

所得不平等の計測*

——ローレンツ曲線の交叉に関して——

豊田 敬・和合 肇

1 はじめに

本稿の目的は、所得分布の不平等比較におけるローレンツ曲線の交叉の問題を、実際の統計資料を用いて具体的に考察することである。

いま、累積所得分布を $F_1(y), F_2(y)$, その平均値を μ_1, μ_2 (ただし, $0 < y < \infty, 0 < \mu_i < \infty, i=1, 2$), そして, $F_i^{-1}(p) = \inf \{y | F_i(y) \geq p\}, i=1, 2$ とする。ローレンツ曲線による不平等の比較は、つぎのように表現できる。

『すべての $0 \leq p \leq 1$ に対して

$$(L) \quad \int_0^{F_1^{-1}(p)} (y/\mu_1) dF_1(y) \geq \int_0^{F_2^{-1}(p)} (y/\mu_2) dF_2(y)$$

が成り立ち、かつ、少なくとも p の 1 つの値に対して不等号が厳密に成りたつとき、 F_1 は F_2 より平等である。』

セン [11] にしたがって、本稿ではこれをローレンツ半順序と呼ぶことにする。

アトキンソン [1] は、(L) と

$$(W) \quad \int u(y/\mu_1) dF_1(y) > \int u(y/\mu_2) dF_2(y), u(\cdot) : \text{凹}$$

とが同等であることを明らかにした。 $u(\cdot)$ を効用関数とみなせば、(W) の両辺は一種の功利主義的な社会厚生関数である。ローレンツ半順序は、この社会厚生関数の値の大小による順序と同等であり、したがって、社会厚生の観点から基礎づけることができるというのがアトキンソンの命題である¹⁾。

これをそのまま実証研究に適用するとすれば、「所得不平等はローレンツ曲線を描き²⁾、ローレンツ半順序で比較すればよい。なぜなら、社会厚生関数との明確な対応があるからである」ということになる³⁾。しかし、この

* 本稿における計算に関しては、星野珙二氏(福島大学経済学部)に負うところが多い。ここにお礼を申し上げる。また、有益なコメントを寄せられた本誌のレフェリーに謝意を表したい。

1) この命題およびその一般化も含め経済不平等の問題全般に関しては A. Sen [11] を参照。

2) (W) は実際の不平等比較には役に立たないから、ローレンツ曲線を描くことが必要になる。

ような適用はあまりに形式的であり、実証研究に関する限り、有効とは思われない。その主な理由として、さしあたりつぎの 2 点を挙げることができる。第 1 は、多数のローレンツ曲線を描いて、それらの相互の関係を調べることは、かなり錯綜した作業になるという点である⁴⁾。第 2 は、実証研究においては、ローレンツ曲線が交叉している場合でも不平等を比較する必要のあることが多いという点である⁵⁾。

上記の 2 点に対処できる不平等の計測法として、本稿では不平等尺度 $\lambda(F/\alpha) = \int u(y/\mu) dF(y)$ を使用する。ここにおいて、 $F(y)$ は累積所得分布 ($0 < y < \infty$), $\mu = \int y dF(y) < \infty$, $u(x) = (x^\alpha - 1)/\alpha$ ($\alpha > 1$), $u(x) = (1 - x^\alpha)/\alpha$ ($\alpha < 1, \alpha \neq 0$), $u(x) = x \log x$ ($\alpha = 1$), $u(x) = -\log x$ ($\alpha = 0$) である⁶⁾。

尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ は (W) の式において $u(\cdot)$ の関数型(ただし、凸)を具体的に与えただけのものであるから、(L) が成りたつならば、

$$(W') \quad \lambda(F_1/\alpha) < \lambda(F_2/\alpha)$$

である。(W') は、尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において α の値を多数指定して計測すれば、ローレンツ曲線の交叉の有無をかなりの程度調べることが可能であることを示唆している。というのは、(W') は、 α の値を多数指定して計測したとき、計測値の大小関係が逆転するならば、ローレンツ曲線が交叉していることを意味するからである。

尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において、 α は各所得階層に対するウェイト

3) このような例は綿貫 [17] にみられる。

4) 一般に n 個の所得分布を比較する場合、2 個ごとくツイにして比較するならば、 $n(n-1)/2$ 通りの組合せについてローレンツ曲線の相互比較が必要である。 n が大きく、そして分位データでない場合、これに費やす労力はばかにならない。だからといって、ローレンツ曲線を描いて比較することの重要性まで否定するわけではない。

5) 不完全な所得分布データを使用しなければならない実証研究において、不平等の計測に過度に抽象的な社会厚生関数の議論を直結させるのはあまりに短絡的であるという、より基本的な問題もある。

6) 不平等尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ の詳細については、豊田 [15] を参照。本稿ではジニ集中係数も使用する。

ト評価を変化させるパラメーターである。 α の値を小さくすると、低所得階層の不平等に相対的により大きなウェイトを付与するようになっている。

$\lambda(\cdot|\alpha)$ は、 $\alpha=2$ のとき変動係数の2乗の1/2、 $\alpha=1$ のときタイルの尺度となり、また、 $\alpha<1$ のときアトキンソンの尺度において $\alpha=1-\varepsilon$ とおいたものに対応する。つまり、 $\lambda(\cdot|\alpha)$ は既存のこれら3つの尺度を含む包括的な尺度である⁷⁾。

