所得不平等測度の変動傾向*

吉岡慎一

1 はじめに

我が国の七〇年代における所得分布研究の多くは、特定の不平等測度の時系列変動傾向の有無を先ず明らかにすることが主目的の一つであり、多数の文献において何等かの形で「トレンド」の有無について言及がなされている。

例えば、所得分布研究に利用される種々の資料の中で比較的信頼性が高いと考えられている『家計調査年報』を用いた論文に限っても、溝口（一九七四）、高山（一九七四）、経済企画庁総合計画局（一九七五）、高山（一九七六）、溝口他（一九七八）及び吉岡（一九七八）等がある。これらの文献によると、同資料に関する限り若干ニュアンスを異にしながらもアトキンソン型測度 $\lambda(-4.0 \leqq \alpha \leqq 0.75)$、タイル測度、ジニ係数及び対数分散の「トレンド」については、ある程度一般的な同一の結果が得られているかのようにみえる。(1)

果たしてそうであろうか。上記の各論文で採用された資料と異なるが、『貯蓄動向調査報告』（一九六二——一九七六）を利用して測度 $\lambda(|\alpha| \leqq 4{\cdot}0)$ を計測した豊田・和合（一九七八）は、「極めて縮約された」五分位階級別データでないと測度λの共通の時系列変動順序が得られない、「つまり、五分位階級の場合の(2)の事実〔時系列推移〕は年間収入階級データでは完全に否定されてしまう。」（三六五頁）と述べている。このことは、パラメターαの選択によって測度の順位付けが異なることはもちろん、測度の年次推移における「トレンド」の有無といった判断についても結論が異なる可能性を示唆しているのである。(2)

しかしながら、豊田・和合（一九七八）をも含めて上記のどの論文においても「トレンド」に対する明確な意味付けや判断基準の明示は、ほとんどなされていない。もし従来の実証研究が直感に基づいて「トレンド」の有無の判断を行っているならば、その直感による結論と他の判定法による結論との異同を吟味する必要があろう。

そこで、小論の目的は、（1）「トレンド」の統計的判定基準を明確にし、（2）相対不変アトキンソン型測度 $F_1(k)$（2・1節、参照）のほとんどすべてのパラメターkの値で、この基準によると同一の結果がもたらされることが予想できるのか、（3）もしそうでなければ、タイル測度、ジニ係数及び対数分散は、パラメターkのどの範囲の値に対応するのか、等を論じ、実証分析のために、「トレンド」の結果によるパラメターkの経験的分類を試みることである。

＊小論の計測に当って、FACOM 230—25（一橋大学産

業経営研究所）を使用した。

（1）測度 $\lambda(\alpha)$ については、豊田（一九七五）を、タイル測度については、Theil (1967) を、それぞれ参照。尚、測度 $\lambda(\alpha)$ は、小論の記号を用いると、測度 $F_1(k=\alpha)$（2・1節、参照）と同一の順位を示す測度である。

（2）データの加工によって所得分布の構造が変形するから、分位化の正当な根拠はない。更に、たとえ主観的な目的のために分位化する場合でも、その主観あるいは価値判断を明示する必要がある。尚、Gastwirth (1972) が指摘するように、階層数が二〇以上でないと不平等度を過小推定してしまう。

2　所得不平等測度と分析方法

2・1　所得不平等測度

小論では、測度に対し公理論的接近法を取る。すなわち、m 人の個人から成る社会において、個人を表わす添字の集合を

$$M=\{1,2,\cdots\cdots,m\}$$

とする。このとき、m 次元ユークリッド空間の非負象限 R_+^m の部分集合 X の実数値関数（$f: X\to Y, Y\subset R^1$）の集合の中で、(TP)「ドルトンの移転原理」[1] 及び (A)「無名性条件」[2] を満たす関数を所得不平等測度と呼ぶ。これは、不平等測度が狭義S凸関数で与えられるということに等しい。[3]

しかし、Atkinson (1970) が指摘するように、総所得が等しくかつローレンツ曲線が交叉する二つの分布に対して異なる判断を示す狭義S凸関数の組が必ず存在する。このような場合に不平等度の比較を行うためには、上記の二つの性質 (TP) 及び (A) 以外の価値判断を呈示しなければならない。そのために現在考えられている方法は、「所得移転による所得不平等性の相対的反応性」[4] から総所得が等しい所得分布に対する価値判断を考察する方法と総所得が異なる分布に対する価値判断を明示する方法[5] とである。後者を代表するものは、(RI)「相対不変性」と (AI)「絶対不変性」とである。RI 測度とは、凡ての個人の所得が等比例的に変化したとき、不平等度は変化しない測度であり、AI 測度とは、凡ての個人の所得が等額変化したとき、不平等度は変化しない測度である。

AI 測度の価値判断を特に否定するほどの強い理由はないはずだが、我が国の実証研究においては何等の理由付けもないままに RI 測度のみが採用されている。小論の目的の一つは、従来から用いられている RI 測度のグループの極めて限定された部分においてさえも、また、時系列的変動といったラフな判断に分析を限っても、ある程度異なる判断を示す測度が存在することを明らかにすることである。従って、以下では、七〇年代において特別頻繁に採用されているアトキンソン型測度、タイル測度、ジニ係数及び対数分散に分析を限定したい。[6]

