

# 日本における所得分配の 絶対的及び相対的不平等の計測： 一般化ローレンツ曲線と基数型測度

吉 岡 慎 一

## はじめに

不平等には、相対的な不平等と絶対的な不平等とがある。ある所得分配においてすべての所得が等比例的に増加した場合、相対的な不平等は不変だが、絶対的な所得差は増大する。また、ある所得分配においてすべての所得が等額増加した場合、絶対的な不平等は不変だが、相対的な所得較差は低下する。いわゆるローレンツ曲線は、相対的な不平等性を評価する擬順序に対応し、絶対型ローレンツ曲線<sup>1)</sup>は、絶対的な不平等性を評価する擬順序に対応する。

Kolm (1969, 1976, 1976a) が不平等性の絶対性と相対性とを公平に分析して以降 Blackorby=Donaldson (1980), Shorrocks (1983), Moyes (1987) および Ebert (1988, 1988a) などにおいて、「絶対性」を支持する、あるいは無視しない理論的議論が盛んになっているが<sup>2)</sup>、「絶対型ローレンツ擬順序」による分配の実証的評価の試みは、それを実証的に取り扱うことに種々の困難が伴うために、拙稿 (1980, 1986, 1991) 以外に、ほとんどみられないようである<sup>3)</sup>。

---

1) Moyes (1987).

2) 「不平等性」を不公平に取り扱うべきでないという Kolm (1976, 1976a) の論調に忠実に従って、相対的および絶対的不平等性の評価を論じている文献として他に倉林・八東 (1976), Chakravarty (1990) などがある。

3) 通常のローレンツ擬順序を用いた分配に関する実証分析は、例えば拙稿(1980, 1981, 1986, 1991, 1995) など多数ある。

実証的研究に伴う難点とは、例えば絶対的不平等を処理するためには、国際比較の場合、各国の為替レートを考慮する必要があるし、時系列比較の場合には、物価指数で所得値を実質化する必要があるなどである。実際、我が国に関する上記の実証研究においては、時点を固定した横断面比較しか試みられていない。そこで、小論の主たる目的は、1970年代半ばから21世紀の初頭にかけての所得分配の不平等性の時系列変動を絶対型および相対型基数測度によって明らかにし、通常型、一般化および絶対型ローレンツ曲線によって、基数測度による実証結果の頑健性を調べることである。その際、絶対的不平等に係わる測定においては実質所得が用いられ、絶対測度として Kolm 測度が、相対測度としては、多数あるなかからこの研究分野において頻繁に用いられている Gini 係数、Theil 測度および Atkinson 測度が採用される。

## 1. 不平等測度

### 1.1 所得不平等測度

$n$  人の個人からなる社会において、個人を表す添字  $i$  の集合を

$$N = \{1, 2, \dots, n\}.$$

で表す。また、 $x(i)$  で個人  $i$  の所得を表すとき、所得ベクトル

$$x = (x(1), x(2), \dots, x(n)).$$

を所得分配という。不平等測度とはベクトルのスカラー表示であり、実数値関数

$$I: R_+^n \rightarrow R^1$$

で表される。ここに、 $R_+^n$  は  $n$  次元ユークリッド空間の非負象限である。通常 2 つの分配  $x, y$  にたいして、

$$I(x) < I(y), I(x) = I(y).$$

であるとき、各々「分配  $x$  は分配  $y$  より平等である」、「分配  $x$  と分配  $y$  とは無差別である」という。

さて、一般的に、ものごとを制限する条件が少ないほど自由度は大きくなるが、上のような関数  $I(\cdot)$  の集合の中で、最低限次の 2 つの条件を満たす関数が

所得不平等測度と呼ばれている。

(A) 無名性：個人所得の並べ変えによって、不平等度は変化しない。

(TP) ピグー・ドルトンの移転原理：高所得者から低所得者への、所得順位を逆転させることのない所得移転によって、不平等度は減少する。

性質 (A) は測度が対称であることを意味しており、任意の置換行列  $P$  を用いて、

$$I(x) = I(Px).$$

と表わせる。性質 (TP) は「公平選好」を意味しているから、不平等論において本質的である。2つの分配  $x, y$  において、 $x$  が累進的移転によって、 $y$  から得られるとき、(TP) は、

$$I(x) < I(y).$$

が成り立つことを要請しているのである。また、性質 (TP) は測度  $I(\cdot)$  が S 凸であることと同等であり、S 凸性は任意の重確率行列  $B$  を用いて、

$$I(Bx) \leq I(x).$$

と表わせる。

## 1.2 相対性と絶対性

性質 (A) および (TP) を満たす不平等測度による所得分配の比較に際して、分配の平均所得が同一であることが前提になっている。それゆえ、平均所得が異なる分配の不平等性を比較するためには、この2つの性質以外の価値判断を追加する必要がある。そこで、総所得の変化に、測度がどのように反応するのかについての価値判断を提示するのが、論理の自然な流れであろう。そのような価値判断は、Dalton (1920), Kolm (1976) および (1976a) において、次のように提示されている。

相対性：すべての個人所得が等比例的に変化した場合に、不平等性がどのように変化するのかを規定する。

(RI) 相対不変性

$$I(cx) = I(x), c > 0.$$

(RD) 相対縮小性

$$I(cx) < I(x), c > 1. \quad , \quad I(cx) > I(x), c < 1.$$

(RE) 相対拡大性

$$I(cx) > I(x), c > 1. \quad , \quad I(cx) < I(x), c < 1.$$

絶対性：すべての個人所得が等額変化した場合に、不平等性がどのように変化するかを規定する。

(AI) 絶対不変性

$$I(x + c \cdot 1^n) = I(x).$$

ここに、 $1^n$  はすべての要素が 1 に等しい  $n$  次元ベクトルを表わす。

(AD) 絶対縮小性

$$I(x + c \cdot 1^n) < I(x), c > 0. \quad , \quad I(x + c \cdot 1^n) > I(x), c < 0.$$

(AE) 絶対拡大性

$$I(x + c \cdot 1^n) > I(x), c > 0. \quad , \quad I(x + c \cdot 1^n) < I(x), c < 0.$$

相対性と絶対性とは<sup>4)</sup>、習慣的に各々 (RI) と (AI) とを指すので、前者を満たす測度を相対 (不変) 測度、後者を満たす測度を絶対 (不変) 測度と各々呼び、各々  $I_r$ 、 $I_a$  と書くことにする。不平等性の順序付けにおいて、測度  $I_r$  と測度  $I_a$  とは一般的に同一の結果をもたらさないことはよく知られている<sup>5)</sup>。なぜなら、不平等性の概念には各々異なる方向を目指す種々の側面があり、測度によって浮彫りにされる側面が異なり<sup>6)</sup>、ここでの相対不変性と絶対不変性との違いはおおきい<sup>7)</sup>。小論においては、絶対測度として Kolm 測度  $K$  が採用され、相対測度としては、幾多あるなかから頻繁に用いられている Gini 係数、Theil 測度および Atkinson 測度  $A$  が採用される。相対測度の代表としてパラメータ  $e$  をもつ Atkinson 測度  $A$  と絶対測度の代表としてパラメータ  $a$  をもつ Kolm 測度  $K$  が以下に明示される。

4) この2つの性質の「混合性」あるいは「中間型」測度に関する論議については、Kolm (1976, 1976a), Pfingsten (1986, ch. 5), Eichhorn (1988), Bossert= Pfingsten (1990), Seidl= Pfingsten (1997)などを参照。

5) Atkinson (1970).