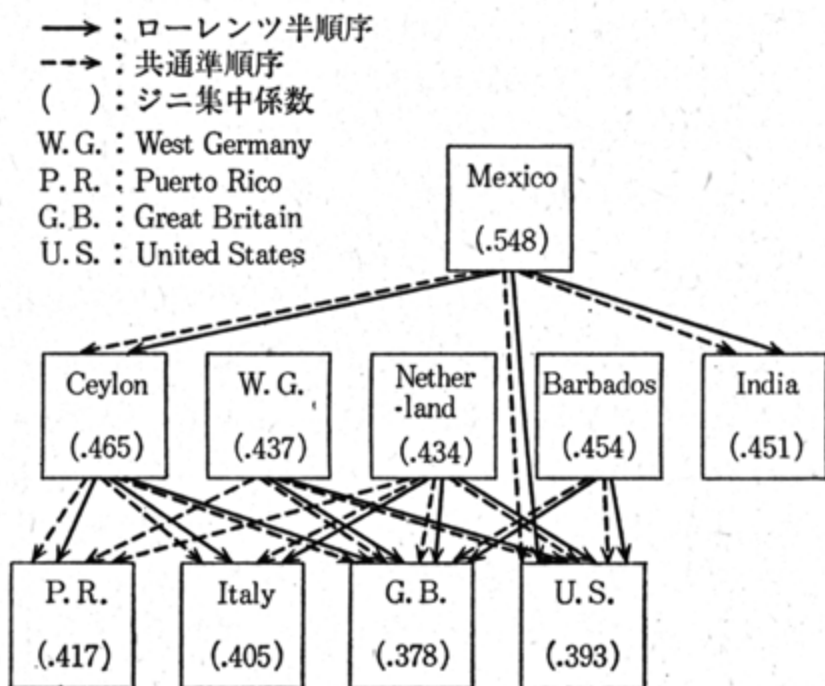
本稿では、 α の値を $\pm 5, \pm 4, \pm 3, \pm 2, \pm 1.5, \pm 1, \pm 0.5, 0$ と指定して計測する。そして、これらの α のすべての値に対して計測値の大小関係が不変である部分よりなる順序づけを、セン[11]にしたがい共通準順序と呼ぶことにする⁸⁾。

2 アトキンソンの計測例

アトキンソン[1]で例示されているクズネッツ[5]のデータ⁹⁾を用いてローレンツ半順序と尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による共通準順序とを考察する。

アトキンソンの取り上げた12ヵ国の所得分布は、す

第1図 各国間の所得不平等の順序



7) タイルの尺度、アトキンソンの尺度については、それぞれ H. Theil [14], Atkinson [1] を参照。 α のウェイト評価からみれば、変動係数、タイルの尺度、アトキンソンの尺度の順に低所得層に大きなウェイトを付与する尺度となっている。高山[13] p. 64, 8—9 表における順位相関係数の値は、このウェイト評価を考えれば自然な結果である。

8) 完全順序を与える不平等尺度の順序づけの共通部分でできる順序が準順序になることについては Sen[11] p. 72 を参照。ローレンツ半順序で順序づけ可能ならば、この共通準順序でも順序づけ可能である。しかし、この逆は必ずしも成り立たない。

9) S. Kuznets [5] p. 13, Table 3.

べて同じ分位データに整理されているので、ローレンツ半順序の確定は比較的容易である。アトキンソンによって指摘されているように、12ヵ国66通りの比較のうち、ローレンツ曲線が交叉していないのは16通りである。第1図の実線で、それが示されている。この図において、矢印の方向はより平等な国を指している。他のいかなる国ともローレンツ半順序で比較できないデンマークとスウェーデンは、この図から除外してある。

第1図より、ジニ集中係数の計測値にかなりの差があっても、ローレンツ半順序では不平等を比較できないケースの多いことが読みとれるであろう。たとえば、オランダとメキシコのジニ集中係数はそれぞれ0.434と0.548で、不平等にかなりの格差があるようにみえる。しかし、ローレンツ曲線は交叉していて、ローレンツ半順序では順序づけできない。

第1図の破線は、 $\lambda(\cdot|\alpha)$ で計測したときの共通準順序を示したものである。共通準順序とローレンツ半順序との相違は、共通準順序では西ドイツとプエルトリコ、オランダとプエルトリコの順序づけができるのに対し、ローレンツ半順序ではそれができないという点だけである。このことから、尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において α の値を多数指定して計測し、その共通な順序を選出すれば、ローレンツ半順序にかなり近似した順序づけの得られることが理解されるであろう。

つぎに、 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において α の値が異なるとき、不平等の順位がどのように変化するかをみてみよう。第1表は12ヵ国の間の不平等の順位を示したものである。この表において順位は小さい程、より平等である。

この表より、 α の値によって不平等の順位が大きく変化することを、ただちに読みとることができる¹⁰⁾。特に変化の大きいのは、インド、デンマーク、スウェーデンである。これは、これら3つの国の所得分布のローレンツ曲線がそれぞれ他の諸国のそれと交叉しているからである。

ローレンツ半順序より強く、ローレンツ曲線が交叉している場合まで含めた比較をするならば、第1表より、つぎのことがいえる。インド、セイロン、メキシコ、プ

10) Atkinson [1] は $\alpha = -1.5 \sim 0$ に対応する部分の計測をしているだけなので、ローレンツ曲線の交叉を調べるのには不十分である。また、Atkinson [1] p. 259, Table 1 の $\varepsilon = 1.5$ ($\alpha = -0.5$) におけるときのセイロンとオランダの不平等順位は、それぞれ6, 7となっているが、正確にはこの順位は逆であり、本稿の第1表の方が正しい。

第1表 各国間の所得不平等の順位

国	尺度	ジニ 集中 係数	$\lambda(\cdot \alpha)$														
			-5	-4	-3	-2	-1.5	-1	-0.5	0	0.5	1	1.5	2	3	4	5
Great Britain(1951—52)	1	1	4	4	4	3	3	2	1	1	1	1	1	1	4	4	4
United States(1950)	2	2	6	6	6	5	5	5	3	3	2	2	2	2	1	3	3
Italy(1948)	3	3	2	2	2	2	2	1	2	2	3	5	5	6	8	8	8
Puerto Rico(1953)	4	4	3	3	3	4	4	4	4	4	4	6	6	5	6	6	6
Denmark(1952)	5	5	11	11	11	11	11	9	9	6	5	3	3	3	3	2	2
Sweden(1948)	6	6	12	12	12	12	12	11	11	9	6	4	4	4	2	1	1
Netherland(1950)	7	7	8	8	7	7	7	7	6	5	7	8	9	9	9	9	9
West Germany(1950)	8	8	9	9	9	8	8	8	8	8	8	7	7	8	7	7	7
India(1950)	9	9	1	1	1	1	1	3	5	7	11	11	11	11	11	11	11
Barbados(1951—52)	10	10	10	10	10	10	10	10	10	11	9	9	8	7	5	5	5
Ceylon(1952—53)	11	11	5	5	5	6	6	6	7	10	10	10	10	10	10	10	10
Mexico(1957)	12	12	7	7	8	9	9	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12

エルト・リコ、イタリーは他の諸国に較べ、低所得層で平等、高所得層で不平等である。デンマーク、スウェーデン、アメリカ等の先進国は、低所得層で不平等、高所得層で平等である¹¹⁾。イギリス(Great Britain)は、デンマーク、スウェーデン、アメリカより概して平等であるが、高所得層では逆に不平等である¹²⁾。

