

# 所得格差の絶対測度，相対測度及び 中間測度の変動：1985-2015

吉 岡 慎 一

- はじめに
1. 不平等測度
  2. 不平等度の変動
  3. 貧困測度
  4. 貧困度の変動
- おわりに

## はじめに

我が国の全世界帯の所得分配の不平等度は、1970年代後半から約40年間上昇しており、特に、1980年代以降の不平等化は大竹（1994）、橘木・八木（1994）など多くの先行研究において指摘されている。分配の格差の実証に関する内外の研究でも、よく知られたジニ係数のような相対不平等測度が採用されることがほとんどである。しかし、分配の不平等には相対的な不平等と絶対的な不平等がある。ある社会の構成員のすべての所得が等比例的に変化したときに、不平等性に変化がないと判断するのが相対測度であり、人々のすべての所得が等額変化したときに、不平等性に変化はないと判断するのが絶対測度である。

Kolm（1969, 1976, 1976a）が不平等の「絶対性と相対性」とを公平に分析して以降、倉林・八束（1976）、Blackorby and Donaldson（1980）、Shorrocks（1983）、Moyes（1987）、Ebert（1988, 1988a, 1997）およびChakravarty（1990）などにお

---

1) 吉岡（1989, 2007, 2017）。

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たが、絶対的不平等概念による実証的評価の試みは、この問題を実証的に取り扱うことに種々の困難が伴うために、21世紀になるまではほとんどみられなかった<sup>2)</sup>。実証的研究に伴う難点とは、例えば絶対所得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。

ところが近年、世界的所得格差の研究分野において、不平等の「絶対性と相対性」との対比が再び注目され、両概念を用いた実証研究が多数みられるようになった<sup>3)</sup>。またさらに、不平等の概念の選択には価値判断が伴い、相対測度を右派測度、絶対測度を左派測度と解釈する Kolm (1976, 1976a) は、「中立性」概念を有する不平等測度を示唆している。彼の中立的見解は、すべての所得が等比例的に増加したときに不平等は上昇し、すべての所得が等額増加したときには不平等は低下するである。この不平等についての中立的見解は、その後のアンケート調査において支持されている<sup>4)</sup>。この論調を受けて不平等の「中立性」あるいは「中間性」概念の理論研究はすぐさま発展し<sup>5)</sup>、近年では Del Rí'o and Ruiz-Castillo (2001), Atkinson and Brandolini (2004), Subramanian and Jayaraj (2013), Niño-Zarazúa et al. (2017) などの実証研究もみられるようになっていく。

そこで、本稿ではまず、我が国における所得分配の絶対不平等度、相対不平等度および中間不平等度の約30年間の時系列変動の相違が明らかにされる。また、所得不平等と密接な関係にある貧困の測定において、貧困線の絶対性や相対性は意識されるが、貧困測度自体の絶対性や相対性はあまり意識されず、絶対貧困度の計測がほとんど行われないので<sup>6)</sup>、我が国における絶対貧困度と相対貧困度の時系列変動が明らかにされる。

---

2) 例外的に吉岡 (1986, 1991) がある。

3) Atkinson and Brandolini (2004), Ravallion (2004), Anand and Segal (2015), Goda (2016), Niño-Zarazúa et al. (2017), Greenstein (2017), Kayet and Mondal (2017), Bandyopadhyay (2018).

4) Amiel and Cowell (1992), Beckman et al. (1994), Harrison and Seidl (1994).

5) Bossert and Pfungsten (1990), Krtscha (1994), Del Rí'o and Ruiz-Castillo (2000), Zheng (2004), Chakravarty and Tyagarupananda (2009).

6) 例外的に吉岡 (2010) がある。

## 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。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、それぞれ「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。

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  $I()$  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) および Kolm (1976, 1976a) において、まず次の2つが提示されている。

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。

相対不変性：

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

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のかを規定する。

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。

相対性と絶対性とは、習慣的にそれぞれ相対不変性と絶対不変性とを指すので、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）測度とそれぞれ呼ぶ。不平等性の順序付けにおいて、相対測度と絶対測度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>7)</sup>。なぜなら、不平等性の概念にはそれぞれ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>8)</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>9)</sup>。本稿においては、絶対測度として Kolm 測度  $K$ 、絶対型 Gini 係数  $G_a$  および標準偏差  $SD$  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  $G_r$ 、変動係数  $CV$ 、Theil 測度、平均対数偏差  $MLD$  および Atkinson 測度  $A$  が採用される。そこで、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。

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

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

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

ここに、 $\bar{x}$  は平均所得、 $f(x(i))$  は所得  $x(i)$  をもつ個人比をそれぞれ表わす。

$e = a = 0$  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  $\bar{x} - \underline{x}$  にそれぞれ近づく。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。また、絶対型 Gini 係数は次のように表される。

$$G_a = \bar{x} G_r.$$

Sen (1973) によると、絶対型 Gini 係数は相対型 Gini 係数に平均所得を乗じたも

7) Atkinson (1970).

8) Sen (1973).

9) Kolm (1976).

ので<sup>10)</sup>、これは Gini 型厚生関数を想定すると不平等の絶対費用を表している。

### 1.3 中間性

Kolm (1976) は、相対不変性と絶対不変性の中間に位置する「中立」概念も検討しており、「中立」概念は、すべての個人所得が等比例的に変化した場合に不平等は上昇し、かつすべての所得が等額増加した場合には不平等は低下することを要請する。Bossert and Pfingsten (1990) はその概念を再構築して、次のような「中間性」概念を提示している。

$\lambda$  を実数とするとき、

$$I(x + \lambda(\theta x + (1-\theta) \cdot 1^n)) = I(x), 0 \leq \theta \leq 1.$$

$\theta$  は、 $\theta = 0$  のとき絶対性を、 $\theta = 1$  のとき相対性をそれぞれ表すパラメータである。Bossert and Pfingsten (1990) によると、受容可能な公理を満たすどのような相対測度も中間測度に変換できるから、本稿で用いられる中間型ジニ係数  $G_{i,\theta}$  は、分布の平均所得を  $\bar{x}$  とするとき、次のように書ける。

$$G_{i,\theta} = \frac{\bar{x} G_r}{1 - \theta + x\theta}, 0 \leq \theta \leq 1.$$