実際の計測に用いられる RI アトキンソン型測度は、

$$F_1=c\sum_{i=1}^{m}P_i(x_i/\mu)^k \quad ,k\neq 0,1$$

$$c=k(k-1)/|k(k-1)|$$

$$F_2=-\sum_{i=1}^{m}P_i\log(x_i/\mu)$$

と表現される。ここに、m は所得階層数、P_i は第 i 階層の世帯比、x_i は第 i 階層の平均所得、μ は分布全体の平均所得、k はパラメター、をそれぞれ表わす。次式で与えられるアトキンソン測度 A, A^*

$$A=1-\left\{\sum_{i=1}^{m}P_i(x_i/\mu)^{1-\varepsilon}\right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon}},\ \varepsilon>0,\ \varepsilon\neq1$$

$$A^*=1-\prod_i(x_i/\mu)^{P_i}$$

は、それぞれ測度 F_1, F_2 の単調変換である。従って、$k=1-\varepsilon$ とおくとき $F_1(k<1, k\neq0)$ 及び F_2 は、それぞれ測度 A, A^* と同一の順位を示す。

2・2 「トレンド」の意味

計測された複数の測度が同一の結果を示すというとき、一番厳しい基準は、当該期間で各測度がすべて同順位を示すという基準である。しかし、現実にはローレンツ曲線の交叉が十分に予想されるために、(7) この基準を満たす場合は希であろう。また、各測度の年次推移の変動方向（の符号）がすべて一致するか、否かを基準に採る場合もあろう。だが、このような二つの基準は、我が国の実証研究ではほとんど問題にされていない。

例えば、溝口（一九七四）は、『家計調査』（一九五四――一九七一）の勤労者世帯についてジニ係数と対数分散から同一の「トレンド」の結果を導びいているが、二つの測度の一七回の年次推移のうち、八回その変動方向が異なっている。また、溝口他（一九七八）は、分析対象ごとに理由のないままに測度の選択が異なっているが、同資料（一九五三――一九七五）の同世帯については、小論の記号を用いると測度 $F_1(k=-4.0), F_2, F_1(k=2.0)$ 及びジニ係数から同一の「傾向」を導びいている。しかし、二二回の年次推移のうち、$F_1(k=-4.0)$ は、ジニ係数と一〇回変動方向が異なっている。

同資料（一九五一――一九七一）の同世帯を用いた高山（一九七四）は、$F_1(-2.0\leq k\leq0.75)$, $F_1(k=2.0)$ 及びジニ係数から比較的慎重にではあるが、測度の年次「推移」について同一の結論を導びいている。また、高山（一九七六）は、同資料（一九六七――一九七三）の全世帯について $F_1(k=-4.0)$ と $F_1(k=0.5)$ 及びタイル測度との変動の相違に着目しつつ、「全体としての所得較差」の変動「傾向」を明らかにした注目すべき研究である。

このようにみてくると、我が国の七〇年代を代表する実証研究は、各測度の結果の微妙な相違に着目するか、しないかを別にすれば、「トレンド」の有無に関する判断を問題にしていることが判る。そこで、ここでは、測度の時系列変動に「トレンド」が存在するという場合は、時間が経過するにつれて、測度がより大きく（あるいは、より小さく）なることを統計的に判定され得る場合のみを意味することにする。採用する不平等測度は、基数的な意味をもたず、序数的な性質をもつだけであるから、このような統計的判定のために順位相関係数の利用が考

えられる。(8)

実際、Daniels (1950) は、二つの変量のどちらか一方を時刻に取ることにより、「トレンド」の検定のために順位相関係数（ケンドールのτ、スピアマンのρ）を用いることを提案している。ケンドールのτの分布は、極めて速く正規分布に近づくので、ρに対してよりτに対して正規近似を行うことができる場合が多い。しかし、Hotelling and Pabst (1936) が強調するように、順位相関係数の利点は、正規性や他の特定の分布を仮定することなく確率による厳密な意味付けが可能な「相関の存在」を検定できることである。更に、たいていの場合、二つの相関係数はほとんど同一の結果をもたらすので、(9) ここでの目的のためには、計算のより簡単なρのみを採用する。(10)

（1）Dalton (1920) を参照。

（2）Kolm (1969) では、不偏性 (impartiality) あるいは無差別性 (non-discrimination) と呼ばれている。

（3）Kolm (1976) 及び倉林・八束（一九七六）を参照。

（4）Atkinson (1970)、倉林・八束（一九七六）、Kurabayashi and Yatsuka (1977) 及び Yatsuka (1978) を参照。

（5）Kolm (1969), (1976) 及び Yamamoto and Yatsuka (1978) を参照。

（6）対数分散は狭義S凸関数ではないから、小論に言う不平等測度ではない。しかし、対数分散は実証研究において、しばしば使用されているので、他の測度との間の関連を明らかにするために、特に採り挙げる。尚、筆者は、RI 測度の他に AI 測度の計測も行っているが、RI 測度と理論的にも実証的にも著しい対照を示す AI 測度の分析は次の機会に譲りたい。