通常、不平等比較の実証研究においては、ローレンツ半順序だけの弱い順序づけで満足できる状況にあるわけではない。また、尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において α の特定の値を指定することによって得られる完全順序を正当化できる状況にあるわけでもない。しかし、以上の考察から、つぎのことが結論できよう。すなわち、研究者が少なくともローレンツ半順序を認める立場をとるならば、尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において多数の α の値を指定して計測することにより、ローレンツ曲線の交叉の有無や、ローレンツ曲線が交叉している場合の低所得層あるいは高所得層に注目した不平等の大略的な比較をすることができる。

3 わが国の所得不平等の推移

わが国の所得分布を時系列に比較した場合、ローレンツ曲線の交叉が問題になるか否かを考察する¹³⁾。

ここでは、総理府統計局『貯蓄動向調査報告』を用い、

11) この事実は、Atkinson [1] でも指摘されている。

12) この事実は、アトキンソンの尺度では発見できない。アトキンソンの尺度では $\alpha < 1$ の部分の計測に限定されるからである。アトキンソンの尺度は高所得層に注目した不平等比較に対しては有効でない。

13) この点に関しては、溝口 [8]、溝口・高山・寺崎 [9] により、ほとんど問題のないことが指摘されている。しかし、その根拠はそれほど明確とは思われないので、以下のような少し立入った考察も無意味ではなかろう。

計測期間は1962年から1976年までの15年間とする。使用する統計表は「年間収入5分位階級別貯蓄の1世帯当たり現在高」と「年間収入階級別貯蓄の1世帯当たり現在高」である¹⁴⁾。1964年から1969年までの6年間については「新調査世帯」と「再調査世帯」を合わせて集計した『参考表』に掲載されているものを使用し、1970年以降との整合性を保つようにしてある¹⁵⁾。

『貯蓄動向調査報告』においては、世帯は世帯主の職業により、

「全世帯」

{

「勤労者世帯」

「一般世帯」

に分類されるので、この3種の世帯について所得不平等を計測する¹⁶⁾。

一般世帯の所得分布は『貯蓄動向調査報告』に公表されていない。しかし、尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による不平等の計測においては、一般世帯の所得分布のデータは不必要である。 F, F_1, F_2 をそれぞれ全世帯、一般世帯、勤労者世帯所得分布、 $F_{1,2}$ を一般・勤労者世帯間所得分布 n, n_1, n_2 をそれぞれ全世帯、一般世帯、勤労者世帯数、そして μ, μ_1, μ_2 をそれぞれ全世帯、一般世帯、勤労者世帯

14) 計数としては、「年間収入」と「抽出率調整世帯分布」を使用した。「年間収入」は税込み現金実収入であって、現物給付を含んでいない。「抽出率調整」については、『貯蓄動向調査報告』を参照。

15) 経済企画庁 [3] p. 198, 参考資料 I-4 における勤労世帯 I の1964~1969年は「新調査世帯」の統計表を使用しているが、1970年以降との整合性を考えると問題である。

16) 「全世帯」には農林漁家世帯と単身者世帯が含まれないので、非農・非単身者世帯といった方がより正確である。しかし、以下では『貯蓄動向調査報告』の用語にしたがい、必要のない限り「」を付さない。

第2表 尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による所得不平等の計測値(年間収入5分位階級)

(下段: 計測値の時系列順位)

世帯	尺度 $\alpha =$	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
「全 世 帯」	-4	2.413 14	2.518 15	2.117 12	2.361 13	2.063 11	1.883 10	1.636 6	1.434 1	1.514 3	1.619 5	1.485 2	1.564 4	1.776 8	1.821 9	1.675 7
	-3	1.236 14	1.275 15	1.111 12	1.219 13	1.099 11	1.021 10	.903 6	.815 1	.849 3	.902 5	.842 2	.877 4	.967 8	.981 9	.926 7
	-2	.654 14	.668 15	.600 11	.651 13	.602 12	.568 10	.508 5	.469 1	.483 2	.511 6	.484 3	.501 4	.538 8	.540 9	.522 7
	-1	.342 13	.347 15	.318 11	.343 14	.323 12	.308 10	.277 5	.261 1	.266 2	.281 6	.269 3	.277 4	.291 9	.289 8	.286 7
	0	.149 13	.151 14	.140 11	.151 15	.144 12	.138 10	.124 4	.118 1	.120 2	.127 6	.122 3	.125 5	.129 9	.128 7	.129 8
	1	.145 13	.146 14	.136 11	.148 15	.142 12	.136 10	.121 4	.115 1	.117 2	.124 7	.120 3	.123 6	.126 8	.123 5	.127 9
	2	.154 13	.155 14	.145 10	.158 15	.153 12	.146 11	.128 4	.122 1	.123 2	.131 7	.128 3	.131 6	.133 8	.128 5	.135 9
	3	.355 12	.359 14	.333 10	.370 15	.357 13	.339 11	.290 4	.275 1	.277 2	.300 6	.292 5	.300 7	.301 8	.288 3	.309 9
	4	.661 12	.671 14	.616 10	.696 15	.670 13	.631 11	.527 4	.494 1	.498 2	.546 6	.531 5	.547 8	.546 7	.518 3	.566 9
「勤 労 者 世 帯」	-4	1.316 15	1.240 13	.945 10	1.249 14	.994 11	1.019 12	.741 3	.699 1	.709 2	.867 8	.824 6	.779 4	.832 7	.885 9	.797 5
	-3	.755 15	.718 13	.578 10	.729 14	.602 11	.618 12	.473 3	.451 1	.456 2	.537 8	.517 6	.495 4	.520 7	.546 9	.502 5
	-2	.436 15	.419 13	.353 10	.429 14	.364 11	.376 12	.298 3	.287 1	.289 2	.330 8	.322 6	.311 4	.322 7	.334 9	.313 5
	-1	.243 15	.235 13	.204 10	.242 14	.209 11	.217 12	.177 3	.171 1	.172 2	.192 8	.189 7	.184 5	.189 6	.194 9	.183 4
	0	.109 14	.106 13	.094 10	.110 15	.097 11	.101 12	.083 3	.081 1	.081 2	.089 8	.088 7	.087 5	.088 6	.089 9	.085 4
	1	.106 14	.104 13	.093 10	.109 15	.095 11	.100 12	.083 3	.080 1	.081 2	.088 9	.087 7	.086 5	.087 6	.087 8	.084 4
	2	.111 14	.109 13	.098 10	.115 15	.100 11	.106 12	.087 3	.084 1	.084 2	.091 8	.091 9	.090 5	.090 6	.091 7	.088 4
	3	.246 14	.242 13	.216 10	.258 15	.221 11	.237 12	.191 3	.184 1	.185 2	.200 8	.202 9	.199 7	.199 6	.198 5	.192 4
	4	.434 14	.429 13	.378 10	.461 15	.386 11	.420 12	.331 4	.317 1	.318 2	.346 7	.350 9	.346 8	.344 6	.340 5	.329 3
「一 般 世 帯」	-4	4.806 14	5.023 15	3.950 11	3.850 9	4.189 13	3.466 6	3.493 7	2.967 1	3.020 2	3.406 5	3.072 3	3.286 4	3.911 10	3.687 8	4.113 12
	-3	2.265 14	2.357 15	1.978 11	1.916 9	2.047 13	1.749 6	1.766 7	1.561 1	1.601 3	1.721 5	1.590 2	1.692 4	1.949 10	1.846 8	2.016 12
	-2	1.109 14	1.148 15	1.017 11	.985 9	1.036 13	.909 6	.913 7	.836 1	.862 3	.894 5	.842 2	.891 4	.995 10	.946 8	1.018 12
	-1	.545 14	.562 15	.519 12	.504 10	.524 13	.468 7	.464 6	.437 1	.453 3	.458 4	.439 2	.462 5	.502 9	.478 8	.510 11
	0	.229 14	.235 15	.224 12	.219 11	.225 13	.203 8	.198 4	.190 1	.198 5	.197 3	.190 2	.200 6	.213 9	.202 7	.215 10
	1	.219 14	.225 15	.218 12	.216 11	.218 13	.198 8	.187 3	.182 1	.191 5	.188 4	.184 2	.193 7	.201 9	.192 6	.204 10
	2	.235 12	.242 15	.237 13	.240 14	.235 11	.214 10	.196 3	.192 1	.204 6	.197 4	.195 2	.205 7	.211 8	.202 5	.213 9
	3	.557 12	.574 14	.569 13	.588 15	.557 11	.507 10	.449 3	.440 1	.473 6	.451 4	.448 2	.475 7	.486 9	.464 5	.485 8
	4	1.073 12	1.113 13	1.115 14	1.178 15	1.069 11	.974 10	.828 2	.811 1	.889 8	.829 3	.831 4	.887 6	.902 9	.862 5	.888 7