ここに、 $G_r$  は相対型ジニ係数である<sup>11)</sup>。

ところで、分配の不平等度の測定において、中間測度や絶対測度が相対測度と比べあまり利用されなかったのは、これらの測度が、所得表示のための通貨単位に本質的に影響を受けることが理由の1つである。そこで、Zheng (2007) は次の「単位-整合性」を提示した。

2つの分配  $x, y$  において、

$$I(x) < I(y) \text{ ならば、 } I(cx) < I(cy), c > 0.$$

が成り立つ。つまり、この整合性の下では、すべての所得にスカラー（正值）を乗じた場合、所得分配間の不平等の順序付けは、変わらないことが要請される。

10) 一般的に相対不平等測度に平均所得を乗ずると、それに対応する絶対不平等測度が得られる (Sen (1973), Anand and Segal (2015))。

11) Chakravarty (2015) によると、不平等の右派概念は社会の富裕層を有利にし、左派概念は貧困層を有利にするが、パラメータ  $\theta$  値の選択によって、不平等の両極端の概念間での立場を採るかを政策的に決定することができる。

相対不変測度はこの整合性を満たすが、Kolm 中立測度も Bossert and Pfingsten 型中間測度もこの性質を満たさない。「公正な折衷」測度ともいわれる Krttscha (1994) 中間測度  $I_K$  は「単位-整合性」を満たし、その一番簡素な表現は次のように書ける<sup>12)</sup>。

$$I_K = SD \cdot CV.$$

また、Subramanian (2015) が提示する中間型ジニ係数  $G_i$

$$G_i = G_a \cdot G_r.$$

もこの整合性を満たしている<sup>13)</sup>。

## 2. 不平等度の変動

### 2.1 絶対不平等度の変動

我が国における所得格差の時系列変動は、『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の17から25所得階層データを利用して1970年代中期から2014年頃までについて、吉岡（1989, 2007, 2014, 2017）において明らかにされているので、本稿においても同じ資料が利用される。『国民生活基礎調査』の25所得階層データが、その階層数の多さから豊富な分布情報を含有しているにもかかわらず所得分配の実証研究においてほとんど利用されないのは、最低階層以下と最高階層以上が打切りになっており、さらに各所得階層の代表値としての平均値が公表されないからである。ここでは、総世帯所得の各所得階層の代表値として中央値が採用される。表2-1は上記の集計度数データについての公表所得平均値と絶対不平等度（絶対型 Gini 係数、パラメータ1.0の Kolm 測度  $K(1.0)$  および標準偏差  $SD$ ）を計測した結果である。この表2-1によると、絶対不平等度は1980年代中期頃から1995年頃まで上昇し、それ以降2010年代前期頃まで低下している。例えば、絶対型 Gini 係数と所得平均値の変動を示す図2-1のように、平均所得の変動もこの期間はほぼ同様なのは、絶対不平等度がその算定式に平均所得を含んでいるからである。

12) この測度の一般化は Zheng (2007) を参照のこと。

13) この測度の利用は Subramanian and Jayaraj (2013) を参照のこと。

吉岡（2007）において、1975-2003年間の年々の物価調整済  $K(1.0, 0.5)$  が計測され、絶対的不平等は1970年代中期から1990年代中期頃まで急上昇し、それ以降2003年頃まで低下傾向にあることが明らかにされている。そこで、絶対的不平等の低下は2010年代前期頃まで持続しているといえよう。

次に最近の10年間（2005-2015）における絶対不平等度の変動を表2-1により検討すると、平均所得の減少傾向が2013年頃まで続いているから Kolm 測度も2013年頃まで低下傾向にあり、絶対型 Gini 係数および標準偏差は2012年頃まで低下し、それ以降は平均所得の増加と共に3種類の絶対測度も上昇している（図2-2, 図2-3）。

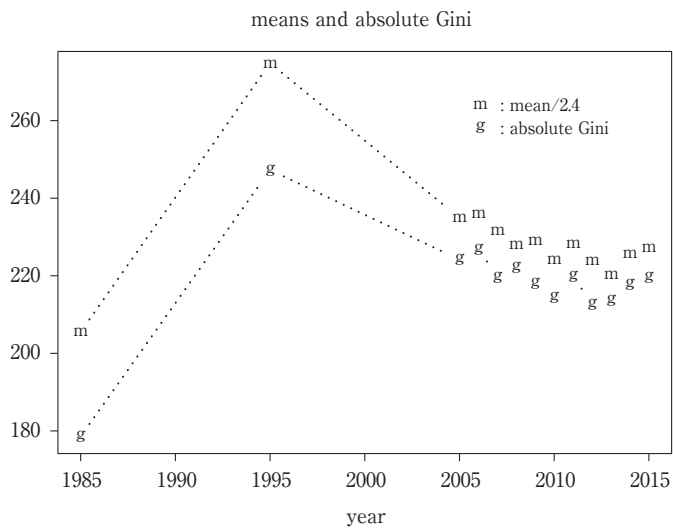
表2-1 絶対不平等度と平均所得の時系列

所得年	絶対型ジニ係数	Kolm (1.0)	標準偏差 SD	公表平均値
1985	178.6	462.2	356.4	493.3
1995	247.3	626.8	471.1	659.6
2005	224.1	533.2	435.6	563.8
2006	226.9	535.9	441.8	566.8
2007	219.7	522.9	427.3	556.2
2008	222.1	515.5	430.6	547.5
2009	218.0	517.5	424.7	549.6
2010	214.3	505.9	415.8	538.0
2011	219.9	511.5	427.0	548.2
2012	212.6	507.1	413.9	537.2
2013	213.7	499.4	420.2	528.9
2014	217.8	508.8	419.5	541.9
2015	219.5	511.1	427.9	545.8

