém, favorece a função de Rasche et alii (1980).

<sup>3/</sup> Neste contexto, aliás, Rasche et alii (1980) demonstram que se  $\alpha < 1$ , tem-se então que: i) a derivada primeira da função (1) quando avaliada no ponto zero é zero, e quando avaliada no ponto 1 é infinito; e ii) a derivada segunda é sempre positiva no intervalo  $0 < X < 1$ . Vale dizer, a função apresenta as restrições apropriadas quanto à convexidade e inclinação de modo a satisfazer às condições de i) a iv), no texto.



demonstra-se então que

$$G = 1 - \frac{2}{\alpha} B\left(\frac{1}{\beta} + 1 ; \frac{1}{\alpha}\right) \quad (3)$$

O ajustamento da função (1) aos dados da Tabela 1 produziu os resultados da Tabela 2, que fornece também o índice de Gini, G, calculado de acordo com a expressão (3).<sup>4/</sup>

TABELA 2

FUNÇÃO DE LORENZ DE RASCHE ET ALII (1980) AJUSTADA  
AOS DADOS DA TABELA 1

ANO	PARÂMETROS DO AJUSTAMENTO					
	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	$G_I$	G	$G_S$
1970	0,5055	0,6219	0,9987	0,545	0,5705	0,5727
1980	0,4936	0,6089	0,9992	0,565	0,5900	0,5927

Observe-se, inicialmente, que é muito bom o ajustamento obtido, pelo menos com relação ao tradicional coeficiente de determinação ( $R^2$ ). Há ainda outras maneiras de avaliar tal ajustamento. Por exemplo, Gastwirth e Smith (1972) sugerem testar a adequação da forma funcional com base no índice de Gini dela obtido. Mais especificamente, o teste de aderência consiste em determinar se o índice de Gini obtido a partir da função ajustada situa-se dentro do intervalo estabelecido por Gastwirth (1972) para

<sup>4/</sup> Note-se que sendo a função intrinsecamente não linear (i.e., não há transformação das variáveis que permita colocar a função na forma linear com relação aos seus parâmetros) a sua estimação deverá ser por métodos não lineares. O método de estimação aqui adotado foi o proposto por Marquardt (1963).

aquele índice. Em linhas gerais, é o seguinte o procedimento para estabelecer tal intervalo. Como limite inferior, tem-se o índice de Gini ( $G_I$ ) calculado sob a premissa de que todas as pessoas de dado estrato de renda recebam rendas idênticas (i.e., a renda média da classe) – ou seja, a desigualdade dentro do estrato é nulo. Vale dizer, a área sob a curva de Lorenz é calculada através da soma dos vários trapézios formados pelos pontos da curva, cujas coordenadas são conhecidas a partir dos próprios dados empíricos; esse é, aliás, o método tradicionalmente empregado na prática para o cálculo do índice de Gini. Para limite superior do intervalo tem-se, por outro lado, o índice de Gini ( $G_S$ ) obtido admitindo-se que as rendas das pessoas se polarizam nos dois extremos da classe a que elas pertencem, com o problema da alocação das pessoas num e noutro pólo resolvendo-se, é claro, após considerar-se a restrição imposta pela renda média da classe. Vale dizer, o limite superior do índice é obtido considerando-se a desigualdade máxima da distribuição dentro do extrato.<sup>5/</sup> A Tabela 2 fornece os valores de  $G_I$  e  $G_S$ .<sup>6/</sup> Conforme pode-se notar, a forma funcional (1) satisfaz o teste de Gastwirth e Smith (1972), já que o índice de Gini, obtido da função ajustada, situa-se dentro do intervalo determinado por  $G_I$  e  $G_S$ . Assim, a função pode ser

---

<sup>5/</sup> Mais formalmente esses índices são dados por:  $G_S = G_I + D$ , onde:  $D = \sum \lambda_i^2 (\mu_i - a_{i-1}) (a_i - \mu_i) \div \mu (a_i - a_{i-1})$ , sendo  $\lambda_i$  a proporção de pessoas na classe  $i$ ;  $a_i$  e  $a_{i-1}$  são, respectivamente, o limite superior e o inferior da renda na classe  $i$ ; e  $\mu_i$  e  $\mu$  são a renda média da classe  $i$  e a renda média total, respectivamente. Quanto a  $G_I$ , é obtido como descrito no texto. Para detalhes adicionais, ver Gastwirth (1972) ou Rossi (1982b).