（7）3・1節の注4を参照。

（8）3節では、次の仮説の下で片側検定が行なわれる。

帰無仮説：測度は年々減少していない。

対立仮説：測度は年々減少している。

（9）サイズnの2変量ランダム・サンプル $(W_1, Z_1), (W_2, Z_2), \ldots\ldots, (W_n, Z_n)$ において、$R_i=\mathrm{rank}(W_i)$, $S_i=\mathrm{rank}(Z_i)$ とするとき、$(r_1, s_1), (r_2, s_2), \ldots\ldots, (r_n, s_n)$, $r_i, s_i=1, 2, \ldots\ldots, n$ for $i=1, 2, \ldots\ldots, n$ が得られる。このとき、スピアマンの順位相関係数は、

$$\rho=1-\frac{6\sum_{i=1}^{n}(r_i-s_i)^2}{n(n^2-1)}$$

と表わされる。

（10）計算上の単純さの点からなら、符号検定の一種であるCox and Stuart (1955) の「トレンド」の検定の利用が考えられる。しかし、順位相関係数による検定の方がこの検定より、一般に powerful である [Stuart (1956)]。

3　計測結果

3・1　測度の時系列順位による分類

第1表 RI 測度の計測値と時系列順位 $(0 \leqslant k \leqslant 3.5)$ その1

	F_2	F_1						T	G_r
		0.5	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5		
1963	.08524 1	−.97920 1	1.06334 1	1.17544 1	1.34854 1	1.60268 1	1.96901 1	.08296 1	.22583 1
1964	.07656 3	−.98110 3	1.05864 3	1.16352 3	1.32665 3	1.56733 3	1.91525 3	.07617 3	.21577 3
1965	.07070 5	−.98254 5	1.05388 5	1.14951 5	1.29672 5	1.51131 5	1.81739 5	.07042 5	.20808 5
1966	.07394 4	−.98164 4	1.05741 4	1.16058 4	1.32168 4	1.56020 4	1.90617 4	.07430 4	.21351 4
1967	.07735 2	−.98087 2	1.05954 2	1.16637 2	1.33307 2	1.57992 2	1.93808 2	.07721 2	.21756 2
1968	.06686 6	−.98336 6	1.05193 6	1.14474 6	1.28827 6	1.49795 6	1.79690 6	.06733 6	.20316 6
1969	.05885 12	−.98550 12	1.04428 12	1.12174 12	1.23863 11	1.40469 10	1.63410 10	.05810 12	.18893 13**
1970	.05804 14	−.98571 14	1.04347 14	1.11922 14	1.23317 14	1.39459 14	1.61722 14	.05715 14	.18784 14
1971	.05722 15	−.98592 15	1.04258 15	1.11614 15	1.22545 15	1.37794 15	1.58427 15	.05619 15	.18777 15
1972	.06098 10	−.98509 10	1.04482 11	1.12223 11	1.23758 12	1.39925 13	1.61937 13	.05926 11	.19175 11
1973	.05807 13	−.98566 13	1.04383 13	1.12048 13	1.23613 13	1.40052 12	1.62891 11	.05750 13	.18893 12**
1974	.06458 7	−.98410 7*	1.04841 8	1.13288 8	1.26005 8	1.44026 8	1.68868 8	.06361 8	.19936 8
1975	.06432 8	−.98410 8*	1.04868 7	1.13396 7	1.26281 7	1.44605 7	1.69949 7	.06379 7	.19980 7
1976	.06135 9	−.98484 9	1.04615 9	1.12633 9	1.24615 9	1.41424 9	1.64308 9	.06069 9	.19611 9
1977	.05995 11	−.98519 11	1.04510 10	1.12340 10	1.24021 10	1.40366 11	1.62533 12	.05933 10	.19374 10