（資料）厚生労働省「国民生活基礎調査」各年版により計測。

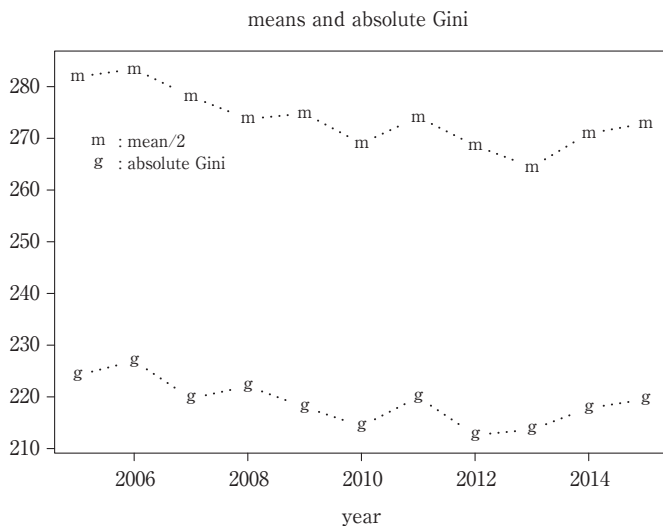


図2-1 絶対型ジニ係数と所得平均値の変動



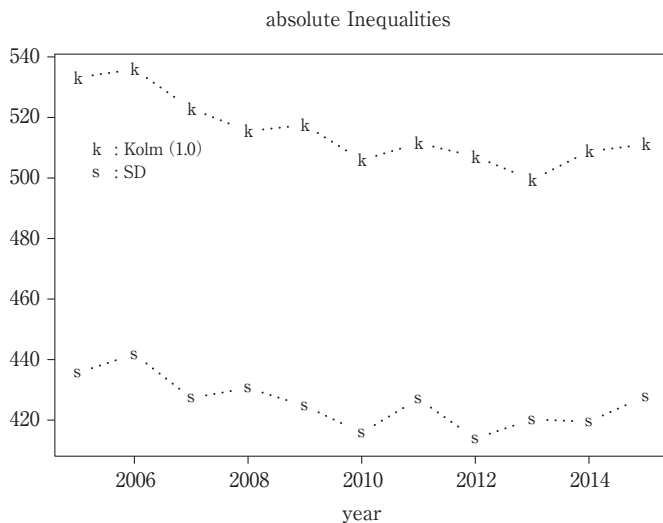
(資料) 表2-1により作成。

図2-2 絶対型ジニ係数と所得平均値の最近の変動



(資料) 図2-1に同じ。

図2-3 Kolm 測度と標準偏差の最近の変動



(資料) 図2-1に同じ。

我が国における世帯所得の相対不平等度は、次節でも明らかにされるように1980年代から約30年間、上昇傾向にあるが、その主たる原因の1つは不平等度の高い高齢者世帯の増加と考えられている<sup>14)</sup>。吉岡 (2008) において絶対不平等測度としての分散 (物価調整済み)<sup>15)</sup>によって明らかにされたように、他の世代に比べて高齢者ほど所得が低くなるから、高齢層ほど絶対不平等度が低くなる。社会が高齢化し高齢者世帯層が増加するほど絶対不平等度は低下し、これに平均所得の低下が増幅作用し、絶対不平等度の低下が持続しているのが、1995年以降の今日の状況である。

## 2.2 相対不平等度の変動

表2-2は所得の相対不平等度 (Gini 係数, 変動係数 CV, Theil, Atkinson, 平均

14) 大竹 (1994), 吉岡 (2008)。

15) 分散が絶対測度として望ましい性質をもつことについては, Chakravarty and Tyagarupananda (1998) を参照のこと。

対数偏差 *MLD*) の計測結果である<sup>16)</sup>。表2-2のほとんどの相対不平等測度によると、不平等度は1980年代中期頃から2000年代後期頃(2008)まで上昇傾向にあり、2010年代は高止まりのようである。例えば、Gini 係数、Theil 測度および Atkinson 測度の変動を示す図2-4を参照のこと。また、最近の10年間の相対不平等測度の変動を示す図2-5も参照のこと。2015年までの約3年間における変動は絶対不平等度と相対不平等度とでは逆になっている。

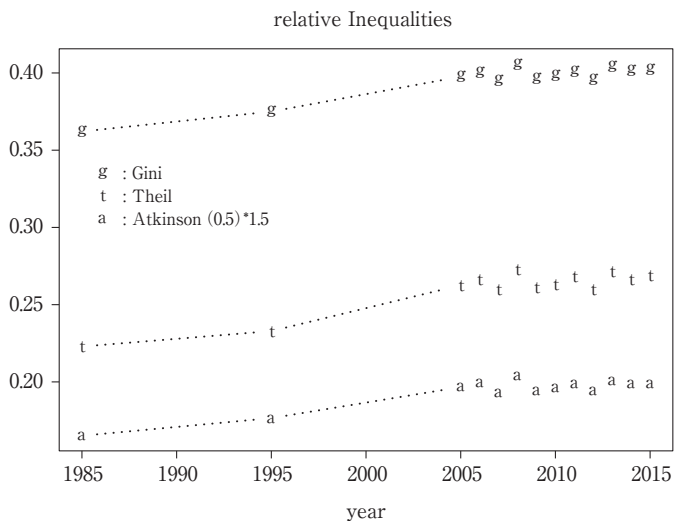
表2-2 相対不平等度の時系列

所得年	ジニ係数	変動係数	Atkinson (0.5)	Theil	平均対数偏差
1985	0.3621	0.7247	0.1101	0.2229	0.2482
1995	0.3750	0.7177	0.1177	0.2329	0.2733
2005	0.3976	0.7744	0.1311	0.2626	0.3039
2006	0.4004	0.7820	0.1330	0.2666	0.3096
2007	0.3950	0.7735	0.1289	0.2596	0.2961
2008	0.4056	0.7907	0.1360	0.2728	0.3169
2009	0.3967	0.7762	0.1296	0.2613	0.2972
2010	0.3984	0.7769	0.1309	0.2632	0.3020
2011	0.4012	0.7889	0.1328	0.2682	0.3052
2012	0.3958	0.7715	0.1295	0.2600	0.2989
2013	0.4040	0.7946	0.1341	0.2713	0.3077
2014	0.4020	0.7790	0.1325	0.2663	0.3047
2015	0.4022	0.7913	0.1328	0.2690	0.3037