<sup>6/</sup> Deve ser observado que o intervalo foi aqui calculado de maneira aproximada, já que: i) ao invés das rendas médias das classes, usou-se (por desconhecê-las) os seus pontos médios; ii) na última classe, que é aberta, considerou-se o valor de 40 salários mínimos como limite superior da renda; e iii) adotou-se a mesma média para os dois anos, pois se conhece a renda média total apenas para a distribuição relativa a 1980. Note-se que as informações exigidas para o cálculo de  $D$  (ver a nota de rodapé anterior) obrigaram, em vista das limitações dos dados utilizados, recorrer-se a tais simplificações.

considerada como adequada para fornecer uma descrição mais detalhada da distribuição de renda.<sup>7/</sup>

A precisão do ajustamento da função (1) pode ser ainda avaliada em termos dos resultados da Tabela 3, onde são comparadas as frequências populacionais previstas pela função ajustada, com aquelas efetivamente observadas na distribuição. Note-se que também por este critério pode ser considerado bom o ajustamento obtido.

Constatada a precisão do ajustamento da forma funcional aqui usada, a Tabela 4 mostra o perfil detalhado das duas distribuições, calculado a partir da função estimada.

TABELA 3

AS FREQUÊNCIAS RELATIVAS DA RENDA (OBSERVADAS VERSUS ESTIMADAS) DA FUNÇÃO DE LORENZ AJUSTADA

CLASSES*	OBSERVADAS		PREVISTAS PELA FUNÇÃO (1)	
	1970	1980	1970	1980
1	0,057	0,014	0,050	0,011
2	0,159	0,057	0,157	0,050
3	0,196	0,152	0,213	0,161
4	0,247	0,257	0,251	0,270
5	0,146	0,177	0,132	0,169
6	0,118	0,152	0,100	0,136
7	0,077	0,191	0,097	0,204

\* As mesmas da Tabela 1.

<sup>7/</sup> Ressalte-se aqui que se, por um lado, os poucos graus de liberdade existentes impedem uma avaliação mais adequada quanto à precisão (tanto em termos do  $R^2$  como do intervalo de Gastwirth) do ajustamento estatístico obtido, por outro lado, a confortar-nos tem-se o fato de que uma forma funcional alternativa proposta por Kakwani e Podder (1976), com um razoável desempenho em trabalhos empíricos (cf. Kakwani (1980)), produziu, quando aplicada aos mesmos dados deste estudo, resultados semelhantes aos aqui encontrados (cf. Rossi (1982c)).

TABELA 4

RENDAS RECEBIDAS (%) NOS VÁRIOS DECIS POPULACIONAIS  
SEGUNDO A FUNÇÃO DE LORENZ AJUSTADA

PERCENTAGEM * POPULACIONAL	PERCENTAGEM DA RENDA TOTAL RECEBIDA	
	1970	1980
5 <sup>-</sup>	0,28	0,23
10 <sup>-</sup>	0,86	0,75
20 <sup>-</sup>	2,74	2,44
30 <sup>-</sup>	5,52	5,00
40 <sup>-</sup>	9,25	8,50
50 <sup>-</sup>	14,09	13,08
60 <sup>-</sup>	20,28	19,00
30 <sup>+</sup>	71,72	73,25
20 <sup>+</sup>	61,01	62,74
10 <sup>+</sup>	45,22	47,04
5 <sup>+</sup>	32,93	34,61
1 <sup>+</sup>	15,21	16,35

\* Sinais negativos e positivos indicam percentagens inferiores e superiores da distribuição, respectivamente.