〔資料〕『家計調査年報』（総理府統計局）

〔注〕1. 下段の数字は，所得不平等の時系列順位を表わす．1は1番不平等であり，15は1番平等である．

2. F_1, F_2: RI アトキンソン型測度　T: タイル測度　G_r: RI ジニ係数.

3. $*F_1(0.5:\ '74)=-0.984098$　$F_1(0.5:\ '75)=-0.984101$

4. $**G_r('69)=0.188925$　$G_r('73)=0.188927$

5. $F_3(N)$: 対数分散（自然対数）　$F_3(C)$: 対数分散（常用対数）

第1表　(4.0≦k≦8.0)　その2

	F_1								
	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0	6.5	7.0	7.5	8.0
1963	2.49496 1	3.25263 1	4.35187 1	5.96095 1	8.33905 1	11.8879 1	17.2335 1	25.3570 1	37.8025 1
1964	2.41541 3	3.13575 3	4.17913 3	5.70182 3	7.94244 4	11.2670 4	16.2396 4	23.7334 3	35.1048 3
1965	2.25109 5	2.86636 5	3.74373 5	5.00380 5	6.82783 5	9.4892 5	13.4021 5	19.1953 5	27.8276 5
1966	2.40511 4	3.12571 4	4.17169 4	5.70000 4	7.94876 3	11.2803 3	16.2476 3	23.6967 4	34.9246 4
1967	2.45462 2	3.20026 2	4.28116 2	5.85690 2	8.16778 2	11.5765 2	16.6315 2	24.1640 2	35.4354 2
1968	2.21904 6	2.81409 6	3.65411 6	4.84426 6	6.53768 6	8.9579 6	12.4314 6	17.4362 6	24.6723 6
1969	1.94701 10	2.37172 9	2.94782 10	3.73062 10	4.79744 10	6.2565 10	8.2597 10	11.0203 10	14.8384 11
1970	1.92077 13	2.33325 12	2.89427 12	3.65992 11	4.70961 11	6.1560 11	8.1595 11	10.9485 11	14.8495 10
1971	1.85927 15	2.22328 15	2.70387 15	3.33845 15	4.17759 15	5.2898 15	6.7677 15	8.7370 15	11.3685 15
1972	1.91497 14	2.30950 14	2.83511 13	3.53568 13	4.47106 13	5.7229 13	7.4027 13	9.6625 13	12.7104 13
1973	1.94034 11	2.36763 10	2.95445 9	3.76519 9	4.89367 9	6.4772 9	8.7178 9	11.9138 8	16.5079 7
1974	2.02684 8	2.48501 8	3.10548 8	3.94730 8	5.09289 8	6.6574 8	8.8021 8	11.7529 9	15.8268 9
1975	2.04560 7	2.51594 7	3.15462 7	4.02314 7	5.20730 7	6.8268 7	9.0490 7	12.1077 7	16.3306 8
1976	1.95008 9	2.35926 11	2.90350 11	3.62778 12	4.59348 12	5.8845 12	7.6157 12	9.9442 12	13.0858 12
1977	1.92125 12	2.31319 13	2.83059 14	3.51308 14	4.41389 14	5.6046 14	7.1813 14	9.2733 14	12.0547 14

第1表 $(-8.0 \leqq k \leqq -4.0)$ その3

	F_1								
	−8.0	−7.5	−7.0	−6.5	−6.0	−5.5	−5.0	−4.5	−4.0
1963	411.083 3	230.204 2	130.446 2	74.9345 2	43.7443 1	26.0312 1	15.8519 1	9.92373 1	6.41964 1
1964	272.769 6	155.195 6	89.311 6	52.1467 6	31.0085 4	18.8625 4	11.7963 3	7.62344 2	5.11588 2
1965	159.981 10	94.711 10	56.887 10	34.7683 8	21.6946 7	13.8699 7	9.1185 7	6.18610 7	4.34364 6
1966	1065.399 1	433.294 1	182.756 1	81.2085 1	38.6719 2	20.0129 2	11.3217 4	6.97554 4	4.63295 4
1967	382.822 5	200.431 4	107.207 4	58.8336 3	33.2846 3	19.5084 3	11.9006 2	7.58442 3	5.06247 3
1968	256.596 7	124.004 7	63.672 7	34.7848 7	20.1854 9	12.3993 9	8.0298 9	5.46102 9	3.88694 8
1969	180.205 9	101.698 9	58.334 9	34.1581 9	20.5220 8	12.7202 8	8.1788 8	5.48085 8	3.84061 9
1970	92.048 11	56.615 11	35.396 11	22.5583 11	14.6999 11	9.8249 11	6.7554 11	4.79109 11	3.51224 12
1971	49.326 14	33.351 14	22.790 14	15.7668 14	11.0658 14	7.8963 14	5.7420 14	4.26502 14	3.24327 15
1972	388.426 4	198.458 5	103.380 5	55.2057 5	30.4170 6	17.4150 5	10.4346 5	6.58197 5	4.38771 5
1973	222.215 8	112.064 8	58.640 8	32.0815 10	18.4720 10	11.2420 10	7.2413 10	4.92883 10	3.53277 11
1974	471.906 2	229.404 3	113.885 3	58.1914 4	30.8943 5	17.2146 6	10.1575 6	6.38293 6	4.27642 7
1975	61.248 12	40.617 12	27.255 12	18.5370 12	12.8034 12	8.9984 12	6.4489 12	4.72281 12	3.54174 10
1976	44.139 15	30.364 15	21.115 15	14.8633 15	10.6079 15	7.6885 15	5.6692 15	4.26028 15	3.26875 14
1977	52.737 13	35.044 13	23.608 13	16.1537 13	11.2481 13	7.9860 13	5.7923 13	4.29917 13	3.27053 13