(資料) 表2-1に同じ。

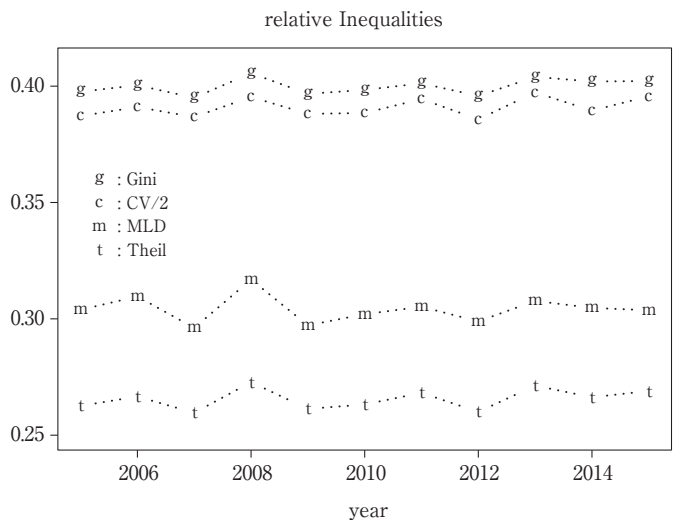
16) Theil 測度と *MLD* は一般化エントロピー測度の特別の場合であり (Bourguignon, 1979, Cowell, 1980), これらを含む相対不平等測度については, Atkinson (1970) や Lambert (2001) などを参照のこと。

図2-4 ジニ係数, Theil 測度及び Atkinson 測度の変動



(資料) 表2-2により作成。

図2-5 ジニ係数, 変動係数, 平均対数偏差及び Theil 測度の最近の変動



(資料) 図2-4に同じ。

### 2.3 中間不平等度の変動

表2-3は Bossert and Pfingsten (1990) 型のパラメータを含む中間ジニ係数の計測結果である。この3種の中間ジニ  $G_{io}$  の変動 (図2-6) と Gini を含む3種の相対測度の変動 (図2-4) は大筋では同じで、つまり、1980年代中期頃から2000年代中期頃まで上昇し、それ以降2015頃まで高止まりの状況である。しかし、ジニ係数を含む3種の絶対測度 (Gini, Kolm,  $SD$ ) の変動 (表2-1) は上記の相対測度と中間測度の変動と異なる。表2-4は Subramanian (2015) 中間ジニ係数と Krtscha (1994) 中間不平等測度の計測結果である。この2つの測度は単位-整合性を満たし絶対測度と相対測度との積の形式なので、解釈し易い。図2-7にみるように、この2つの中間測度は1980年代中期頃から1990年代中期頃まで上昇し、それ以降2015年頃まで高止まりの状況である。この中間測度の時系列変動のうち1990年代中期頃まで上昇する点は絶対測度の変動に似ている。このように中立測度のなかには、左派測度と似た時系列変動をするのもあれば、右派測度と似た時系列変動をするものもあることに留意すべきである。

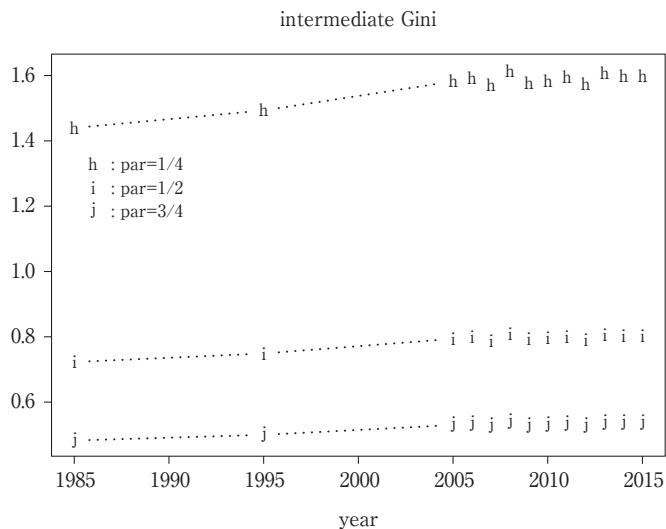
表2-3 中間ジニ係数 a の時系列

所得年	パラメータ1/4	パラメータ1/2	パラメータ3/4
1985	1.4396	0.7227	0.4825
1995	1.4932	0.7489	0.4997
2005	1.5820	0.7938	0.5298
2006	1.5932	0.7994	0.5336
2007	1.5715	0.7886	0.5264
2008	1.6136	0.8097	0.5405
2009	1.5782	0.7920	0.5286
2010	1.5848	0.7953	0.5309
2011	1.5961	0.8009	0.5346
2012	1.5744	0.7901	0.5274
2013	1.6069	0.8065	0.5383
2014	1.5991	0.8025	0.5357
2015	1.6000	0.8029	0.5359

(資料) 表2-1に同じ。

(注) a: Bossert and Pfingsten (1990).

図2-6 中間ジニ係数 a の変動



(資料) 表2-3により作成。

(注) a: Bossert and Pfingsten (1990).