Cabem aqui as seguintes considerações sobre o grau de concentração encontrada. Inicialmente, é muito elevada a concentração da renda medida pelo índice de Gini. Basta mencionar que mesmo entre os países subdesenvolvidos, sabidamente os detentores das maiores desigualdades de renda, são raros os casos com índice de Gini acima do valor 0,55. <sup>8/</sup> Assim, o aumento na concentração entre 1970 e 1980 assume contornos mais sérios do que a

<sup>8/</sup> Para detalhes sobre os índices de Gini dos vários países, ver Jain (1975).

simples diferença entre os índices de Gini poderia sugerir. <sup>9/</sup>

Ainda outros ângulos do aumento da concentração podem ser vistos da Tabela 4. Note-se, por exemplo, que enquanto os 10 por cento mais pobres recebiam apenas 0,86 por cento da renda total em 1970, essa participação cai para 0,75 por cento em 1980. Por outro lado, os 1 por cento mais ricos se apossavam de 15,21 por cento da renda em 1970, e 16,35 por cento em 1980. Particularmente constrangedora é a revelação de que enquanto os 5 por cento mais ricos recebiam, em 1970, mais do que os 70 por cento

TABELA 5

PARTICIPAÇÃO NA RENDA TOTAL DOS 10% MAIS RICOS  
PARA UM NÚMERO SELECIONADO DE PAÍSES

Chile, 1968	= 34,8	Suécia, 1972	= 21,3
Argentina, 1970	= 35,2	Canadá, 1969	= 25,1
México, 1977	= 36,7	Ale. Ocidental, 1973	= 30,3
Perú, 1972	= 42,9	França, 1970	= 30,4
Venezuela, 1970	= 35,7	Itália, 1969	= 30,9
Índia, 1965	= 35,2	Austrália, 1969	= 23,9
Japão, 1969	= 27,2	Turquia, 1973	= 40,7
Inglaterra	= 23,5	Espanha, 1974	= 26,7
Estados Unidos, 1972	= 26,6	Iugoslávia, 1973	= 22,5
Noruega, 1970	= 22,2	Brasil, 1980	= 47,0

Fonte: World Development Report, Banco Mundial, 1979 (exceto o caso do Brasil, cuja estimativa é nossa).

<sup>9/</sup> Aliás, ressalte-se aqui que a distribuição de 1970 já havia registrado um aumento dramático quando comparada com aquela de 1960. Sobre essa questão ver, por exemplo, Fishlow (1972), Langoni (1972 e Hoffmann e Duarte (1972).

mais pobres, em 1980 a participação daquele grupo ficava apenas ligeiramente abaixo daquela dos 80 por cento mais pobres. É interessante colocar, uma vez mais, o Brasil em perspectiva internacional. Enquanto os 10 por cento mais ricos recebiam aqui em 1980, cerca de 47 por cento da renda, essas participações (em percentagem) para um número selecionado de países são dadas na Tabela 5. <sup>10/</sup> Como se vê, o país assume uma posição de incomodo desta que no âmbito internacional.