第1表　(−3.5≦k≦−0.5)　その4

	F_1							$F_3(N)$	$F_3(C)$
	−3.5	−3.0	−2.5	−2.0	−1.5	−1.0	−0.5		
1963	4.31421 1	3.02684 1	2.22574 1	1.71949 1	1.39664 1	1.19190 1	1.06701 1	.18257 1	.03444 1
1964	3.57905 2	2.61707 2	2.00219 2	1.60208 2	1.33905 3	1.16717 3	1.05934 3	.16002 3	.03018 3
1965	3.16396 5	2.39426 5	1.88336 5	1.53984 5	1.30786 5	1.15313 5	1.05465 5	.14736 5	.02779 5
1966	3.27788 4	2.44581 4	1.91099 4	1.55647 4	1.31801 4	1.15872 4	1.05688 4	.15261 4	.02878 4
1967	3.54266 3	2.59839 3	1.99483 3	1.60048 3	1.33961 2	1.16805 2	1.05982 2	.16105 2	.03038 2
1968	2.88675 8	2.23123 8	1.79079 8	1.48975 7	1.28276 6	1.14220 6	1.05125 6	.13725 6	.02589 6
1969	2.81797 9	2.16379 9	1.73517 10	1.44897 10	1.25617 11	1.12752 12	1.04553 12	.12300 12	.02320 12
1970	2.66502 11	2.09436 11	1.70456 11	1.43590 12	1.25079 13	1.12543 13	1.04488 13	.12137 13	.02289 13
1971	2.53010 15	2.02833 15	1.67326 15	1.42168 15	1.24471 15	1.12309 15	1.04419 15	.11957 15	.02255 15
1972	3.09444 6	2.30511 6	1.80736 7	1.48504 8	1.27314 9	1.13450 9	1.04757 9	.12941 9	.02441 9
1973	2.65324 12	2.07953 12	1.69411 13	1.43015 14	1.24825 14	1.12462 14	1.04475 14	.12068 14	.02276 14
1974	3.04508 7	2.29127 7	1.81031 6	1.49356 6	1.28139 7	1.14004 7	1.04999 7	.13516 7	.02549 7
1975	2.72510 10	2.15505 10	1.75426 9	1.47170 9	1.27361 8	1.13772 8	1.04953 8	.13348 8	.02518 8
1976	2.56519 13	2.06248 13	1.70167 12	1.44276 11	1.25858 10	1.13079 10	1.04718 10	.12720 10	.02399 10
1977	2.55340 14	2.04815 14	1.68935 14	1.43384 13	1.25298 12	1.12786 11	1.04611 11	.12430 11	.02344 11

ここでは、我が国の所得不平等度の共通の順位付けが可能か否かをアトキンソン型測度を中心に検討し、次に、その結果を利用して「トレンド」のテストを行い、測度の経験的分類を試みる。

所得不平等の実際の計測に利用される資料は、『家計調査年報』の勤労者世帯の年間収入階級（一六階層）別の実収入分布データである。第1表は、この資料の一九六三――七七年について1/2刻みで $|k|\leqq 8.0$ に対応するアトキンソン型測度 F_1, F_2, タイル測度T、ジニ係数G_r(1)及び対数分散$F_3(N)$（自然対数）、$F_3(C)$（常用対数）の計測値及びその時系列順位の結果である。この表の合計三六個の測度は、序数的な測度であるから、これらの時系列結果を比較する場合、次の基準（R1）が最も厳密なものである。

（R1）　測度が一九六三――七七年間で全く同一の時系列順位を示す。

（R1）基準によると、次の六グループは、グループ内でそれぞれ同一の結果を示す。

(1)　$F_1(-7.5\leqq k\leqq -7.0)$

(2)　$F_1(-3.5\leqq k\leqq -3.0)$

(3)　$F_1(-1.0\leqq k\leqq -0.5)$(2)：$F_3(N)$：$F_3(C)$

(4)　$F_1(k=0.5)$：F_2

(5)　$F_1(1.0<k\leqq 2.0)$(3)：T

(6)　$F_1(6.0\leqq k\leqq 7.0)$

$|k|\leqq 8.0$ を満たす上記以外の一九個のkの値に対応する測度F_1及びジニ係数G_rは、それぞれ異なる順位を示す。従って、厳密にいうと上の六グループも含めて最大二六グループが存在することになる(4)。

我々の分析期間中の所得分布は、対数計算に自然対数及び常用対数のいずれを使用しても（TP）満たす定義域に属している(5)。また、対数分散の順位付け自体は、対数の底をどのように採っても同一である(6)。そこで、（R1）基準では、タイル測度を第五グループの代表として、対数分散を第三グループの代表として、それぞれ選択できること以外、実証分析に有効な情報は得られない。

さて、この表の三六個の測度中、二八個で一九七一年が最も平等な年度であり、残りの八個の測度でも一九七一年は二番目に平等な年度である。そこで、（R1）基準を緩和するために次の（R2）及び（R3）基準を導入する。

（R2）　測度が一九六三――七一年間で全く同一の時系列順位を示す。

（R3）　測度が一九七一――七七年間で全く同一の時系列順位を示す。

（R2）基準から九分類(7)、（R3）基準から一五分類(8)、それぞれ得られる。この二つの基準を同時に満たす測度のグループ化は、（R1）より弱い基準によるグループ化という意味で、次の基準（R1）′による類別ということにする。

（R1）′　測度が一九六三――七七年間でほぼ同一の時系列順位を示す。

すると、(R1) による二六分類は、(R1)' によって二〇分類に減少する。その中から、実証分析にとって比較的興味深い事実は、次の二つである。(1) タイル測度及びジニ係数は、$F_1(1.0<k\leqq 2.5)$ の代表として、[9] (2) 対数分散は、$F_1(-1.5\leqq k\leqq -0.5)$ の代表として、それぞれ選択され得る。[10]

しかしながら、この二〇分類では測度によって時系列順位が異なること以外に現実の経済社会に対する判断は下せない。さて、このような事態に直面して我々は、分類基準を更に緩和しなければならない、しかも意味のある方向へ。