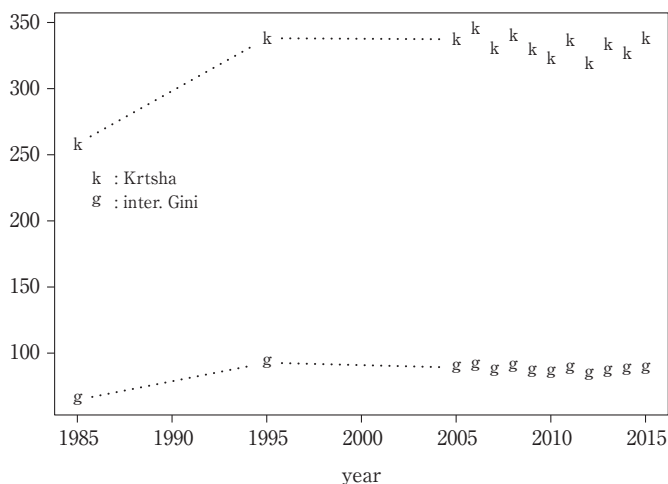
表2-4 単位一整合性を満たす中間不平等測度の時系列

所得年	中間ジニ係数 a	Krtscha 中間測度
1985	64.70	258.3
1995	92.75	338.1
2005	89.11	337.3
2006	90.86	345.5
2007	86.80	330.5
2008	90.07	340.5
2009	86.50	329.7
2010	85.38	323.1
2011	88.24	336.9
2012	84.16	319.3
2013	86.32	333.9
2014	87.57	326.8
2015	88.29	338.6

(資料) 表2-1に同じ。

(注) a: Subramanian (2015).

図2-7 Krtsha 中間測度と中間ジニ係数 a の変動  
intermediate Inequalities



(資料) 表2-4により作成。

(注) a : Subramanian (2015).

### 3. 貧困測度

#### 3.1 貧困原理

$x_i$  で個人  $i$  の所得を表し、所得ベクトル  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_+^n$  と貧困線  $z > 0$  が与えられたとき、

$$P(x, z): R_+^{n+1} \rightarrow R^1.$$

を貧困測度という。貧困測度をその性質によって、おおきく2つに分けると、次のように「絶対不変性」を満たす絶対測度と「相対不変性」を満たす相対測度とに分類される<sup>17)</sup>。

絶対不変測度；

$$P(x, z) = P(x + c \cdot 1^n, z + c).$$

17) Blackorby and Donaldson (1980).

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,  $c$  はスカラーをそれぞれ表す。

相対不変測度:

$$P(x,z) = P(cx,cz), c > 0.$$

Sen (1976) による貧困測度への公理的アプローチ以降, 多数の貧困原理が検討されている。例えば, Zheng (1997) は貧困研究においてしばしば取り上げられる貧困に関する諸原理を多数検討し, その内最も基本的な8つの原理を第1グループとそれに付随して次に重要で合理的な8つの原理を第2グループとに区分している。ここでは, 本稿で実際の計測に採用される測度に関連した主要な原理を列挙しておく<sup>18)</sup>。

(F) Focus (焦点性) 原理

(S) Symmetry (対称性) 原理

(M) Monotonicity (単調性) 原理

(WT) Weak Transfer (弱移転性) 原理

(RI) Replication Invariance (複製不変性) 原理

(WTS) Weak Transfer Sensitivity (弱移転感応性) 原理

## 3.2 貧困測度

### (1) 相対貧困測度

相対貧困測度についてはよく知られているので, 本稿で採用される5種の相対貧困測度(貧困率, 貧困ギャップ比, Sen 測度, Watts 測度, FGT 測度)の定義式やその性質については, Watts (1968), Sen (1976), Foster et al. (1984), 吉岡 (2006)などを参照のこと。

---

18) 詳しくは Sen (1976), Kakwani (1980), Chakravarty (1983), Donaldson and Weymark (1986)などを参照のこと。



## (2) 絶対貧困測度

絶対貧困測度はほとんど利用されない<sup>19)</sup>、ここでその定義式とその性質を明らかにしておく。

### 1. 絶対型 FGT 測度

Foster and Shorrocks (1991) は絶対貧困測度の例として、 $z^\alpha$  FGT ( $\alpha$ ) を取り挙げ検討している<sup>20)</sup>ので、これを FGT $\alpha$  ( $\alpha$ ) と書き「絶対型 FGT 測度」と呼ぶことにする<sup>20)</sup>。

$$\text{FGT}\alpha(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_i^q (z - x_i)^\alpha, \alpha > 1.$$

ここに、 $q$  は貧困者数である。この測度は  $\alpha > 1$  のとき、(F)、(S)、(M)、(RI) および (WT) が満たされ、 $\alpha > 2$  のとき、(F)、(S)、(M)、(RI)、(WT) および (WTS) のすべての原理が満たされる。また、この測度においては、相対型の場合と同じように  $\alpha$  の値が大きくなるにつれて、貧困の要約時に極貧層ほどその所得ギャップが強調される。

### 2. Kolm-Zheng 測度<sup>21)</sup>

$$\text{KZ}(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_i^q \exp(\gamma(z - x_i)) - 1, \gamma > 0.$$

この測度は (F)、(S)、(M)、(RI)、(WT) および (WTS) のすべての原理を満たしている。また、この測度においては、パラメータ  $\gamma$  の値が大きくなるにつれて、貧困の要約時に極貧層ほどその所得ギャップが強調される。

## 4. 貧困測度の変動

### 4.1 相対貧困度の変動：1975-2015

所得格差との関連の強い貧困度の時系列変動を概観するために、まず5種の相

19) 例外的に、吉岡 (2010) において利用されている。

20) Atkinson (1992) や Ebert and Moyes (2002) など所得ギャップの一般化としてこの測度を取り挙げ検討している。

21) Zheng (2000) において絶対的不平等の Kolm 測度 (1976) が参考にされて提示された貧困測度なので、Kolm-Zheng 測度と呼ぶことにする。

対貧困測度（貧困率、貧困ギャップ比、Sen 測度、Watts 測度、FGT 測度）が採用される。表4-1はその5種の相対貧困度の計測結果である。5種類の貧困測度の時系列変動はほぼ同じで、1970年代中期頃から2000年代中期頃まで上昇傾向にあり、それ以降2015年頃まで低下している（図4-1）。2000年代中期頃まで上昇傾向にある点は、相対不平等測度や Bossert and Pfingsten 型中間不平等測度の変動に似ており、それ以降2015年頃まで低下している点は、絶対不平等測度や Subramanian 中間ジニ係数および Krtscha 中間不平等測度の変動に似ている。