平均所得とする。そうすると、 $\lambda(F_1/\alpha)=[\lambda(F/\alpha)-\lambda(F_{1.2}/\alpha)-W_2\lambda(F_2/\alpha)]/W_1$ (ただし、 $W_i=(n_i/n)\cdot(\mu_i/\mu)^\alpha$, $i=1, 2$)と書くことができる。上式の右辺はすべて公表されている計数から算出できる。したがって、一般世帯の所得分布を計算しなくとも、一般世帯の所得不平等が求められる。

3-1 5分位階級データ

まず、年間収入5分位階級別データによって所得不平等をみることにする。

尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ の計測値とその時系列順位¹⁷⁾が第2表(ただし、この表では $\alpha=\pm 5, \pm 1.5, \pm 0.5$ は省略)に与えられている。この表から、つぎのことが読みとれるであろう。

(1) α の値によって不平等の順位が変化している箇所があるので、ローレンツ曲線の交叉は生じている。この順位変化は勤労者世帯が最も少なく、ついで全世帯、一般世帯の順である。したがって、一般世帯は3つの世帯のうちでローレンツ曲線の交叉する頻度が最も多い¹⁸⁾。

(2) α の値による順位変化はあるものの、つぎに述べる程度の時系列推移は、 α の値に関係ない。すなわち、1969, 70年までは概して平等化が進み(ただし、1965年における全世帯と勤労者世帯の不平等は幾分大きい)、それ以降平等化傾向が停滞(勤労者世帯)しているか、あるいは多少不平等化(全世帯、一般世帯)している。

5分位階級データの場合もローレンツ曲線の交叉の有無を調べることは比較的容易である。そこで、念のため共通準順序にしたがった上記(2)の事実がローレンツ半順序と大きく乖離することがないかをみておこう。

1962年から1976年までの15年間、105通りの比較のうち、ローレンツ曲線が交叉していないのは、全世帯が84通り、勤労者世帯が90通りである。第2図はこのローレンツ半順序を示したものである¹⁹⁾。作図法は第1図とほぼ同じであり、ジニ集中係数の計測値も記入してある。また、共通準順序で比較可能であっても、ローレンツ半順序では比較できない箇所は破線で記入されている。

第2図より、ローレンツ半順序と共通準順序との相違

は勤労者世帯で3ヵ所、全世帯で4ヵ所しかなく、(2)で述べた不平等の推移に関する限り、ローレンツ半順序との差は無視してもさしつかえないことが理解できるであろう²⁰⁾。

以上の考察から、つぎのように要約できる。わが国の所得分布を時系列に比較すると、実際にはローレンツ曲線は交叉している。しかし、1969, 70年までの平等化、それ以降の平等化の停滞、ないしは多少の不平等化という推移に関する限り、ローレンツ曲線の交叉を問題にする必要はない²¹⁾。

3-2 年間収入階級データ

一般的にいて、5分位階級の分布は極めて縮約されたデータである。3-1において、ローレンツ曲線の交叉は実質上問題にならないという結論を得たが、このような縮約度の高いデータを用いて得られた結論がどの程度の一般性をもつかという点に疑問が残る。そこで、年間収入5分位階級データ作成の元になる年間収入階級別データで不平等の推移をみることにする。

第3表には不平等の計測値とその時系列順位が与えられている。表の形式は第2表と全く同じである。5分位階級の場合と対応させて考察すると、つぎのことが読みとれる。

(1) α の値によって不平等の順位が変化している。順位変化はどの世帯についても第2表より激しく、ローレンツ曲線の交叉が頻繁であることを示している。順位変化は勤労者世帯が最も少なく、ついで全世帯、一般世帯の順である。これは、(1)の事実と同じである²²⁾。