### 3 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A POSIÇÃO RELATIVA DO SEGMENTO POPULACIONAL MAIS POBRE

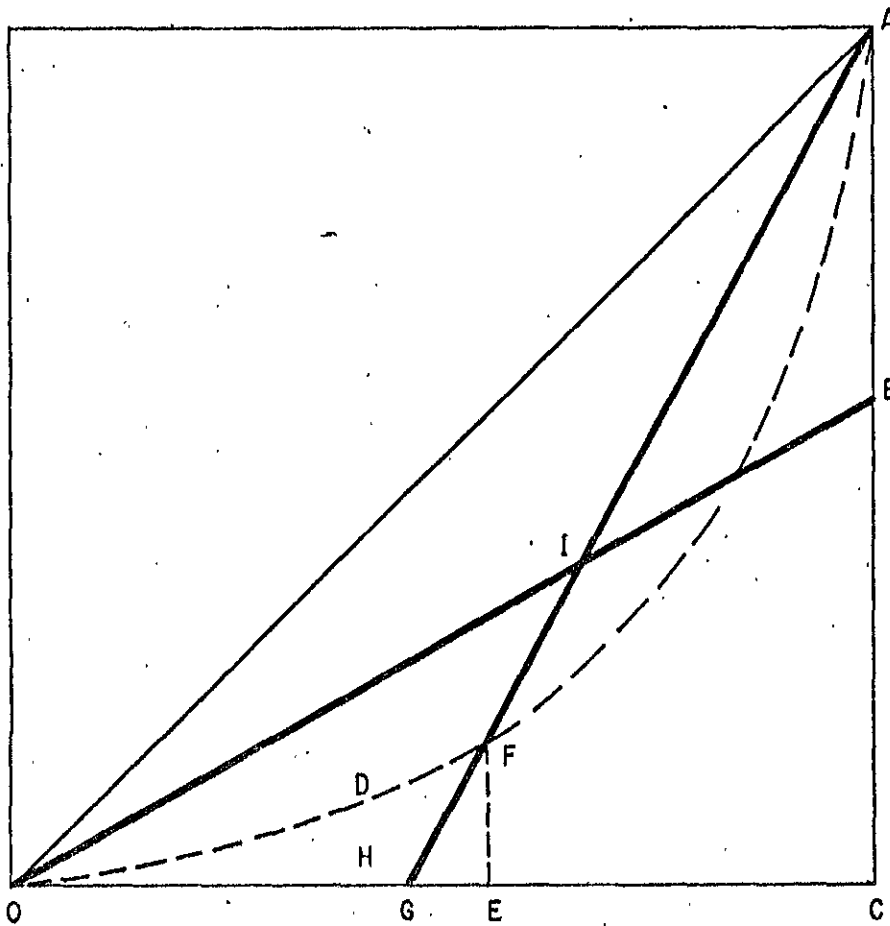
Dos resultados da Tabela 4, em particular, parece poder-se concluir pela deterioração na posição relativa dos grupos menos afortunados, entre 1970 e 1980. Seria útil, entretanto, tentar exprimir tal fato através de um índice formal. Hagerbauer (1977) sugere uma medida que pode servir para tal propósito, isto é, o índice denominado de Menor da Concentração de Gini, da do pela razão  $D/B$ , onde  $B (=D+H)$  é a área do triângulo OGI, na Figura 2, que é formada pelas retas GA e OB. O argumento para essa medida é apresentado a seguir.

Na Figura 2 tem-se, além da curva de Lorenz tradicional (linha pontilhada), cujo índice de Gini é  $G$ , duas outras formas (extremas) da curva de Lorenz, OGA e OBA, que têm também índice de Gini  $G$ . Enquanto a curva OGA maximiza a fração populacional com renda nula, a curva OBA mostra uma situação onde todos os indivíduos, exceto o mais rico, se apossam de maneira equitativa da fração BC da renda total. Portanto, a curva OBA apresenta o caso mais favorável ao segmento populacional menos afortunado, ao passo que a curva OGA mostra o caso menos favorável possível a tal grupo. Obviamente existe uma infinidade de curvas de Lorenz

---

<sup>10/</sup> De acordo com o World Development Report (Banco Mundial, 1979) essa participação foi, no Brasil, de 50,6 por cento em 1972.

Figura 2  
MENOR DA CONCENTRAÇÃO DE GINI =  $D/(D+H)$



com mesmo índice de Gini,  $G$ , representando situações intermediárias entre tais extremos (note-se que a linha pontilhada é um membro da família representada por tais curvas). Observe-se que todas essas curvas intermediárias cortariam o triângulo OGI. Portanto, uma medida da posição relativa dos grupos mais carentes pode ser obtida da razão das duas áreas separadas, no triângulo OGI, pela curva de Lorenz efetivamente observada.

Dessas considerações, parece claro que o Menor da Concentração seria particularmente útil para situações onde as curvas de Lorenz, apesar de possuírem formas distintas, fossem dotadas de índices de Gini aproximadamente idênticos, pois ali o Menor assumiria valores que indicariam com clareza a posição relativa distinta nas duas distribuições. Em outras situações, entretanto, a medida deve ser usada com cautela, pois há que se atentar para o fato de que a área do triângulo OGI varia com o índice  $G$ ; mais precisamente, Hagerbaumer (1977) mostra ser a área do triângulo dada por

$$B = G(1 - G) \div 2(2 - G). \quad (4)$$

Note-se que  $B$  crescerá inicialmente com  $G$ , até atingir valor máximo quando  $G = 0,586$ , decrescendo em seguida. Portanto, para aumentos de  $G$  à esquerda do ponto  $G = 0,586$ , temos que  $dB > 0$  se  $dD/D > dB/B$ ; após ultrapassar o ponto de máximo, para qualquer acréscimo de  $G$  tem-se então que  $dB > 0$  se  $|dD/D| > |dB/B|$ , onde  $d$  significa variações diminutas e o que está entre barras representa o valor absoluto da variação. Essas informações podem ser particularmente úteis quando da análise do comportamento conjunto do índice de Gini e do Menor da Concentração numa série temporal, mas que são aqui utilizadas na comparação entre as duas distribuições mencionadas. <sup>11/</sup>