3・2　測度の「トレンド」の結果による分類

2・2節において、我が国の七〇年代を代表する実証研究は、各測度の時系列順位よりも「トレンド」に関心があることが判った。従って、測度の時系列結果の経験的類別に際して、「トレンド」の有無に同一の判断を示すパラメターのグループ化は、実証分析において意味のある分類法の一つであろう。

そこで、各測度の「トレンド」のテストを行うために、(R1) 基準で得られた二六グループについて年次に対しスピアマンの順位相関係数を計算した結果が第2表である。測度の六〇年代と七〇年代の変動傾向を分けて考察することが、従来の実証研究で支配的な方法であるから、前節と同様に一九六三——七一と一九七一——七七とに区分して議論することが適切であろう。また、一九六三——七七年間に「トレンド」が存在しないことが実証されている訳ではないから、当該期間に「トレンド」が存在するか、否かをテストすることは無駄なことではないであろう。

さて、第2表を利用して所得不平等度の縮小「トレンド」のテストを行った結果が第3表である。この表から、小論で採用した測度は、有意水準が〇・一%の第Ⅰグループ、〇・五%の第Ⅱグループ、一・〇%の第Ⅲグループ及び二・五%の第Ⅳグループに大別できる。ここで、緩い基準を採用するからには、その基準の内部では、厳しい基準を採る必要がある。緩い基準内での微妙な相違は、3・1節のような分類に戻したとき、実は大きな相違になるからである。従って、少々厳しく有意水準が〇・五%以下の場合(これを(〇・五%)基準と呼ぶことにする)に、測度の変動に「トレンド」があると一応判定することにする。

次に、第3表中の二つの期間の採り方を区別して、八個の枡目に対し八種類のグループ名 $G_tL(t=a, b;\ L=\mathrm{I}, \ldots, \mathrm{IV})$ を与える。ここに、t は分析期間(a:一九六三——七一、b:一九六三——七七)を、L は有意水準を、それぞれ識別する添字である。グループ名の与え方から解るように期間ごとに測度の類別は異なる。

(1) 一九六三——七一:$G_a\mathrm{I}$, $G_a\mathrm{II}$ 及び $G_a\mathrm{IV}$ と三グループ化され、$G_a\mathrm{I}$ 及び $G_a\mathrm{II}$ は、「トレンド」を示すグループであり、$G_a\mathrm{IV}$ は、そうとはいい切れないグループである。

(2) 一九六三——七七:$G_b\mathrm{I}$, $G_b\mathrm{II}$, $G_b\mathrm{III}$ 及び $G_b\mathrm{IV}$ と四グループ化され、$G_b\mathrm{I}$ 及び $G_b\mathrm{II}$ は、「トレンド」を示すグループであり、$G_b\mathrm{III}$ 及び $G_b\mathrm{IV}$ は、そうとはいい切れない

第2表　年次に対するRI測度のスピアマンの順位相関係数

	−8.0	−7.5 −7.0	−6.5	−6.0	−5.5	−5.0	−4.5	−4.0	−3.5 −3.0
1963～1977	−.521	−.579	−.661	−.743	−.750	−.754	−.764	−.757	−.796
1963～1971	−.700	−.700	−.767	−.850	−.850	−.867	−.917	−.933	−.933
1971～1977	−.286	−.286	−.286	−.286	−.357	−.357	−.357	−.107	−.143
					F_1				
	−2.5	−2.0	−1.5	−1.0 −0.5	0.0 0.5	1.5 2.0	2.5	3.0	3.5
1963～1977	−.757	−.736	−.686	−.657	−.632	−.611	−.621	−.646	−.661
1963～1971	−.933	−.933	−.883	−.883	−.883	−.883	−.883	−.883	−.883
1971～1977	.036	.179	.286	.286	.429	.643	.643	.679	.536
									G_r
	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0～ 7.0	7.5	8.0		
1963～1977	−.668	−.729	−.732	−.754	−.746	−.757	−.761		−.596
1963～1971	−.883	−.883	−.883	−.883	−.850	−.883	−.867		−.883
1971～1977	.536	.429	.250	.250	.250	.214	.143		.643

〔注〕 1. 第1表より計測。
2. F_1: RI アトキンソン型測度　G_r: RI ジニ係数　$k=0.0$ の場合は，F_2 測度を意味する．
3. タイル測度 T は $F_1(1.0<k\leqslant 2.0)$ に，対数分散 F_3 は $F_1(-1.0\leqslant k\leqslant -0.5)$ にそれぞれ属す．

グループである。

このように、どちらの分析期間についても（〇・五%）基準によると、「トレンド」を示すパラメターのグループとそれを明示しないグループが存在する。従って、六〇年代に限定して「トレンド」に基づいた実証分析を行う場合には上の三グループの各々の中からパラメターを少なくとも一個ずつ選択する必要がある。その際、タイル測度、ジニ係数及び対数分散を G_aII の代表として使用できる。また、六〇年代と七〇年代とを通して「トレンド」に基づいた分析を行う場合、上の四グループの各々の中からパラメターを少なくとも一個ずつ選択する必要がある。その際、対数分散を G_bII の代表として、タイル測度を G_bIII の代表として、ジニ係数を G_bIV の代表として、それぞれ選択することができる。