表4-1 相対貧困度の時系列

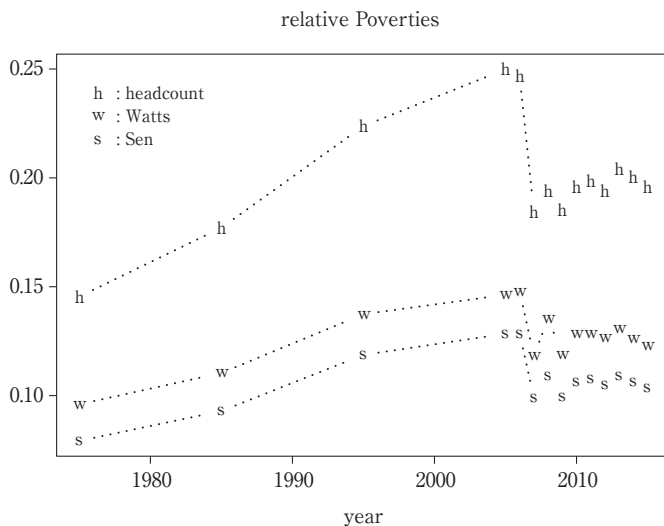
貧困線=median/2

所得年	貧困率	貧困ギャップ比	Sen	Watts	FGT (2.0)
1975	0.1455	0.0617	0.0792	0.0960	0.0333
1985	0.1771	0.0725	0.0929	0.1104	0.0377
1995	0.2238	0.0865	0.1187	0.1374	0.0480
2005	0.2499	0.0932	0.1284	0.1463	0.0507
2006	0.2466	0.0923	0.1285	0.1479	0.0516
2007	0.1843	0.0777	0.0989	0.1182	0.0410
2008	0.1938	0.0852	0.1090	0.1354	0.0472
2009	0.1853	0.0778	0.0995	0.1190	0.0412
2010	0.1956	0.0833	0.1065	0.1285	0.0447
2011	0.1987	0.0846	0.1077	0.1287	0.0450
2012	0.1942	0.0819	0.1050	0.1265	0.0438
2013	0.2040	0.0854	0.1094	0.1308	0.0453
2014	0.2006	0.0832	0.1066	0.1263	0.0437
2015	0.1959	0.0812	0.1038	0.1228	0.0425

(資料) 表2-1に同じ。

(注) median：標本中央値。

図4-1 貧困率、Watts 測度及び Sen 測度の変動



(資料) 表4-1により作成。

#### 4.2 絶対貧困度の変動：1975-2015

絶対貧困測度は所得ギャップの絶対値を評価し、通常の相対貧困測度は所得ギャップの相対値を評価する。したがって、前者は分配全体の平均所得（中央値）に左右されるが、後者は平均所得に左右されない。そこで、絶対貧困度の計測の際に、消費者物価指数で調整された計測結果が表4-2である<sup>22)</sup>。2種類の絶対貧困測度（絶対型 FGT, Kolm-Zheng 測度）の時系列変動はほぼ同じで、1970年代中期頃から1990年代中期頃まで上昇傾向にあり、それ以降2015年頃まで低下している（図4-2）。絶対貧困度の変動は相対貧困度の時系列変動に似ているが、相違は低下に転じた時点であり、相対貧困度の転換時点は2000年代中期頃である。

絶対貧困測度の時系列変動は絶対不平等度の変動とほぼ同じである。つまり我

22) 吉岡（2010）における表2-1内のKolm-Zheng絶対貧困度は、定義式通りの計算では微小値（1.0E-5）になるので、その貧困度にそれぞれの標本数（6.5E+3 ~1.0E+4）を乗じた結果である。本稿ではそれへの対処としてパラメータ値が旧稿の計算時よりも10倍に設定されている。

が国の最近の約40年間では、絶対測度は不平等でも貧困でも平均値に連動しているといえる。この絶対測度と平均所得との関係は前者の短所でなく長所であるという見解もある<sup>23)</sup>。

表4-2 絶対貧困度の時系列

貧困線=median/2

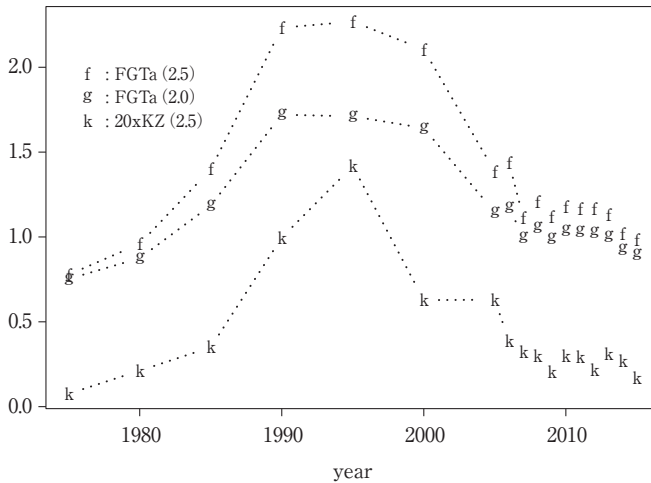
所得年	FGTa(2.0)	FGTa(2.5)	Kolm-Zheng(2.0)	Kolm-Zheng(2.5)
1975	0.7527	0.7778	0.0018	0.0038
1980	0.8750	0.9593	0.0043	0.0106
1985	1.1855	1.3989	0.0061	0.0175
1990	1.7206	2.2330	0.0143	0.0498
1995	1.7109	2.2692	0.0194	0.0709
2000	1.6415	2.1049	0.0098	0.0314
2005	1.1450	1.3844	0.0108	0.0315
2006	1.1738	1.4359	0.0066	0.0193
2007	0.9969	1.1153	0.0063	0.0161
2008	1.0580	1.2043	0.0058	0.0148
2009	0.9943	1.1156	0.0040	0.0102
2010	1.0377	1.1757	0.0057	0.0148
2011	1.0339	1.1634	0.0056	0.0146
2012	1.0287	1.1663	0.0041	0.0107
2013	1.0045	1.1319	0.0059	0.0154
2014	0.9246	1.0195	0.0053	0.0135
2015	0.9005	0.9856	0.0034	0.0086