Observe-se que para conhecer a área de  $D$  há que se conhecerem as áreas de  $B$  e  $H$ . Enquanto  $B$  pode ser facilmente obti

---

<sup>11/</sup> Para uma aplicação desse tipo, ver Rossi (1982a).



do a partir de (4), no cálculo de H há que se determinar primeiramente o ponto de interseção entre a curva de Lorenz observada e a reta dada por GA. A função da reta GA é dada por  $Y = -G/(1 - G) + X/(1 - G)$ , para  $X \geq G$ . <sup>12/</sup> Quanto a função da curva de Lorenz, basta considerar a forma dada em (1). Uma vez determinadas as coordenadas da interseção de tais curvas, determina-se facilmente a área sob a curva de Lorenz à esquerda de tal ponto. Subtraindo-se em seguida a área GEF, na Figura 2, obtém-se então a área de H, e por extensão aquela de D, já que B é conhecido.

A Tabela 6 fornece as coordenadas da interseção entre a curva de Lorenz ajustada (usando a função (1)) e a reta GA, para os dados de 1970 e 1980, bem como a área de B e o Menor da Concentração M. Note-se que, como a área de B aumentou ligeiramente no período, então, para que o valor de M tenha aumentado é preciso que a curva de Lorenz haja se deslocado significativamente na sua base. <sup>13/</sup> Neste sentido, parece razoável interpretar tal fato como sendo indicativo da deterioração na posição relativa dos grupos

TABELA 6

O MENOR DA CONCENTRAÇÃO DE GINI E AS COORDENADAS DO PONTO DE INTERSEÇÃO ENTRE A CURVA DE LORENZ AJUSTADA E A RETA GA

ANO	COORDENADAS DA INTERSEÇÃO		MENOR DA CONCENTRAÇÃO	
	X	Y	ÁREA DE B	MENOR (M)
1970	0,6869	0,2710	0,0857	0,4548
1980	0,6997	0,2676	0,0858	0,4560

<sup>12/</sup> Ver Hagerbaumer (1977)

<sup>13/</sup> Note-se que o índice assumiria valores entre zero e 1 conforme a distribuição seja menos favorável ou mais favorável aos grupos mais carentes.

pos menos privilegiados, entre 1970 e 1980, o que corrobora os resultados das Tabelas 3 e 4.

#### 4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

É evidente que dados de renda como os da Tabela 1, por apresentarem detalhamento limitado, dificultam uma comparação mais efetiva entre as distribuições. A obtenção de maiores detalhes nas extremidades da distribuição de renda, em particular, é frequentemente de muito interesse para os formuladores de política econômica. Nestas circunstâncias, torna-se indispensável que interpolações (e extrapolações) sejam realizadas a partir dos dados publicados. Essa tarefa é mais fácil na medida em que se dispõe de uma função matemática capaz de reproduzir com precisão a distribuição empírica da renda. A função da curva de Lorenz aqui utilizada desempenha essa tarefa com relativo sucesso, permitindo assim uma comparação mais sistemática entre as distribuições de renda em 1970 e 1980, do que aquela obtida do simples confronto das tabelas fornecidas pelos respectivos censos. A função ajustada permitiu, também, confirmar o agravamento na concentração da renda no país, já constatado em outros estudos, possibilitando ainda um detalhamento da distribuição não disponível nos outros casos.

REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A.B. (1970) - "On the Measurement of Inequality", Journal of Economic Theory, vol. 2, nº 3, September, pp. 244-263.
- FISHLOW, A. (1972) - "Brazilian Size Distribution of Income", The American Economic Review, vol. 62, May, pp. 391-402.
- GASTWIRTH, J.L. (1972) - "The Estimation of the Lorenz Curve and Gini Index", The Review of Economics and Statistics, nº 3, August, pp. 306-216.
- GASTWIRTH, J.L. e SMITH, J.T. (1972) - "A New Goodness - of-Fit Test", The American Statistical Association, Proceedings of the Business and Statistics Section, pp. 320-322.
- HAGERBAUMER, J.B. (1977) - "The Gini Concentration Ratio and the Minor Concentration Ratio: a Two-parameter Index of Inequality", The Review of Economics and Statistics, nº 3, August pp. 337-339.
- HOFFMANN, R e DUARTE, J.C. (1972) - "A Distribuição de Renda no Brasil", Revista de Administração de Empresas, vol. 12, nº 2 Abril/Junho, pp. 46-66.
- JAIN, S. (1975) - Size Distribution of Income: A Compilation of Data, a World Bank Publication, Washington, D.C.
- KAKWANI, N.C. (1980) - "Functional Forms for Estimating the Lorenz Curve: a Reply", Econômetríca, vol. 48, nº 4, May, pp. 1063-1064.
- KAKWANI, N.C. e PODDER, N. (1976) - "Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations", Econômetríca, vol. 44, nº 1, January, pp. 137-148.
- LANGONI, C.G. (1972) - "Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil", Estudos Econômicos, vol.2, nº 5 Outubro, pp. 5-88.

- MARQUARDT, D.W. (1963) - "An Algorithm for Least Square Estimation of Non Linear Parameters", Journal of the Society of Industrial and Applied Mathematics, vol. 2, pp. 431-441.
- RASCHE, R.H.; GAFFNEY, J.; KOO, A.Y. e OBST, N. (1980) - "Functional Forms for Estimating the Lorenz Curve", Econométrica, vol. 48, nº 4, May, pp. 1061-1062.
- ROSSI, J.W. (1981) - "O Agravamento da Concentração de Renda", Jornal do Brasil, 22 de Novembro, especial, p.3.
- ROSSI, J.W. (1982a) - "O Menor da Concentração de Gini Aplicado a Dados de Distribuição de Renda no Brasil", Estudos Econômicos, vol. 12, nº 2, Agosto, pp. 111-115.
- ROSSI, J.W. (1982b) - Índices de Desigualdade de Renda e Medidas de Concentração Industrial: Aplicação a Casos Brasileiros, Zahar Editores, Rio de Janeiro.
- ROSSI, J.W. (1982c) - "O Desempenho de Duas Funções de Lorenz com Dados de Renda do Brasil" - Revista Brasileira de Economia, vol. 36, nº 3, Julho/setembro, pp. 247-258.
- ROSSI, J.W. (1985) - Notes on a New Functional Form for the Lorenz Curve, Economics Letters, vol. 17, pp. 193-197.

Textos para Discussão Interna editados a partir de janeiro de 84

- Nº 62 - "A Crise do Setor Externo e o Ajustamento requerido pelas Opções de Política Econômica", Milton Pereira de Assis, Janeiro 1984, 37 p.
- Nº 63 - "O Papel Atual da Fronteira Agrícola", Maria Beatriz de Albuquerque David, Fevereiro 1984, 19 p.
- Nº 64 - "As Negociações Financeiras Internacionais do Brasil Pós-FMI", José Cláudio Ferreira da Silva e Maria Helena T. T. Horta, Fevereiro 1984, 34 p.
- Nº 65 - "Insumos Modernos na Agricultura Brasileira", Cláudio Roberto Contador e Léo da Rocha Ferreira, Janeiro 1984, 159 p.
- Nº 66 - "Política Tarifária das Empresas de Saneamento: Uma Avaliação da Progressividade dos Preços", Thompson Almeida Andrade, Fevereiro 1984, 24 p.
- Nº 67 - "A Economia Brasileira: Uma Interpretação Econométrica", Versão IV, Cláudio Roberto Contador, Março 1984, 99 p.
- Nº 68 - "Comentários sobre o livro de William R. Cline, "International Debt and Stability of the World Economy", Marcelo de Moura Lara Resende, Maio 1984, 23 p.
- Nº 69 - "Crescimento Industrial, Ajuste Estrutural e Exportações de Manufaturados: Notas para a Definição de Uma Estratégia de Longo Prazo para a Economia Brasileira", Regis Bonelli e José Cláudio Ferreira da Silva, Novembro 1984, 38 p.
- Nº 70 - "Projeções da População Total, Urbano-Rural e Economicamente Ativa segundo Algumas Alternativas de Crescimento Demográfico", Maria Helena F. T. Henriques, Janeiro 1985, 56 p.