6) Sen (1973).

7) Kolm (1976).

$$A = 1 - \left[ \sum_i^n (x(i)/\bar{x})^{1-e} f(x(i)) \right]^{1/e}, \quad e > 0, \quad e \neq 1.$$

$$A = 1 - \prod_i^n (x(i)/\bar{x})^{f(x(i))}, \quad e = 1.$$

$$K = \frac{1}{a} \log \left[ \sum_i^n \exp(a(\bar{x} - x(i))) f(x(i)) \right], \quad a > 0.$$

ここに、 $\bar{x}$  は平均所得、 $f(x(i))$  は所得  $x(i)$  をもつ個人比を各々表わす。

$e = a = 0$  のとき、 $A = K = 0$  となり、 $\underline{x}$  で最低所得を表わすとき、 $e$  および  $a$  が  $+\infty$  に近づくにつれて、 $A$  は  $1 - \underline{x}/\bar{x}$  に、 $K$  は  $\bar{x} - \underline{x}$  に各々近づく。また、 $e > 0$  および  $a > 0$  で、すべての  $x(i)$  が等しい場合、 $A = K = 0$  になる。

## 2. 所得分配の擬順序

分配の優越性比較や擬順序比較とよばれる評価法は、いわゆるローレンツ曲線や絶対型ローレンツ曲線を利用して行われるのが一般的だが、これらの曲線は一般化ローレンツ曲線の特別の場合とみなすことができる<sup>8)</sup>。しかし、この3種類の曲線が測定しているものは、相対的不平等、絶対的不平等、不平等と効率の混合というように異なっている。そこで、ローレンツ擬順序、一般化ローレンツ擬順序、絶対型ローレンツ擬順序、各々に対応するローレンツ曲線、一般化ローレンツ曲線、絶対型ローレンツ曲線が以下に明示される。所得の大きさの順に並べられた所得ベクトルを

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_n), x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n.$$

と書くとき、ローレンツ曲線 (LC) は次の直交座標点を原点  $(0, 0)$  から順に線分で結んだ多角形で表わされる。

$$\left( \frac{k}{n}, \frac{1}{n\mu_X} \sum_i^k x_i \right), \quad k \in N.$$

ここに、 $\mu_X$  は分配  $X$  の平均値である。Shorrocks (1983) および Kakwani (1984)

8) Shorrocks (1983), Moyes (1987), 拙稿 (1991, 1999)などを参照。

によって提案された一般化ローレンツ曲線（GLC）は通常のLCを分配の平均値分だけスケール・アップしたものだから、分配 $X$ のGLCの縦座標は、

$$GL\left(X, \frac{k}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_i^k x_i, \quad k \in N.$$

と表わされる。ここに、 $GL(X, 0) = 0$ と定義する。分配 $X$ の絶対型ローレンツ曲線（ALC）は、分配 $X$ においてその平均値分だけずらした分配のGLCであると定義されるから、その縦座標は、

$$AL\left(X, \frac{k}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_i^k (x_i - \mu_X), \quad k \in N.$$

と表わされる。次節で図示されるように、ALCは所得が平均所得よりも低いところでは減少し、高いところでは増加する。そして、その2つの端点はゼロで、もしすべての所得が等しいならば、ALCは横軸に一致する。ローレンツ擬順序と絶対型ローレンツ擬順序とは対照的な性質をもっているが、特別の場合には両者の判断は同一になる。つまり、2つの分配の平均値が同一ならば、LCとALCとは同一の判断をもたらす。

### 3. 所得不平等の時系列比較

我が国における所得分配の不平等性の時系列変動を明らかにするための所得データとして、『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の17から25所得階級データが採用される<sup>9)</sup>。世帯構成に関する情報が利用できるならば等価所得を用いることが望ましいが、ここではそのような情報が利用できないから、世帯の総所得が用いられる<sup>10)</sup>。

9) つまり、階級別世帯比と階級別所得値が利用されるが、『国民生活基礎調査』における所得階級数の1970年代中期から21世紀の初頭までの推移については、拙稿（2006）を参照。また、我が国の所得分配に関する統計資料の概要とその問題点は、青木（1979）、橋木・八木（1994）、拙稿（1995）などを参照。

10) 八木・橋木（1996）によると、「家計総所得で所得分配の不平等度を計測する場合の方が、世帯員単純1人当たり所得で計測する場合よりも、家計の経済厚生をより正確に反映している」。