(2) α の値によって順位が著しく変化しているため、共通準順序による不平等の推移を確定することは困難である。特に、変化の最も激しい一般世帯については、不平等の推移を確定することはほぼ不可能である。つまり、5分位階級の場合の(2)の事実は年間収入階級データでは完全に否定されてしまう。

ところで、第3表を多少細かく調べると、つぎの事実に気付く。すなわち、 $\lambda(\cdot|\alpha)$ において、 α の値が0に近

20) クズネッツのデータの場合と異なり、ジニ集中係数の計測値の差が比較的大きい年はローレンツ曲線の交叉が少ないということも第2図から読みとれる。

21) これは、ジニ集中係数による計測でよいことを意味する。

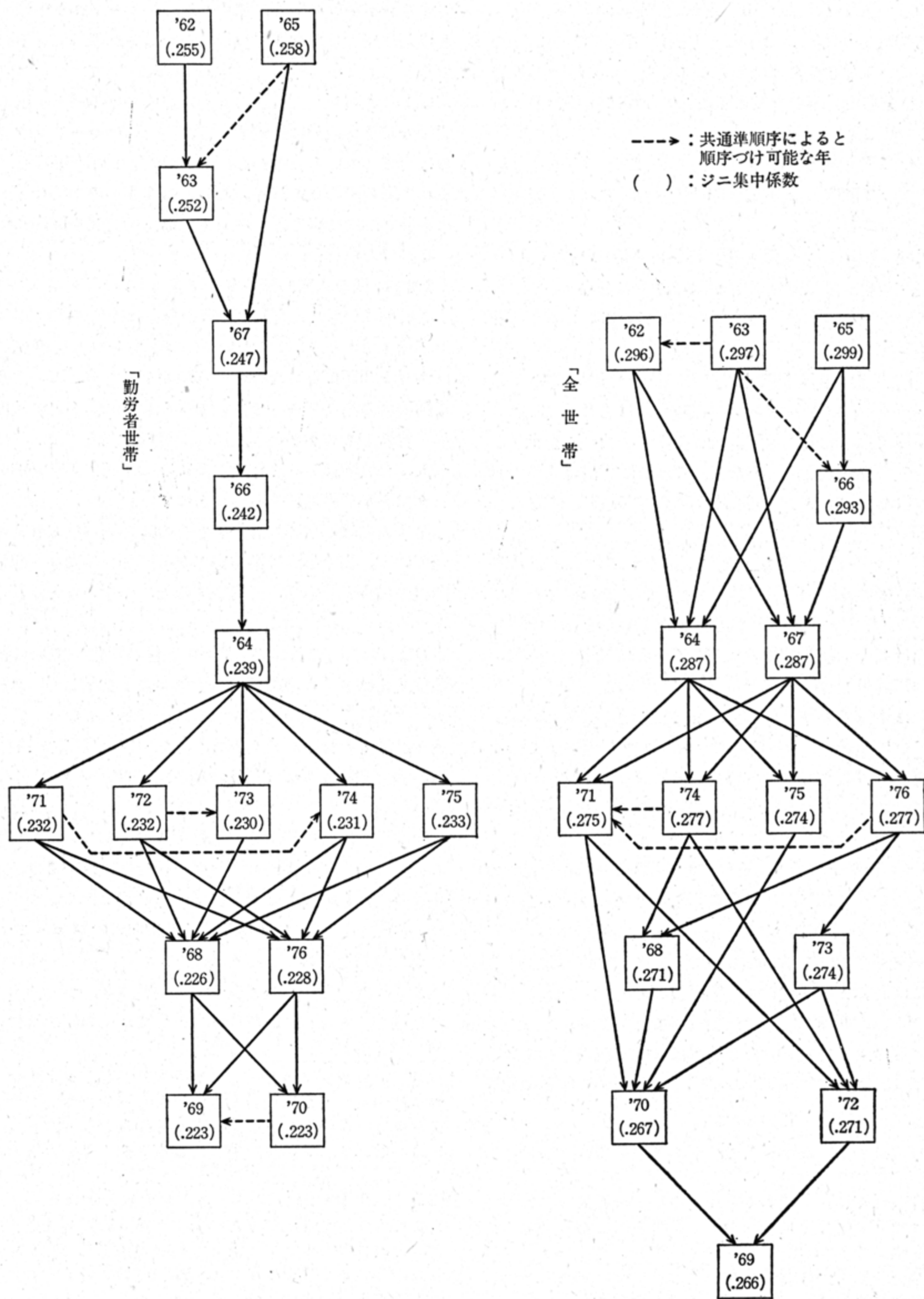
22) 脚注18)に記した事実は、年間収入階級データの場合でも確認できる。また第2表と第3表とを比較すると、どの世帯についても5分位階級の不平等の方が年間収入階級の不平等より小さく、縮約度の高いデータによると不平等が過小評価されることもわかる。

17) 最も平等な年が1で、最も不平等な年が15である。

18) 世帯別に比較すると、どの年も一般世帯が最も不平等で、ついで全世帯、勤労者世帯の順になっていることも確認できよう。

19) 一般世帯は所得分布のデータがないので、ローレンツ曲線の交叉を調べることはできない。

第2図 ローレンツ半順序(年間収入5分位階級)



第3表 尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による所得不平等の計測値(年間収入階級)
(下段: 計測値の時系列順位)