しかしながら、一九七一——七七年間に負あるいは正の「トレンド」を示す測度は、小論で採用したRI測度の中にはない。要するに、七〇年代のみに実証分析を限定する場合には、「トレンド」の有無といったラフな判断のみでは不十分である。

今までは、測度に対する分類基準をできる

第3表　RI 測度の負の時系列トレンドのテスト

期間＼有意水準		Ⅰ: 0.001	Ⅱ: 0.005	Ⅲ: 0.010	Ⅳ: 0.025
a	1963 〜 1971	$-4.5 \leqslant k \leqslant -2.0$	$-6.0 \leqslant k \leqslant -5.0$ $-1.5 \leqslant k \leqslant 8.0$ F_2 T G_r F_3		$-8.0 \leqslant k \leqslant -6.5$
b	1963 〜 1977	$-5.5 \leqslant k \leqslant -2.5$ $5.5 \leqslant k \leqslant 8.0$	$-6.5 \leqslant k \leqslant -6.0$ $-2.0 \leqslant k \leqslant -0.5$ $3.5 \leqslant k \leqslant 5.0$ F_3	$0.5 \leqslant k \leqslant 3.0$ F_2 T	$-8.0 \leqslant k \leqslant -7.0$ G_r

〔注〕 1. 第2表及び Table 3 [Glasser and Winter (1961)] より判定.
2. k は RI アトキンソン型測度 F_1 のパラメターである。
3. F_2: $k=0.0$ の場合の RI アトキンソン型測度　T: タイル測度　G_r: RI ジニ係数　F_3: 対数分散.

だけ緩く採ることによって分類数を減少させて来た。「トレンド」という緩い基準による分類の下で、厳しい基準を採ると、更に分類数を減少させることができる。すなわち、第3表中の分析期間の二つの区分法に対して同一の結果を示すパラメターkを次のように類別できる。

(A)　有意水準 0.1%: $-4.5 \leqslant k \leqslant -2.5$

(B)　有意水準 0.5%: $k=-6.0$, $-1.5 \leqslant k \leqslant -0.5$
$3.5 \leqslant k \leqslant 5.0$, F_3

(C)　有意水準 2.5%: $-8.0 \leqslant k \leqslant -7.0$

この結果の実証的意味は、六〇年代だけでなく七〇年代中期までも平等化傾向を示す測度のグループ(A)及び(B)と平等化傾向を示すとはいい切れないグループ(C)とが存在するということである。このように、パラメターkの値によって「トレンド」に関してさえも異なる判断が下される場合が必ずあり得る。

従って、パラメターの選択に当って、分析者の価値判断を明示するか、既に提案したように、各々のグループ G_rL からkを選択する必要がある。第3表中の四つの異なる判断を得るためなら、グループ(A)、(B)、(C)及び G_rIII からパラメターを少なくとも一個ずつ選択すれば十分である。

(1)　添字rは相対不変性を表わす。

(2)　0.1 刻みで確認されている。

(3)　0.1 刻みで確認されている。

(4)　このことは年度の相当数の組合せでローレンツ曲線が交叉していることを示唆している。例えば、六三年と六四

年ではローレンツ曲線は、両端の二交点を除いた八個所で交叉している。ローレンツ曲線による所得分布の分析は、次の機会に譲りたい。

(5)　Yamamoto and Yatsuka (1978) によると、対数分散は、集合 $X=\{x|\log_e(x_i/\mu)<1, i\in M\}$ 上では常に (TP) を満たす。

(6)　従って以下では F_3 と書くとき、対数分散を意味することにする。

(7)　(R2) 基準によると、例えばタイル測度、ジニ係数、対数分散及び F_2 測度は、$F_1(-1.5\leq k\leq 5.5, 7.5)$ と同一の結果である。

(8)　(R3) 基準によると、例えばタイル測度及びジニ係数は、$F_1(1.0<k\leq 2.5)$ と、対数分散は、$F_1(1.5\leq k\leq -0.5)$ と、F_2 測度は、$F_1(0.5)$ と、それぞれ同一の結果である。

(9)　データが異なればタイル測度とジニ係数の対応が得られないことについては、溝口他（一九七八）における第8表、Yoshioka (1978) の脚注6及び吉岡・金（一九七九）における第2表及び第3表を参照。

(10)　高山（一九七五）は、アトキンソン測度 A と T、G_r 及び変動係数との順位相関係数により測度の類別を行ない、$0<\varepsilon<1$ に対する測度 A をこの三つの測度と結びつけている。

4　おわりに

RI 測度の時系列「トレンド」の有無の要約は第3表であるが、いくつかの問題点が残されている。先ず第一の問題点は、アトキンソン型測度のパラメターの範囲が $-0.8\leq k\leq 8.0$（$\frac{1}{2}$ 刻み）に限定されていることである。しかし、この範囲のパラメターからでも、「トレンド」について異なる判断を示すパラメターが存在することを明らかにする目的は達成される。

　この結果は、過去の多くの実証研究やデータを幾分詳細に吟味すれば、予想のつくことであることを2節で示した。しかし、この事実は、過去の文献ではほとんど指摘されていない上に、理論的には予想されていながら、実証研究においては、このような事実が余り認識されていない。そこで、このような現状を打破するために統計的検定法が用いられた。