表 3-1 相対型および絶対型不平等測度の時系列推移

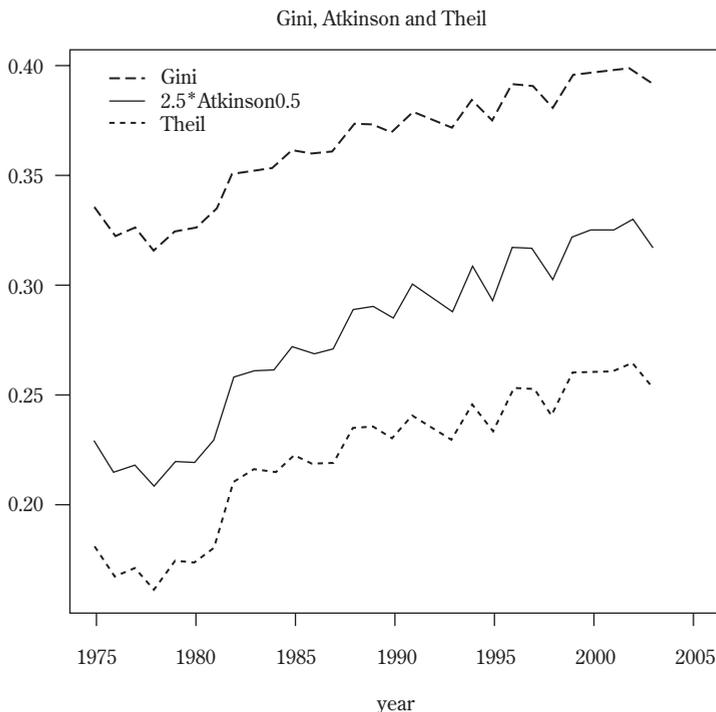
所得年	Gini	Theil	Atkinson0.5	Kolm0.5/cpi	Kolm1.0/cpi
1975	0.3352	0.1802	0.09146	1.2546	1.8728
1976	0.3223	0.1662	0.08567	1.2868	1.9508
1977	0.3258	0.1698	0.08708	1.3167	1.9808
1978	0.3153	0.1597	0.08287	1.3447	2.0556
1979	0.3248	0.1733	0.08745	1.4799	2.2085
1980	0.3257	0.1725	0.08745	1.4405	2.1504
1981	0.3338	0.1796	0.09158	1.5311	2.2571
1982	0.3515	0.2099	0.10299	1.7158	2.4667
1983	0.3523	0.2151	0.10416	1.7188	2.4662
1984	0.3536	0.2134	0.10429	1.8140	2.5921
1985	0.3611	0.2213	0.10853	1.8891	2.6745
1986	0.3595	0.2179	0.10724	1.9641	2.7735
1987	0.3613	0.2183	0.10804	2.0177	2.8376
1988	0.3727	0.2337	0.11520	2.2636	3.1305
1989	0.3733	0.2342	0.11578	2.3244	3.2108
1990	0.3693	0.2282	0.11358	2.4071	3.3301
1991	0.3788	0.2393	0.12004	2.5375	3.4824
1992	0.3756	0.2333	0.11771	2.5948	3.5575
1993	0.3715	0.2282	0.11469	2.6099	3.5813
1994	0.3843	0.2445	0.12304	2.6626	3.6179
1995	0.3746	0.2319	0.11661	2.5963	3.5542
1996	0.3910	0.2519	0.12673	2.7360	3.6796
1997	0.3909	0.2518	0.12653	2.6288	3.5454
1998	0.3803	0.2394	0.12047	2.5098	3.4374
1999	0.3955	0.2584	0.12859	2.4529	3.3069
2000	0.3962	0.2595	0.12966	2.4360	3.2967
2001	0.3971	0.2594	0.12963	2.4051	3.2484
2002	0.3990	0.2630	0.13166	2.4004	3.2487
2003	0.3908	0.2521	0.12642	2.3089	3.1530

(資料) 厚労省『国民生活基礎調査』各年版により計測・作成。

### 3.1 相対型および絶対型測度の時系列比較

表 3-1 は我が国の所得分配の Gini 係数, Theil 測度, パラメータ  $e = 1/2$  の場合の Atkinson 測度およびパラメータ  $a = 1/2$ , 1.0 の場合の Kolm 測度の時系列推移 (1975-2003) を表わして、Kolm 測度の場合は消費者物価指数 (CPI) によって調整されている。表 3-1 により作成された図 3-1 は我が国の所得分配の相対不平等測度の時系列変動を示している。Gini 係数と Theil 測度の値の範囲内に Atkinson 値を収めるために、Atkinson 値は 2.5 倍されているが、これらの相対的不平等は 1970 年代後半から 2002 年頃まで上昇傾向にある

図 3-1 相対不平等測度の時系列変動



(資料) 表 3-1 により作成。

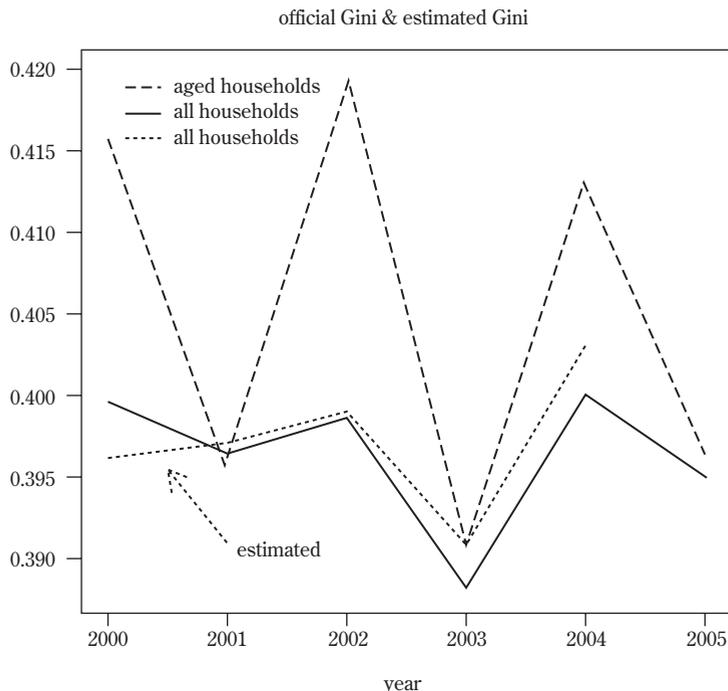
といえよう。それ以降の相対的不平等の変動には、今のところ特別の傾向はないようだ。全世帯と高齢者世帯の所得分配に関する Gini 係数は、『平成14年国民生活基礎調査』において2000年の所得についてから公表されるようになった<sup>11)</sup>。その公表 Gini 係数と、全世帯についての25階級データから推計された Gini 係数の推移を示す図 3-2 によって、そのことがわかる<sup>12)</sup>。

CPI によって調整された Kolm 測度の時系列変動を示した図 3-3 によると、絶対的不平等は1970年代後半から1990年代半ば頃まで急上昇し、それ以降低下

11) それ以前の Gini 係数は、不連続的に不定期にしか公表されていない。

12) よく知られているように高齢者世帯に関する所得不平等度のほうが、全世帯に関する所得不平等度よりも一般的におおきく、また変動は激しい。ここでの公表 Gini 係数でもあるていどそのことが窺われる。