尺度 世帯	年 $\alpha=$	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
「全 世 帯」	-4	8.519 8	8.932 10	7.776 7	16.252 15	10.862 13	8.599 9	11.204 14	4.207 1	6.697 6	6.549 5	9.655 11	6.228 3	10.040 12	6.388 4	4.738 2
	-3	2.410 10	2.542 12	2.242 9	3.509 15	2.568 14	2.206 7	2.546 13	1.519 1	1.991 5	1.950 4	2.212 8	1.891 3	2.462 11	2.080 6	1.725 2
	-2	.901 13	.936 14	.847 11	1.067 15	.888 12	.813 8	.828 9	.653 1	.746 5	.747 6	.746 4	.736 3	.835 10	.806 7	.732 2
	-1	.403 13	.411 14	.380 11	.430 15	.391 12	.368 10	.347 7	.312 1	.331 3	.338 5	.327 2	.337 4	.357 9	.354 8	.344 6
	0	.171 13	.171 14	.161 11	.176 15	.166 12	.157 10	.142 4	.135 1	.138 3	.143 5	.137 2	.144 7	.147 9	.144 6	.146 8
	1	.180 14	.174 13	.164 11	.180 15	.173 12	.160 10	.138 5	.137 3	.136 2	.141 6	.135 1	.146 9	.143 7	.137 4	.146 8
	2	.238 15	.215 13	.202 11	.224 14	.215 12	.190 10	.155 3	.161 6	.156 4	.159 5	.149 1	.174 9	.161 7	.149 2	.166 8
	3	.831 15	.648 13	.595 11	.670 14	.636 12	.520 10	.389 3	.437 8	.406 5	.405 4	.367 2	.477 9	.408 6	.363 1	.424 7
	4	2.903 15	1.791 13	1.575 11	1.791 14	1.658 12	1.219 10	.816 3	1.036 8	.899 6	.859 4	.741 2	1.134 9	.867 5	.731 1	.906 7
「勤 労 者 世 帯」	-4	3.494 14	3.115 12	2.792 10	5.470 15	3.351 13	2.811 11	1.850 4	1.303 1	2.015 5	3.034 6	2.070 7	2.422 9	1.688 3	2.422 8	1.635 2
	-3	1.311 14	1.244 13	1.036 10	1.513 15	1.162 12	1.086 11	.790 4	.643 1	.806 5	1.036 9	.826 6	.882 7	.768 3	.962 8	.766 2
	-2	.586 14	.567 13	.476 10	.601 15	.507 12	.505 11	.394 3	.351 1	.390 2	.456 9	.408 6	.415 7	.400 5	.451 8	.398 4
	-1	.285 14	.278 13	.241 10	.287 15	.250 11	.256 12	.208 3	.195 1	.204 2	.227 8	.216 6	.216 7	.215 5	.228 9	.212 4
	0	.123 14	.121 13	.108 10	.125 15	.110 11	.114 12	.094 3	.090 1	.093 2	.100 9	.097 5	.098 7	.098 6	.100 8	.095 4
	1	.124 14	.121 13	.109 10	.127 15	.111 11	.116 12	.094 4	.092 1	.094 3	.098 8	.097 5	.100 9	.098 7	.098 6	.094 2
	2	.144 14	.138 13	.125 10	.148 15	.126 11	.132 12	.103 3	.103 2	.106 6	.107 7	.105 5	.114 9	.108 8	.105 4	.101 1
	3	.398 15	.361 13	.325 11	.393 14	.322 10	.337 12	.248 4	.253 5	.264 8	.254 6	.247 3	.290 9	.261 7	.245 2	.235 1
	4	1.010 15	.812 13	.726 12	.890 14	.694 10	.720 11	.484 4	.520 7	.547 8	.493 5	.470 3	.620 9	.516 6	.464 2	.442 1
「一 般 世 帯」	-4	19.469 9	20.334 10	15.572 7	31.037 15	25.821 11	19.210 8	30.718 14	10.259 1	15.466 6	15.193 5	27.985 12	14.625 4	28.920 13	14.297 3	13.484 2
	-3	4.753 9	5.065 10	4.203 4	6.396 15	5.257 11	4.230 6	6.079 13	3.310 1	4.254 7	4.066 3	5.415 12	4.047 2	6.178 14	4.302 8	4.217 5
	-2	1.559 10	1.647 12	1.472 6	1.776 15	1.586 11	1.361 2	1.669 13	1.260 1	1.439 5	1.379 3	1.490 7	1.399 4	1.760 14	1.508 8	1.531 9
	-1	.643 12	.664 15	.622 9	.659 14	.638 11	.565 3	.608 8	.545 1	.582 6	.565 4	.560 2	.579 5	.649 13	.604 7	.632 10
	0	.266 14	.267 15	.257 11	.261 12	.262 13	.232 7	.228 4	.222 2	.229 5	.224 3	.216 1	.233 8	.245 9	.230 6	.249 10
	1	.289 15	.275 14	.269 11	.273 12	.274 13	.235 9	.215 2	.222 5	.223 6	.217 4	.206 1	.233 8	.231 7	.215 3	.240 10
	2	.418 15	.359 13	.352 11	.364 14	.353 12	.287 10	.240 3	.268 7	.260 6	.247 4	.229 1	.281 9	.260 5	.236 2	.274 8
	3	1.640 15	1.178 13	1.140 12	1.208 14	1.102 11	.822 10	.615 3	.774 8	.710 6	.639 4	.574 1	.805 9	.676 5	.594 2	.712 7
	4	6.366 15	3.579 13	3.358 12	3.626 14	3.028 11	2.030 10	1.328 3	1.960 8	1.668 7	1.388 4	1.190 1	2.001 9	1.486 5	1.250 2	1.548 6

いときの不平等の推移は第2表でみられた不平等の推移に比較的類似しているのに対し、 $\alpha = \pm 4, \pm 3$ としたときの不平等の推移は第2表のそれと著しく異なっているという事実である。このことは、度数分布の両端に近い部分でローレンツ曲線の交叉が生じているケースが多いことを意味する。年間収入階級データは同じ分位に整理されているわけではないので、分布の両端に近い部分における所得階級の区切り方の違いが大きいため、このようにローレンツ曲線が交叉しているのではないかという疑問が生じる。そこで、年間収入階級データの度数分布を検討してみよう。

第4表には、全世帯と勤労者世帯の相対度数分布が与えられている。この表より、1962年から1976年までの15年間で1969年、1972年、1975年、1976年の4回にわたって所得階級が変更されていることがわかる。この4回の変更は、所得分布が年々上方にシフトしているため、いずれも低所得の階級を統合し、高所得の階級を細分するという形式でなされている。ただし、所得階級の個数は常に16である。