(資料) 表2-1に同じ。

(注) median:標本中央値。

23) Bandyopadhyay (2018) によると、グローバルな所得不平等の研究分野における絶対型 Gini 係数は平均所得に連動するので、絶対型 Gini 係数は時間依存分析においては、相対型 Gini 係数よりも信頼できる不平等測度である。

図4-2 絶対型 FGT 及び Kolm-Zheng 測度の変動  
absolute Poverties



(資料) 表4-2により作成。

(注) KZ : Kolm-Zheng 測度

## おわりに

分配の不等等と所得に関連付けられた貧困には、絶対概念と相対概念とがあり、さらに前者には中間概念もあり、これらの概念は当然理論的に異なっている。本稿では、我が国の所得データを用いて、絶対不平等度と相対不平等度と中間不平等度の時系列変動の異同と絶対貧困度と相対貧困度の時系列変動の異同とが次のように明らかにされた。

絶対不平等度（絶対型 Gini 係数、Kolm 測度、標準偏差）は、1980年代中期頃から1995年頃まで上昇し、それ以降2010年代前期頃まで低下している。

平均所得の時系列変動もこの期間は絶対不平等度の変動とほぼ同様である。

相対不平等度（相対型 Gini 係数、変動係数、Theil 測度、Atkinson 測度、平均対数偏差）のほとんどは、1980年代中期頃から2000年代後期頃まで上昇傾向にあり、2010年代は高止まりのようである。

中間不平等度の中で、Bossert and Pfingsten (1990) 型のパラメータを含む中間 Gini 係数の変動は、通常の Gini 係数を含む 3 種の相対測度の変動とほぼ同様で、1980年代中期頃から2000年代中期頃まで上昇し、それ以降2015頃まで高止まりの

状況である。

Subramanian (2015) 中間 Gini 係数と Krtscha (1994) 中間不平等測度は、1980年代中期頃から1990年代中期頃まで上昇し、それ以降2015年頃まで高止まりの状況である。この中間測度の時系列変動のうち1990年代中期頃まで上昇する点は絶対測度の変動に似ており、それ以降2015年頃まで高止まりの状況である点は相対測度の変動に似ており、この2つの測度が理論的に「折衷測度」といわれる点を実証的にも示している。絶対測度によっても相対測度によっても1990年代中期頃までの不平等の上昇は確かなようである。

相対貧困度（貧困率、貧困ギャップ比、Sen 測度、Watts 測度、FGT 測度）は、1970年代中期頃から2000年代中期頃まで上昇傾向にあり、それ以降2015年頃まで低下している。相対貧困度が2000年代中期頃まで上昇傾向にある点は、相対不平等測度や Bossert and Pfingsten 型中間不平等測度の変動に似ており、それ以降2015年頃まで低下している点は、絶対不平等測度や Subramanian 中間 Gini 係数および Krtscha 中間不平等測度の変動に似ている。

絶対貧困度（絶対型 FGT、Kolm-Zheng 測度）は1970年代中期頃から1990年代中期頃まで上昇傾向にあり、それ以降2015年頃まで低下している。絶対貧困測度の時系列変動は絶対不平等度の変動とほぼ同じである。つまり我が国の最近の約40年間では、絶対測度は不平等でも貧困でも平均所得に連動しているといえる。

以上のように、不平等の3つの概念は理論的に著しく異なる上に、時系列変動という実証面でも異同があるので、格差の実証研究においては3つの概念を採用し、それによる実証結果を比較すべきであるが、すくなくとも「公正な折衷測度」といわれる中間・中立測度が選択されるべきであろう。中間概念以外を選ぶ場合は、その理由を明らかにし、研究を進めることが望ましい<sup>24)</sup>。また貧困の場合も同様に、貧困の2つの概念のどちらを採用するかの価値判断を提示することが望ましい。

次に分配の格差の全順序による評価が問題であろう。本稿で採用された不平等測度は基数型であり、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

---

24) Milanovic (2016) は、不平等の相対概念を支持する理由を4つ論じ、それが保守主義 (conservative) であることを理由の1つにしている。

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、擬順序を全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。したがって、不平等の評価においては、擬順序を採用することが望ましい<sup>25)</sup>。

#### 参考文献

- Amiel, Y. and Cowell, F. (1992). Measurement of Income Inequality: Experimental Test by Questionnaire, *Journal of Public Economics*, 47, 3-26.
- Amiel, Y. and Cowell, F. (1999). *Thinking about Inequality: Personal Judgment and Income Distributions*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Anand, S. and Segal, P. (2015). The Global Distribution of Income, in A. B. Atkinson and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution, Volume 2A*, Amsterdam: Elsevier, ch.11.
- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Atkinson, A. B. (1992). Measuring Poverty and Differences in Family Composition, *Economica*, 59, 1-16.
- Atkinson, A. B. and Brandolini, A. (2004). *Global World Income Inequality: Absolute, Relative or Intermediate?* Paper presented at the 28th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, 22-28 August, Cork, Ireland, and at the 4th International Conference on the Capability Approach: Enhancing Human Security, 5-7 September, Pavia, Italy.
- Bandyopadhyay, S. (2018). The Absolute Gini is a More Reliable Measure of Inequality for Time Dependent Analyses (compared with the relative Gini), *Economics Letters*, 162, 135-139.
- Beckman, S., Cheng, D., Formby, J. P., and Smith, W. J. (1994). Preferences for Income Distributions and Redistributions: Evidence from Experiments with Real Income at Stake, Technical report, University of Colorado at Denver and University of Alabama.
- Blackorby, C. and Donaldson, D. (1980). Ethical Indices for the Measurement of Poverty, *Econometrica*, 48, 1053-1062.
- Bossert, W. and Pfingsten, A. (1990). Intermediate Inequality, *Mathematical Social Science*, 19, 117-134.
- Bourguignon, F. (1979). Decomposable Income Inequality Measures, *Econometrica*, 47, 901-920.
- Chakravarty, S. R. (1983). A New Index of Poverty, *Mathematical Social Sciences*, 6, 307-313.
- Chakravarty, S. R. (1990). *Ethical Social Index Numbers*, New York: Springer Verlag.
- Chakravarty, S. R. (2015). *Inequality, Polarization and Conflict*, New York: Springer Verlag.
- Chakravarty, S. R. and Tyagarupananda, S. (1998). The Subgroup Decomposable Absolute Indices of Inequality, in S. R. Chakravarty et al. (eds.), *Quantitative Economics*, Calcutta: Allied Publishers, ch.11.