図 3-2 公表及び推定ジニ係数の時系列変動

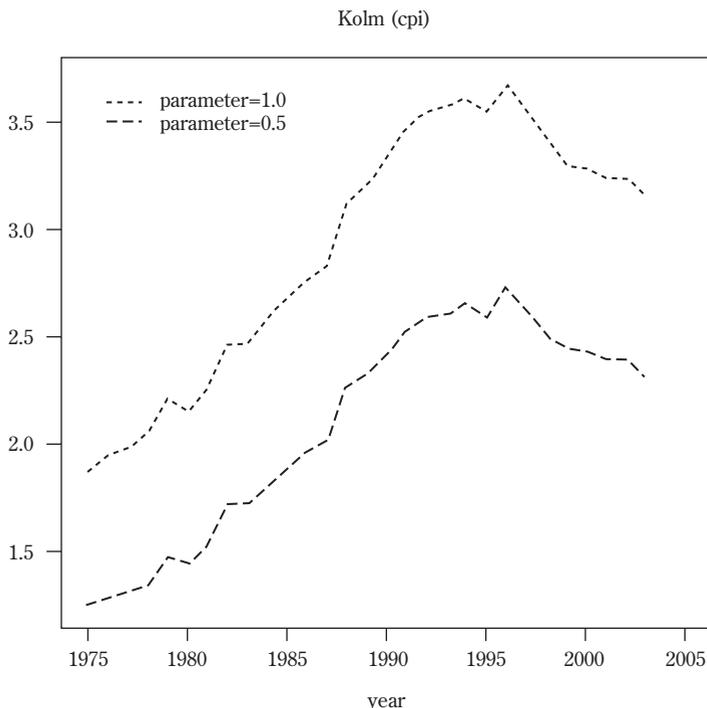


(資料) 表 3-1 に同じ。

傾向にあるようだ。表 3-2 によると、名目所得は1990年代前半から、実質所得は1990年代中期から低下傾向にあり、また消費者物価指数は1990年代後期から低下傾向を示しているから、絶対的不平等の低下傾向は実質所得の低下時期にほぼ一致しているし、消費者物価指数の低下時期にあるていど重なっている(図 3-4)。

相対不平等測度はバブル経済期やその後の10年不況期にも上昇傾向を示したことから、約30年間という中期的なその変動傾向は、景気の好・不況にはほとんど影響をうけないが、経済が高成長期にあるか低成長期にあるかには左右されるようである<sup>13)</sup>。絶対的不平等は、経済が高成長期にあるか低成長期にあるかよりも、プラス成長期にあるかゼロないしマイナス成長期にあるかに関連し

図 3-3 絶対不平等測度の時系列変動



(資料) 図 3-1 に同じ。

ているようで、とくに景気循環の影響はないようである<sup>14)</sup>。しかし、少数の不平等測度によって示される変動傾向に関するこのような実証結果をすべて受容することは困難であることが次節において実証される。

### 3.2 擬順序による分配の時系列比較

さてここでは、通常型、一般化および絶対型ローレンツ曲線によって、基数

13) 『家計調査年報』を利用した拙稿(1979)によると、我が国の勤労者世帯を中心とした所得分配の不平等(Theil 測度)は1960年代から1970年代初期にかけて低下している。

14) しかし、1990年代の不況の影響は1990年代中期から絶対的不平等指標の減少として現れるようである。

表 3-2 消費者物価指数と世帯所得の推移

全国05年基準=100

単位：万円

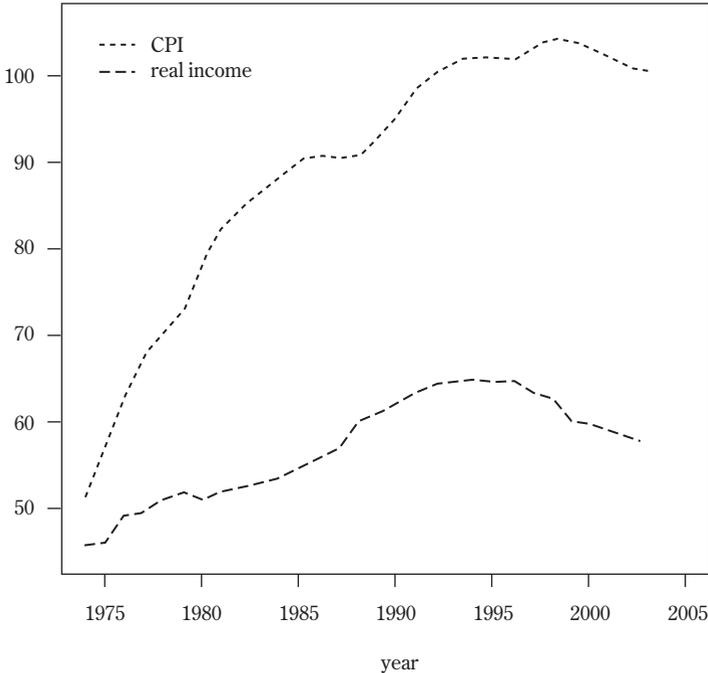
所得年	年平均 CPI	平均所得	実質所得	所得中央値
1975	57.4	264.7	461.15	222
1976	62.8	309.1	492.20	258
1977	67.8	336.0	495.58	280
1978	70.3	358.5	509.96	300
1979	72.9	377.6	517.97	322
1980	78.7	401.8	510.55	341
1981	82.6	429.7	520.22	360
1982	84.7	444.4	524.68	380
1983	86.4	457.5	529.51	390
1984	88.3	472.7	535.33	404
1985	90.1	493.3	547.50	418
1986	90.4	505.6	559.29	430
1987	90.2	513.2	568.96	435
1988	90.7	545.3	601.21	453
1989	92.8	566.7	610.67	471
1990	95.6	596.6	624.06	500
1991	98.8	628.8	636.44	521
1992	100.4	647.8	645.22	549
1993	101.6	657.5	647.15	550
1994	102.0	664.2	651.18	545
1995	101.8	659.6	647.94	550
1996	101.8	661.2	649.51	540
1997	103.4	657.7	636.07	536
1998	104.1	655.2	629.39	544
1999	103.7	626.0	603.66	506
2000	102.8	616.9	600.10	500
2001	101.8	602.0	591.36	485
2002	100.7	589.3	585.20	476
2003	100.4	579.7	577.39	476

(資料) 総務省統計局『消費者物価指数年報』及び厚労省『国民生活基礎調査』各年版により作成。

測度による実証結果の頑健性を調べる。GLC は通常の LC を分配の平均値分だけスケール・アップしたものだから、その高さは所得水準を反映し、その形状は不平等性を表わす。ALC は、その定義からゼロか負値であり、分配が平等なほどゼロ、つまり直交座標における横軸に近づく。GLC および ALC は分配の所得水準自体に影響をうけるから、以下の GLC および ALC は、実質所得について計測された結果である。

図3-4 消費者物価指数と実質所得の時系列変動

CPI (2005=100) & real income (hundred thousand)



(資料) 表3-2により作成。

a) ローレンツ擬順序

例えば、ローレンツ擬順序とは、次のローレンツ優越性規準によって不平等性を評価する方法である。

ローレンツ優越性；分配の対、 $X$ 、 $Y$ において、 $X$ のLCが $Y$ のLCの下方に位置していないとき、分配 $X$ は分配 $Y$ を「ローレンツ優越」するという。この場合、分配 $X$ は分配 $Y$ よりも不平等でないことを意味している。

そこでまず、通常のローレンツ曲線を用いると、相対的不平等性に係わるローレンツ優越関係を表わす表3-3をえる<sup>15)</sup>。この表によると1975年から2003年に関する分配の21の組合せ中10組で各々のローレンツ曲線が交叉していない。