1968年と1969年の全世帯を例にして、所得階級の変更が不平等の計測に及ぼす影響をみることにしよう。1968年の年間収入300万円以上の最高所得階級の相対

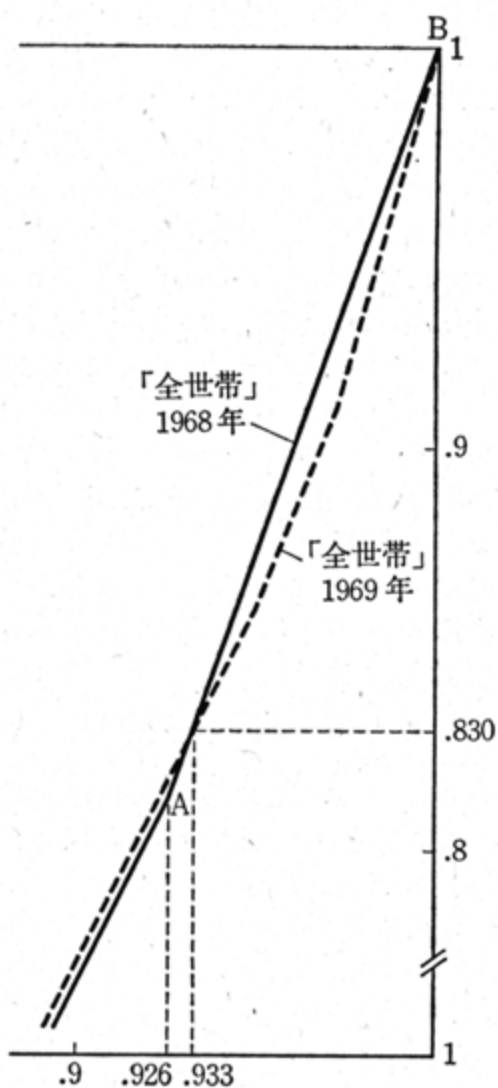
度数は、7.4%となっていて、かなり大きい。この度数分布では、実際には所得の不平等が大きいと考えられる上位7.4%の世帯を完全に平等であるとみなしてしまうため、年間収入300万円以上の所得階級が3つに細分されている1969年と比べ、高所得層における不平等を過小評価する可能性のあることが考えられる。

1968年と1969年の全世帯のローレンツ曲線を調べると、大部分は1969年の方が上になっているが、高所得層の部分では逆に1968年の方が上になっている。第3図は、このローレンツ曲線の一部を示したものである。ローレンツ曲線の交叉は横軸でみると0.933の点で生じている。ここでの交叉は、1968年の所得分布の上位7.4%を完全に平等であるとみなすことに対応する点A、Bの直線補間によって生じたものであることが理解できるであろう²³⁾。もし、1968年の年間収入300万円以上の所得階級が1969年のように分割されていたならば、このようなローレンツ曲線の交叉が生じる余地は少なかったであろうと考えられる²⁴⁾。

第3表の $\lambda(\cdot|\alpha)$ による全世帯の計測では、 $\alpha \leq 1$ のときは1969年の方が平等であり、 $\alpha \geq 1.5$ のときは逆に1968年の方が平等である。これは、ローレンツ曲線の交叉が生じていて、もし、高所得層に注目するならば、1968年の方が平等であることを意味する。しかしながら、上でなされた度数分布およびローレンツ曲線の検討に留意すると、この場合、高所得層に注目した不平等の比較は適切ではないという結論になる。

第4表にみられる所得階級の変更が不平等の計測に及ぼす影響は、全般的にはつぎのように述べることでしよう。所得階級が変更された年とその前年との不平等を比較すると、変更された年はその前年と比べ、高所得層の不平等はより精確に評価されるが、反対に低所得層の不平等はより過小に評価される。所得階級が変更されていない期間に限っても、所得分布が年ごとに上方にシフトしているため、年を下るにつれて高所得層の不平等は次第に過小に、低所得層の不平等は次第に精確に評価さ

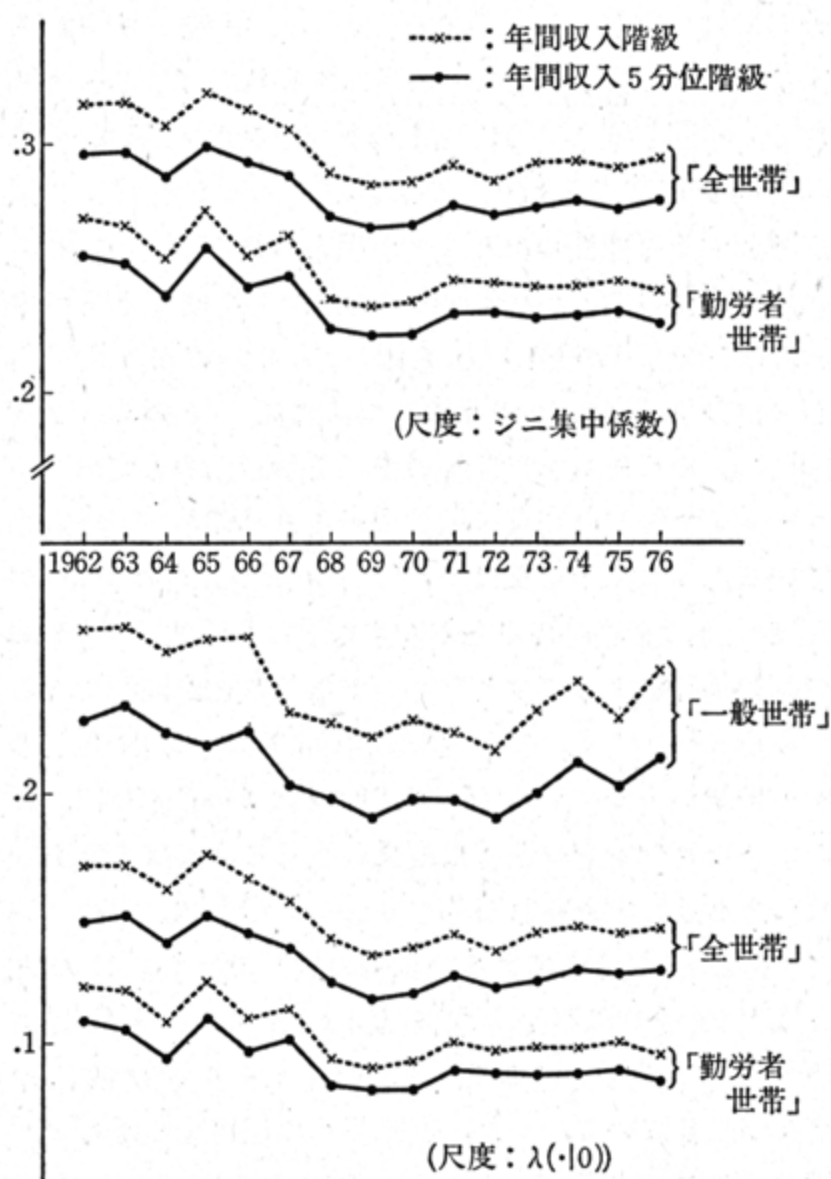
第3図 ローレンツ曲線



23) 年間収入階級データの場合、所得階級の個数が16で、しかも分位点が変わっているから、全期間にわたってローレンツ曲線による比較をすれば、全世帯に限っても、105通りの組合せのそれぞれについて17個の線分の交叉の有無を調べることが必要である。