## II

- Nº 71 - "Crescimento Econômico e Oferta de Alimentos no Brasil", Gervásio Castro de Rezende, Janeiro 1985, 39 p.
- Nº 72 - "A Política Agrícola e a Diminuição do Subsídio do Crédito Rural", Gervásio Castro de Rezende, Janeiro 1985, 23 p.
- Nº 73 - "Tendências a Médio Prazo da Previdência Social Brasileira: Um Modelo de Simulação", Francisco E.B. de Oliveira, Kaizô Iwakami Beltrão, Maria Helena F.T. Henriques, Afonso Sant'Anna Bevilaqua, Alexandre Goretkin Neto, Janeiro 1985, 299 p.
- Nº 74 - "Balanço de Pagamentos Brasileiro: Um Modelo de Simulação", Ajax Reynaldo Bello Moreira, Janeiro 1985, 77 p.
- Nº 75 - "Interação entre Mercados de Trabalho e Razão entre Salários Rurais e Urbanos no Brasil", Gervásio Castro de Rezende, Março 1985, 35 p.
- Nº 76 - "Considerações sobre uma Possível Reforma Tributária no Brasil", Cláudia Cunha Campos Eris, Março 1985, 29 p.
- Nº 77 - "Migrações Internas e Pequena Produção Agrícola na Amazônia: Uma Análise da Política de Colonização do INCRA", Anna Luiza Ozorio de Almeida, Maio 1985, 97 p.
- Nº 78 - "Estrutura Industrial e Exportação de Manufaturados: Brasil, 1978", Helson C. Braga e Edson P. Guimarães, Julho 1985, 29 p.
- Nº 79 - "A Restrição Externa à Retomada do Crescimento: Avaliação e Recomendações de Política", Helson C. Braga, Setembro 1985, 42 p.
- Nº 80 - "Foreign Direct Investment in Brazil: Its Role, Regulation and Performance", Helson C. Braga, Outubro 1985, 41 p.

### III

- Nº 81 - "Déficit de "Caixa" do Governo Federal: Metodologia e Resultados em 1985", Carlos von Doellinger, Novembro 1985, 16 p.
- Nº 82 - "Déficit e Dívida: Tendências e Implicações", Carlos von Doellinger, Novembro 1985, 12 p.
- Nº 83 - "As Interligações Setoriais na Economia Brasileira em 1975", José W. Rossi, Maristela Sant'Anna e Samuel Sidsamer, Novembro 1985, 30 p.
- Nº 84 - "Mensuração da Eficiência Produtiva na Indústria Brasileira: 1980", Helson C. Braga e José W. Rossi, Novembro 1985, 34 p.
- Nº 85 - "Fundos Sociais", Fernando A. Rezende da Silva e Beatriz Azeredo da Silva, Janeiro 1986, 29 p.
- Nº 86 - "Optimal Foreign Borrowing in a Multisector Dynamic Equilibrium Model: A Case Study for Brazil", Octávio A. F. Tourinho, Janeiro 1986, 47 p.
- Nº 87 - "Proposta de Diretrizes Preliminares para Uma Política de Abastecimento", Maria Beatriz de A. David, Março 1986, 44 p.
- Nº 88 - "Os Impactos da Política de Comercialização Agrícola sobre a Produção e os Preços. Uma Análise da Literatura e Algumas Evidências Empíricas", Maria Beatriz de A. David e Luis Alberto de L.C. Ribeiro, Março 1986, 49 p.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômico (quadrimestral), desde 1971; Literatura Econômica (bimestral), desde 1977; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Textos para Discussão do Grupo de Energia (TDE); Série Monográfica; e, Série PNPE.