表 3-3 ローレンツ優越関係

	1980	1985	1990	1995	2000	2003
1975	X(2)	≤	≤	≤	≤	≤
1980		X(2)	≤	≤	≤	≤
1985			X(1)	X(1)	X(1)	X(1)
1990				X(2)	≤	X(2)
1995					X(1)	X(2)
2000						X(6)

(資料) 付表3-1により作成。

(注) 1. X: 交叉があることを示し, ( ) 内の数字は交叉の回数を表す。

2. ≤: 上側の分配のほうが左側の分配よりも相対的不平等度が低いことを示す。

例えば, 1975年のLCが1985年のLCを優越している, つまり前者が後者よりも不平等でないことは図3-5を利用することで判断でき, これを $I(75) \leq I(85)$ と書くことにする。また,  $I(75) \leq I(00)$ であることは図3-6からわかる。しかし, 1975年と1980年の所得分配のローレンツ曲線は互いに複数箇所で交叉している<sup>16)</sup>。このような場合に2つの分配の優越性が判定できないのではなく, 判定しないのが擬順序の立場である。したがって, 不平等の時系列比較に関してローレンツ擬順序の立場からは, 「1975年の所得分配は1985年以降21世紀初頭までの分配よりも平等, 1980年の所得分配は1990年以降21世紀初頭までの分配よりも平等, 1990年の所得分配は2000年の分配よりも平等である」ということがいえるだけである。つまり, 擬順序の立場を受け入れると相対的不平等の上昇傾向とか低下傾向を問題にすることはあまり意味がない。

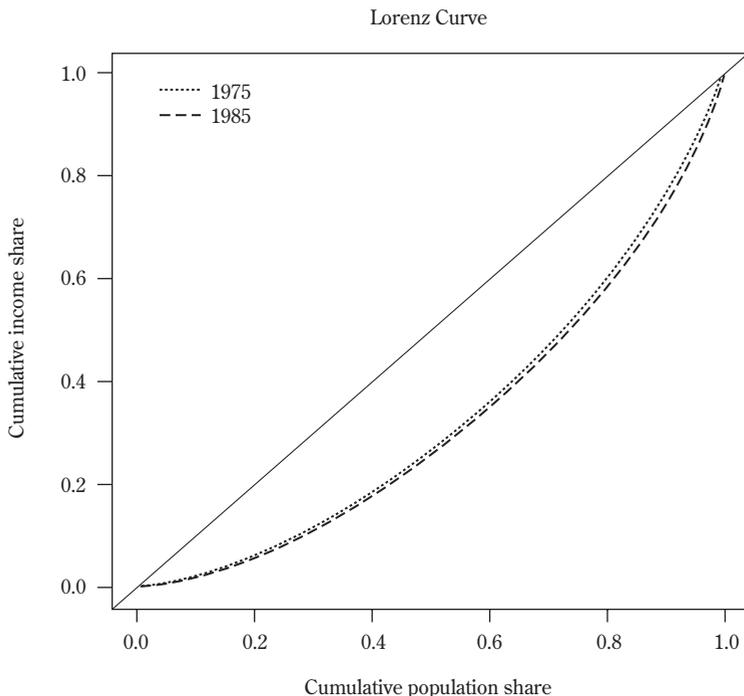
#### b) 一般化ローレンツ擬順序

一般化ローレンツ曲線 (GLC) は不平等と効率の混合といういくぶん曖昧な

15) 交点座標は付表3-1を参照。

16) 数値計算では1975年と1980年の分配のローレンツ曲線の下部で3回, 上部で3回交叉していることが確認されるが, 各々の個所の各々の交点が近接しているので総交叉数は2回とみなすことが可能である。そして, この上部と下部でのローレンツ曲線の交叉を無視できるならば,  $I(80) \leq I(75)$ がいえる。

図3-5 ローレンツ曲線の比較 (1975, 1985)



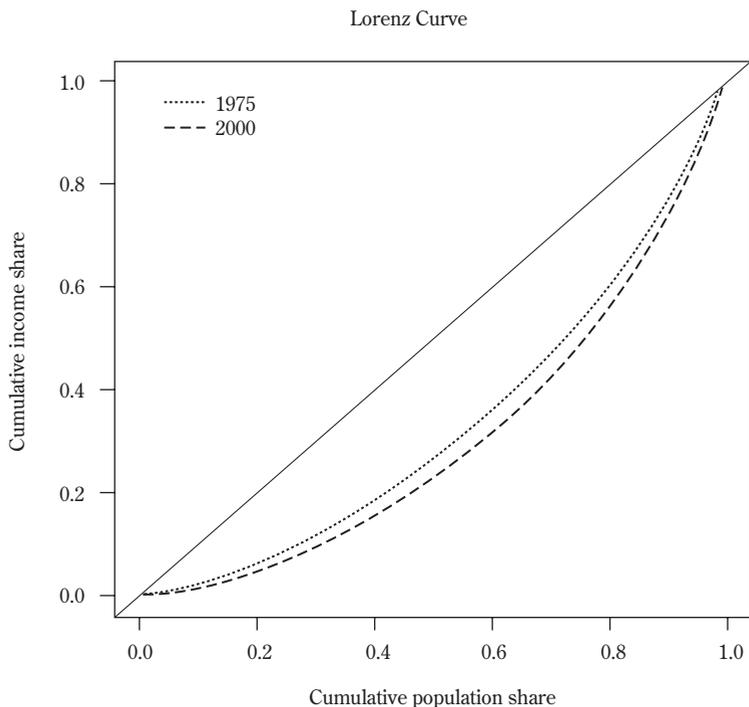
(資料) 表3-1に同じ。

ものを評価していることになるが、ここでは厚生を測っていることにする。GLCを用いると<sup>17)</sup>、厚生に係わる一般化ローレンツ優越関係を表わす表3-4をえる。この表によると1975年から2003年に関する分配の21の組合せ中15組で各々のGLCが交叉していないので、次の3点はいえるだろう。

- 1) 1975年の所得分配は1980年以降21世紀初頭までの分配よりも厚生が低い。
- 2) 1980年および1985年の所得分配は1990年および1995年の分配よりも厚生が低い。
- 3) 1990年の所得分配は1995年の分配よりも厚生が低い、21世紀初頭の分

17) 例えば、図3-7、図3-8、図3-9などを参照。

図 3-6 ローレンツ曲線の比較 (1975, 2000)