24) 低所得層でもこのような所得階級の変更による影響がみられる。たとえば、1972年と1973年の全世帯のローレンツ曲線を比較すると、1972年の方がおおむね上になっているが、下位1.7%の部分については1973年の方が上になっている。

第4図 不平等の推移



れる。

以上のことから、年間収入階級別データで不平等の推移をみる場合、高所得層や低所得層にウェイトを付与する α の値を指定した尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による不平等の計測は適切ではないという結論になる²⁵⁾。

最後に、ジニ集中係数と $\lambda(\cdot|0)$ の計測値による不平等の推移を見直そう。第4図にそれが示されている。この図より、1969、70年までの平等化、それ以降の平等化の停滞、ないしは多少の不平等化という推移を再確認することができよう。注目すべき点は、計測値の水準は異なるものの、年間収入階級と5分位階級との不平等の推移が驚くほど近似していることである。このことは、不平等の時系列推移を調べるのが目的である場合、年間収入階級別データを使用する必要はなく、計算のより簡単な5分位階級別データを使用すれば十分であることを意味する。

4 おわりに

最後に、本稿における考察の主要な結果を列挙すれば

25) 『家計調査年報』を用いた計測でも同様な事実が生じる。豊田・和合[16]参照。

つぎのとおりである。

(1) 尺度 $\lambda(\cdot|\alpha)$ による不平等の計測は、ローレンツ曲線による不平等比較の代替方法として用いることができる²⁶⁾。

(2) 所得階級の構成法が異なるデータで不平等を比較する場合、所得階級の区切り方に注意する必要がある。

(3) わが国の所得不平等の時系列推移を『貯蓄動向調査報告』でみる限り、ローレンツ曲線の交叉は実質的には問題にならない。また、計測に際しては、計算の簡単な年間収入5分位階級別データを使用すれば十分であり、年間収入階級別データを使用する必要はない。ただし、これは公表されているデータを加工しないでそのまま使用した場合についていえることである。

豊田 敬(福島大学経済学部)

和合 肇(筑波大学社会工学系)

参考文献

- [1] Atkinson, Anthony B., "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 1970, pp. 244—63.
- [2] Dasgupta, Partha, Amartya Sen, and David Starrett, "Notes on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, 1973, pp. 180—97.
- [3] 経済企画庁総合計画局編『所得・資産分配の実態と問題点』大蔵省印刷局, 1975年。
- [4] 倉林義正・八束厚生「所得不平等の経済理論」『季刊 現代経済』第23号, 1976年6月, pp. 172—85。
- [5] Kuznets, Simon, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII. Distribution of Income by Size," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 11, No. 2, Part II, 1963.
- [6] Lorenz, M. O., "Methods of Measuring the Concentration of Wealth," *Journal of the American Statistical Association*, New Series, No. 70, 1905, pp. 209—19.
- [7] 溝口敏行「戦後日本の所得分布と資産分布」『経済研究』第25巻, 1974年, pp. 345—66。
- [8] 溝口敏行「日本の所得・資産分布研究の展望」Income and Assets Distribution Research Project, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 1976年1月(謄写刷)。
- [9] 溝口敏行・高山憲之・寺崎康博「戦後日本の所

26) $\lambda(\cdot|\alpha)$ において、 α の値をどの程度の幅で計測したらよいか、また、指定する α の値の間隔はどの程度がよいかという問題は、解析的には未解決である。我々は0.1刻みに α の値を指定した計測もおこなったが、本稿で使用したデータの場合、 $\alpha=\pm 5, \pm 4, \pm 3, \pm 2, \pm 1.5, \pm 1, \pm 0.5, 0$ 程度でよいという感触を得た。しかし、いずれにしても α の値の指定には恣意性が残ることは否めない。

得分布(Ⅱ)』『経済研究』第29巻, 1978年, pp. 40—60。

[10] Rothschild, Michael, and Joseph E. Stiglitz, "Some Further Results on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, 1973, pp. 188—204.

[11] Sen, Amartya, *On Economic Inequality*, Clarendon Press, Oxford, 1973 (杉山武彦訳『不平等の経済理論』日本経済新聞社, 1977年)。

[12] 総理府統計局『貯蓄動向調査報告』大蔵省印刷局。

[13] 高山憲之「所得不平等度の尺度: 再検討」『国

民経済』第131号, 1974年3月, pp. 41—69。

[14] Theil, Henri, *Economics and Information Theory*, North-Holland, 1967, chap. 4.

[15] 豊田敬「所得分布の不平等度——不平等度の比較と尺度——」『国民経済』第134号, 1975年11月, pp. 15—41。

[16] 豊田敬・和合肇「昭和40年代の職業別所得不平等度とその計測」『国民経済』第137号, 1977年6月, pp. 41—60。

[17] 綿貫伸一郎「所得不平等の測定に関するノート」『季刊 理論経済学』第28巻, 1977年, pp. 155—9。

季刊理論経済学

第29巻 第2号

(発売中)

《論文》

大橋勇雄: 不完全情報・労働の準固定性・企業内選抜

許定順: 不確実性下の企業行動——事後的生産調整の可能な独占企業の場合——

三野和雄: Wage-Price Spiral の長期分析

大槻芳孝: 公共投資と公債を含むモデルにおける完全雇用政策と経済成長

原正行: 為替調整政策を含む政策割当問題

太田誠: 多期間 CPI, 貯蓄デフレーターおよび貯蓄減価率

Toshihiro Ihori: Dynamic Adjustments Under Bond Finance: An Extension of the Blinder and Solow Model

《覚書・評論・討論》

Akio Kagawa: On Benassy's Disequilibrium Theory

許定順: 課税と危険負担に関するノート

塩沢由典: 広義の生産の範囲での投下労働量

藤本喬雄: 塩沢由典「広義の生産の範囲での投下労働量」へのコメント

B5判・96頁・850円

理論・計量経済学会発行／東洋経済新報社発売