　次の問題点は、無数に存在する測度の中から、RI 測度内の非常に限定された測度が用いられた点である。RI 測度と理論的にも実証的にも著しい対照を示す AI 測度の分析も必要であろう。

　最後に、小論で得られた経験的分類が実証分析にとって十分、有効性をもつか否かが問題となる。だが、少なくとも次のことは解明された。すなわち、従来の研究で用いられ、また将来用いられる可能性のあるパラメター値ごとに、異なる有意水準が対応する。

　しかし、現実の経済社会について異なる判断を示すパラメターの存在は、ローレンツ曲線の交叉を十分予想させる。このような場合、パラメターの分類の有効性よりも、ローレンツ曲線

に比べた場合の測度の有効性の方が先に問われねばならない。そのために、ローレンツ曲線とF_1測度との関連を検討する八束・吉岡（一九七九）が用意されている。

参考文献

〔1〕 Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244–263.

〔2〕 Cox, D. R. and Stuart, A. (1955), "Some Quick Tests for Trend in Location and Dispersion," *Biometrika*, 42, pp. 80–95.

〔3〕 Dalton, H. (1920), "The Measurement of the Inequality of Incomes," *Economic Journal*, 30, pp. 348–361.

〔4〕 Daniels, H. E. (1950), "Rank Correlation and Population Models," *Journal of the Royal Statistical Society (B)*, 12, pp. 171–181.

〔5〕 Gastwirth, J. L. (1972). "The Estimation of the Lorenz Curve and Gini Index," *Review of Economics and Statistics*, 54, pp. 306–316.

〔6〕 Glasser, G. J. and Winter, R. F. (1961), "Critical Values of the Coefficient of Rank Correlation for Testing the Hypothesis of Independence," *Biometrika*, 48 ,pp. 444–448.

〔7〕 Hotelling, H. and Pabst, M. R. (1936), "Rank Correlation and Tests of Significance Involving No Assumption of Normality," *The Annals of Mathematical Statistics*, 7, pp. 29–43.

〔8〕 Kolm, S. Ch. (1969), "The Optimal Production of Social Justice," in J. Margolis and H. Guitton (eds), *Public Economics* (Macmillan, London) pp. 145–200.

〔9〕 ―――― (1976), "Unequal Inequalities I, " *Journal of Economic Theory*, 12, pp. 416–442.

〔10〕 倉林義正・八束厚生（一九七六）「所得不平等の経済理論――計測の基礎にあるもの――」『季刊現代経済』第二三号、一七二――一八五頁。

〔11〕 Kurabayashi, Y. and Yatsuka, A. (1977), "Redistribution of Income and Measures of Income Inequality," in T. Fujii and R. Sato (eds), *Resource Allocation and Division of Space* (Springer-Verlag, Berlin) pp. 47–59.

〔12〕 溝口敏行（一九七四）「戦後日本の所得分布と資産分布」『経済研究』第二五巻、三四五――三六六頁。

〔13〕 溝口敏行・高山憲之・寺崎康博（一九七八）「戦後日本の所得分布（II）」『経済研究』第二九巻、四四――六〇頁。

〔14〕 経済企画庁総合計画局（一九七五）『所得・資産分配の実態と問題点』（大蔵省印刷局）第一章（I）。

〔15〕 Stuart, A. (1956), "The Efficiencies of Tests of

Randomness against Normal Regression," *Journal of the American Statistical Association*, 51, pp. 285–287.
〔16〕 高山憲之（一九七四）「所得不平等の尺度：再検討」『国民経済』第一三一号、四一――六九頁。
〔17〕 ――――（一九七六）「所得・金融資産分布の不平等とその要因」『経済研究』第二七巻、一三四――一四二頁。
〔18〕 Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory* (North-Holland, Amsterdam) ch. 4.
〔19〕 豊田敬 （一九七五）「所得分布の不平等度――不平等度の比較と尺度――」『国民経済』第一三四号、一五――四一頁。
〔20〕 豊田敬・和合肇（一九七八）「所得不平等の計測――ローレンツ曲線の交叉に関して――」『経済研究』第二九巻、三六一――三七一頁。
〔21〕 Yamamoto, K. and Yatsuka, A. (1978), "Value Judgements on Income Inequality Comparisons and (Quasi) Convexity," Institute of Statistical Research, Tokyo, Discussion Paper 5.
〔22〕 Yatsuka, A. (1978), "On the Relative Sensitivity of Income Inequality by Income Transfer," Institute of Statistical Research, Tokyo, Discussion Paper 6.
〔23〕 八束厚生・吉岡慎一（一九七九）「所得不平等測度の有効性について――ローレンツ曲線と比較して――」（一九七九年度理論・計量経済学会報告）
〔24〕 吉岡慎一（一九七八）「日本における所得較差の諸要因――『全国消費実態調査報告』と『家計調査年報』との比較・検討――」『一橋論叢』第七九巻、一一八――一三八頁。
〔25〕 Yoshioka, S. (1978), "A Study on Wage Distribution in Korea and Japan," *The Developing Economies*, 16, pp. 97–110.
〔26〕 吉岡慎一・金都亨（一九七九）「日本と韓国における賃金分布の分析」『アジア経済』第二〇巻、一九――三七頁。

（一橋大学大学院博士課程）