(資料) 表 3-1 に同じ。

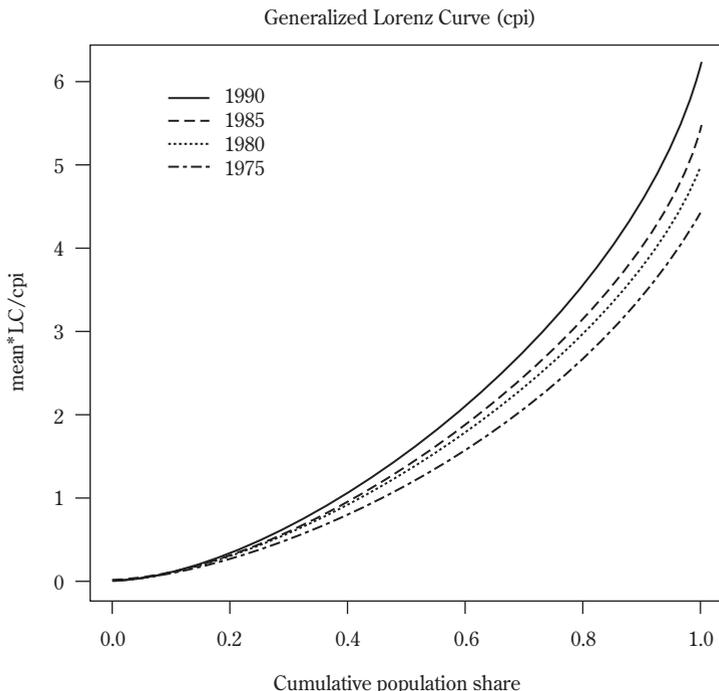
表 3-4 一般化ローレンツ優越関係

	1980	1985	1990	1995	2000	2003
1975	$w \leq$					
1980		X(1)	$w \leq$	$w \leq$	X(1)	X(1)
1985			$w \leq$	$w \leq$	X(1)	X(1)
1990				$w \leq$	$w \geq$	$w \geq$
1995					$w \geq$	$w \geq$
2000						=

(資料) 表 3-1 に同じ。

- (注) 1. X : 交叉があることを示し, ( ) 内の数字は交叉の回数を表す。  
 2.  $w \leq$  : 上側の分配のほうが左側の分配よりも厚生が低くないことを示す。  
 3.  $w \geq$  : 上側の分配のほうが左側の分配よりも厚生が高くないことを示す。  
 4. = : GLC が重なっていることを示す。

図 3-7 一般化ローレンツ曲線の比較 (1975, 1980, 1985, 1990)

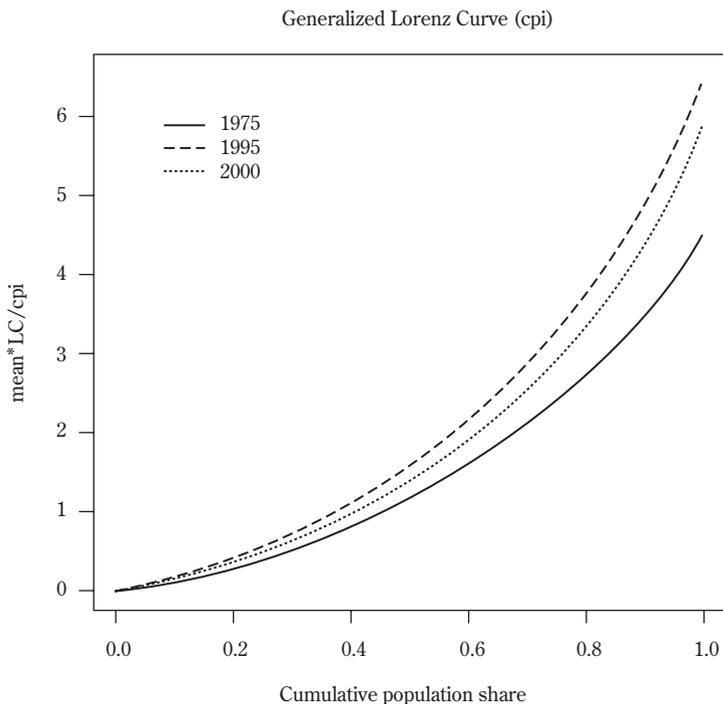


(資料) 表 3-1 に同じ。

配よりも厚生が高い。

つまり、1970年代中期から21世紀の初頭までにおいて、1970年代中期の所得分配の厚生が一番低く、1990年代中期の所得分配の厚生が一番高いことはいえるようである。このように厚生についての擬順序は相対的不平等についての擬順序とかなり異なる。前者が実質所得を用いて計測されているとはいえ、この時期については効率という名の平均所得の役割が重いようである。平均所得が他方の分配よりも高いという意味の「平均優越性」のウエイトが「ローレンツ優越性」を相殺するほど重い場合があり得ることが、理論的には指摘されていたが<sup>18)</sup>、ここでの結果がまさにその実証例になっている。

図3-8 一般化ローレンツ曲線の比較 (1975, 1995, 2000)



(資料) 表3-1に同じ。

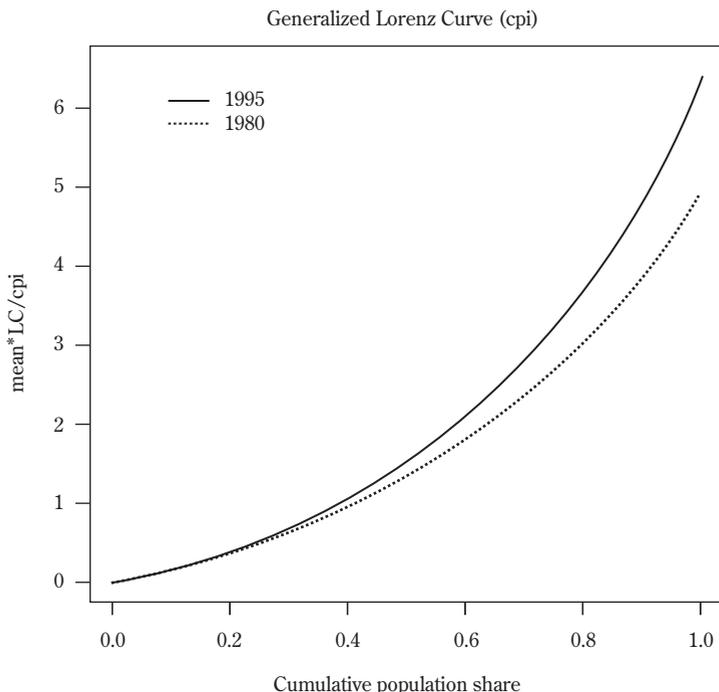
### c) 絶対型ローレンツ擬順序

ALCを用いると<sup>19)</sup>、絶対的不平等性に係わる絶対型ローレンツ優越関係を表わす表3-5をえる。この表によると1975年から2003年に関する分配の21の組合せ中20組で各々のALCが交叉していないから、Kolm測度によって明らかにされた絶対的不平等の時系列推移の結果を弱い形で支持することができる。つまり、絶対的不平等は1970年代中期から1990年代半ば頃まで上昇し、それ以降21世紀初頭まで低下している。ここでの絶対型ローレンツ擬順序による結果は、相対的不平等を評価するローレンツ擬順序による結果と同一ではないが、お

18) 拙稿(1991, p.54).

19) 例えば、図3-10, 図3-11, 図3-12などを参照。

図 3-9 一般化ローレンツ曲線の比較 (1980, 1995)



(資料) 表 3-1 に同じ。

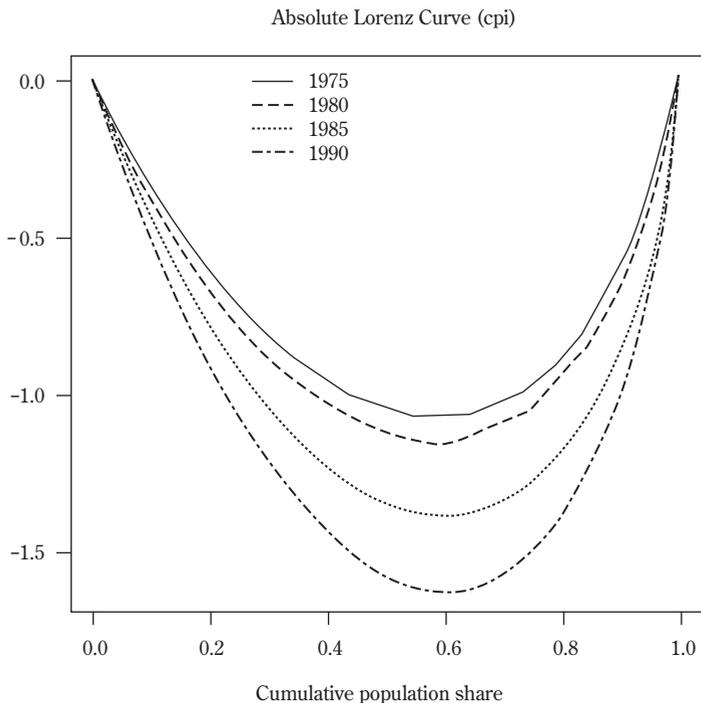
表 3-5 絶対型ローレンツ優越関係

	1980	1985	1990	1995	2000	2003
1975	≦	≦	≦	≦	≦	≦
1980		≦	≦	≦	≦	≦
1985			≦	≦	≦	≦
1990				≦	≦	≦
1995					≧	≧
2000						=

(資料) 表 3-1 に同じ。

- (注) 1. ≦：上側の分配のほうが左側の分配よりも絶対的不平等度が低くないことを示す。  
 2. ≧：上側の分配のほうが左側の分配よりも絶対的不平等度が高くないことを示す。  
 3. =：ALC が重なっていることを示す。

図3-10 絶対型ローレンツ曲線の比較 (1975, 1980, 1985, 1990)



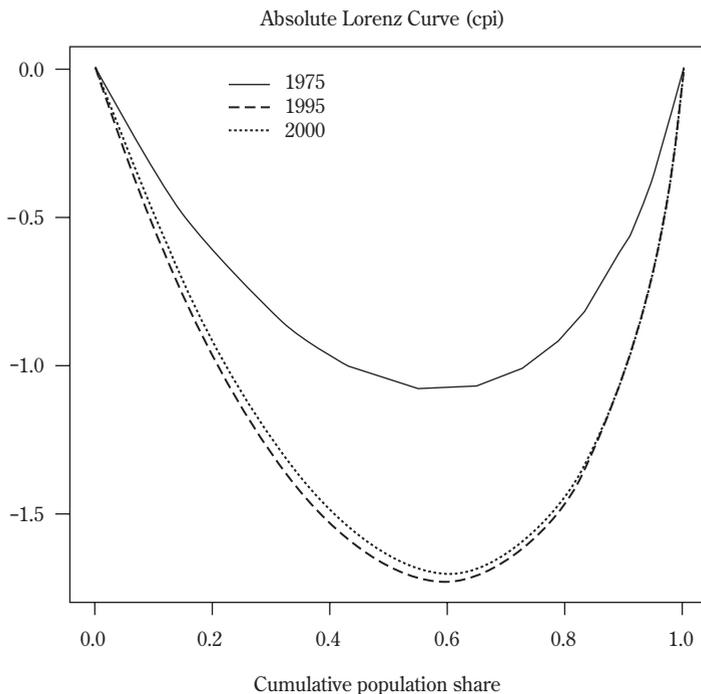
(資料) 表3-1に同じ。

きな矛盾はない。

## おわりに

Gini 係数, Theil 測度および Atkinson 測度によると, 我が国の所得分配の相対的不平等は1970年代後半から2002年頃まで上昇傾向にあるといえよう。しかし, ローレンツ曲線を利用する擬順序の立場を受け入れるならば, 分配の21の組合せ中10組でしか比較ができないので, 相対的不平等の上昇傾向とか低下傾向を問題にすることはあまり意味がない。CPIによって調整された Kolm 測度によると, 所得の絶対的不平等は1970年代後半から1990年代半ば頃まで急上昇

図3-11 絶対型ローレンツ曲線の比較 (1975, 1995, 2000)

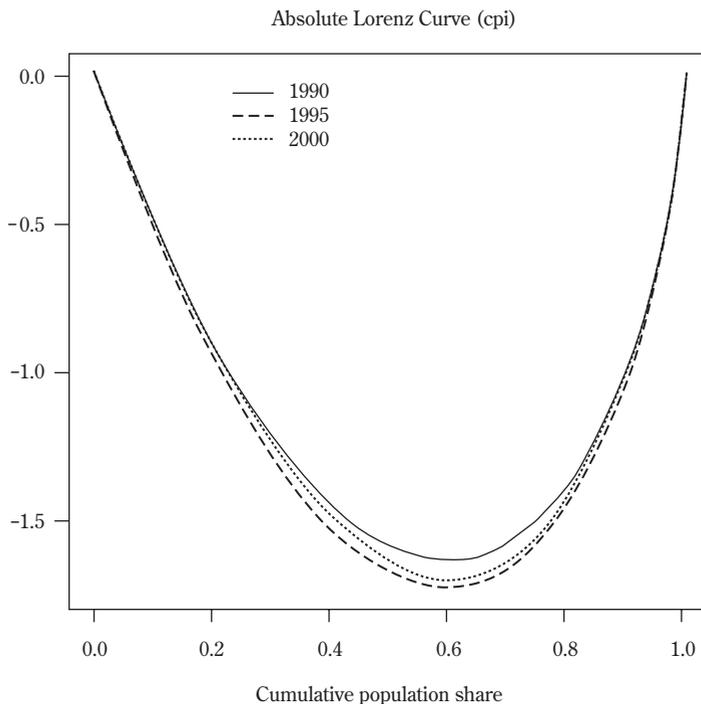


(資料) 表3-1に同じ。

し、それ以降低下傾向にあるようだ。絶対型ローレンツ擬順序によっても分配の21の組合せ中20組で比較ができるので、絶対的不平等は1970年代中期から1990年代半ば頃まで上昇し、それ以降21世紀初頭まで低下しているといえる。一般化ローレンツ曲線によると分配の21の組合せ中15組で各々交叉していないので、通常のローレンツ曲線よりも比較可能性は高まるが、不平等と効率の混合といういくぶん曖昧なものを評価しており、ここでは平均所得が実質化されているにもかかわらず、それが他方の分配よりも高いという意味の「平均優越性」のウエイトが「ローレンツ優越性」を相殺するほど重い場合の実例を示している。

以上のように、比較する分配の数が多くなればなるほど不平等の基数型測度

図3-12 絶対型ローレンツ曲線の比較 (1990, 1995, 2000)



(資料) 表3-1に同じ。

の測定結果と擬順序の測定結果とが異なる可能性が高まる。基数型測度は分配の集合を完全に順序付けることができるという意味で「完備性」を具えている。しかし、Senが指摘するように、「このアプローチには欠陥が内在していると論ずることも可能である。なぜなら、不平等性の概念は、その本来の性質として「完備性」を具えているのではないからである」(Sen, 1973, p.47)。したがって、擬順序を完備な順序に拡張する過程である種の恣意性がどうしても入り込んでしまう。つまり、不平等性は本来、多次元概念であり、所得ベクトルをスカラーに圧縮する過程で、重要な情報がどうしても抜け落ちることになるが、その情報の取捨選択には価値判断が伴うのである。基数測度と擬順序のどちらを採用するかの問題のほかに<sup>20)</sup>、相対的不平等と絶対的不平等のどちら

に関心があるのかが問題になる。すべての個人所得の等比例的な変化を不平等性の不変とみなし、等額増を平等化とみる立場ならば、「ローレンツ擬順序」を採用することになる。これにたいし、すべての個人所得の等額変化を不平等性の不変とみなし、等比例増を不平等化とみる立場ならば、「絶対型ローレンツ擬順序」を採用することになる。

付表 3-1 ローレンツ曲線の交点座標

	1980	1985	1990	1995	2000	2003
1975	(.0636, .0119)					
1975	(.8925, .7540)					
1980		(.0162, .0019)				
1980		(.0177, .0021)				
1985			(.9293, .7968)	(.8998, .7407)	(.9614, .8674)	(.9364, .8116)
1990				(.0120, .0010)		(.0126, .0011)
1990				(.8933, .7272)		(.9568, .8591)
1995					(.0111, .0009)	(.0129, .0011)
1995						(.0217, .0021)
2000						(.1163, .0193)
2000						(.1204, .0205)
2000						(.1832, .0401)
2000						(.2309, .0586)
2000						(.2389, .0622)
2000						(.9855, .9407)

(資料)『国民生活基礎調査』各年版により計測。

20) 不平等の評価において擬順序を採用することが望ましいことの主張は、拙稿(1999)を参照。

### 参 考 文 献

- 青木昌彦 (1979). 『分配理論』筑摩書房 第2章.
- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Basmann, R. and G. Rhodes, Jr. (eds.) (1984). *Advances in Econometrics*, vol. 3, Greenwich, Conn. : JAI Press.
- Blackorby, C. and D. Donaldson (1980). A Theoretical Treatment of Indices of Absolute Inequality, *International Economic Review*, 21, 107-136.
- Bossert, W. and A. Pfingsten (1990). Intermediate Inequality, *Mathematical Social Science*, 19, 117-134.
- Chakravarty, S. R. (1990). *Ethical Social Index Numbers*, Berlin : Springer-Verlag.
- Dalton, H. (1920). The Measurement of the Inequality of Incomes, *Economic Journal*, 30, 348-361.
- Ebert, U. (1988). Measurement of Inequality, *Social Choice and Welfare*, 5, 147-169.
- Ebert, U. (1988a). A Family of Aggregative Compromise Inequality Measures, *International Economic Review*, 29, 363-376.
- Eichhorn, W. (1988). On a Class of Inequality, *Social Choice and Welfare*, 5, 171-177.
- 石川経夫編 (1994). 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会.
- Kakwani, N. C. (1984). Welfare Ranking of Income Distribution. in R. Basmann and G. Rhodes, Jr. (eds.) (1984), 191-213.
- Kolm, S. Ch. (1969). The Optimal Production of Social Justice, in J. Margolis and H. Guitton (eds.) (1969), ch. 7, 145-200.
- Kolm, S. Ch. (1976). Unequal Inequalities I, *Journal of Economic Theory*, 12, 416-442.
- Kolm, S. Ch. (1976a). Unequal Inequalities II, *Journal of Economic Theory*, 13, 82-111.
- 倉林義正・八束厚生 (1976). 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』(23) 172-185.
- Margolis, J. and H. Guitton (eds.) (1969). *Public Economics*, London : Macmillan.
- Moyes, P. (1987). A New Concept of Lorenz Domination, *Economics Letters*, 23, 203-207.
- Pfingsten, A. (1986). *The Measurement of Tax Progression*, Berlin : Springer-Verlag.
- Seidl, C. and A. Pfingsten (1997). Ray Invariant Inequality Measures, in S. Zandvakili (ed) (1997), 107-129.
- Sen, A. K. (1973). *On Economic Inequality*, Oxford : Oxford University Press.
- Shorrocks, A. F. (1983). Ranking Income Distributions, *Economica*, 50, 3-17.
- 橋本俊詔・八木 匡 (1994). 所得分配の現状と最近の推移, 石川経夫編 (1994), 第1章.
- 八木 匡・橋本俊詔 (1996). 等価所得比率の測定と所得分配不平等度の解釈『季刊社会保障研究』32(2), 178-189.
- 吉岡慎一 (1979). 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』79(1), 118-138.
- (1980). 所得再分配効果の測定『一橋研究』5(2), 51-68.
- (1981). 税制の所得再分配—ローレンツ擬順序による測定—『日本経済研究』no.10, 84-90.
- (1986). 社会保障と租税の所得再分配効果『経済と経営』(札幌大学) 17(1), 79-146.
- (1991). 絶対型ローレンツ擬順序と所得再分配『西南学院大学経済学論集』

- 26(1), 47-65.
- (1995). アメリカと日本における所得分配の変動『西南学院大学経済学論集』  
30(3), 91-133.
- (1999). 不平等性の概念と測定『西南学院大学経済学論集』33(2・3), 263-293.
- (2006). 貧困の測定と所得再分配『西南学院大学経済学論集』40(4), 83-105.
- Zandvakili, S. (ed) (1997). *Research on Economic Inequality 7*, Greenwich, Conn. : JAI Press.