---

25) 同様の主張は Sen (1973, ch.1), Chakravarty (1990, ch.1), 吉岡 (1999) などを参照のこと。また、不平等の評価に擬順序を採用した実証研究に吉岡 (1991, 2007) があり、貧困の評価に擬順序を採用した実証研究に吉岡 (2006a) がある。

- Chakravarty, S. R. and Tyagarupananda, S. (2009). The Subgroup Decomposable Intermediate Indices of Inequality, *Spanish Economic Review*, 11, 83-97.
- Cowell, F. (1980). On the Structure of Additive Inequality Measures, *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.
- Dalton, H. (1920). The Measurement of the Inequality of Incomes, *Economic Journal*, 30, 348-361.
- Del Rí'o, C. and Ruiz-Castillo, J. (2000). Intermediate Inequality and Welfare, *Social Choice and Welfare*, 17, 223-239.
- Del Rí'o, C. and Ruiz-Castillo, J. (2001). Intermediate Inequality and Welfare, The Case of Spain, 1980-81 to 1990-91, *Review of Income and Wealth*, 47, 221-37.
- Donaldson, D. and Weymark, J. A. (1986). Properties of Fixed Population Poverty Indices, *International Economic Review*, 27, 667-688.
- 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.
- Ebert, U. (1997). Absolute Inequality Indices and Equivalence Differences, *Research on Economic Inequality*, 7, JAI Press, 131-152.
- Ebert, U. and Moyes, P. (2002). An Simple Axiomatization of the Foster, Greer and Thorbecke Poverty Orderings, *Journal of Public Economic Theory*, 4, 455-473.
- Foster, J. E., J. Greer and Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-766.
- Foster, J. E. and Shorrocks, A. F. (1991). Subgroup Consistent Poverty Indices, *Econometrica*, 59, 687-709.
- Goda, T. (2016). Global Trends in Relative and Absolute Income Inequality, *Ecos de Economia*, 20, 46-69.
- Greenstein, J. (2017). Unequal Inequalities Revisited, Seventh ECINEQ Meeting, July, 19, NYC.
- Harrison, E. and Seidl, C. (1994). Perceptual Inequality and Preferential Judgements: An Empirical Examination of Distributional Judgements, *Public Choice*, 19, 61-81.
- Kakwani, N. C. (1980). On a Class of Poverty Measures, *Econometrica*, 48, 437-446.
- Kayet, A. and Mondal, D. (2017). Measures of Economic Inequality: Relative or Absolute? An Analysis in Indian Context, *Scholars Journal of Arts, Humanities and Social Sciences*, 5(8C), 1012-1019.
- Kolm, S. Ch. (1969). The Optimal Production of Social Justice, in J. Margolis and H. Guitton (eds.), *Public Economics*, London: Macmillan, 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.
- Krtscha, M. (1994). A New Compromise Measure of Inequality, in W. Eichhorn (ed.), *Models and Measurement of Welfare Inequality*, Heidelberg: Springer-Verlag, 111-120.
- 倉林義正・八東厚生 (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.
- Lambert, P. J. (2001). *The Distribution and Redistribution of Income (third ed.)*, Manchester: Manchester University Press.
- Milanovic, B. (2016). *Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Moyes, P. (1987). A New Concept of Lorenz Domination, *Economics Letters*, 23, 203-207.
- Niño-Zarazúa, M., Roope, L. and Tarp, F. (2017). Global Inequality: Relatively Lower, Absolutely Higher, *Review of Income and Wealth*, 63, 661-684.



- 大竹文雄 (1994). 1980年代の所得・資産分配 『季刊理論経済学』 45 (5), 385-402.
- Ravallion, M. (2004). Competing Concepts of Inequality in the Globalization Debate, *Policy Research*, no. 3243, Washington, DC: World Bank.
- Seidl, C. and Pfingsten, A. (1997). Ray Invariant Inequality Measures, *Research on Economic Inequality*, 7, JAI Press, 107-129.
- Sen, A. K. (1973). *On Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press.
- Sen, A. K. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement, *Econometrica*, 44, 219-231.
- Shorrocks, A. F. (1983). Ranking Income Distributions, *Economica*, 50, 3-17.
- Subramanian, S. (2015). Assessing Inequality in the Presence of Growth: An Expository Essay, *Review of Black Political Economy*, 42, 179-199.
- Subramanian, S. and Jayaraj, D. (2013). The Evolution of Consumption and Wealth Inequality: A Quantitative Assessment, *Journal of Globalization and Development*, 4, 253-281.
- 橋木俊昭・八木匡 (1994). 所得分配の現状と最近の推移 石川経夫編『日本の所得分配と富の分配』東京大学出版会 第1章.
- Watts, H. (1968). An Economic Definition of Poverty, in D. P. Moynihan (ed.), *On Understanding Poverty*, New York : Basic Books, 316-329.
- 吉岡慎一 (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.
- 吉岡慎一 (1989). イギリスと日本における所得分配と社会保障 『西南学院大学経済学論集』 24 (2), 171-205.
- 吉岡慎一 (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.
- 吉岡慎一 (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.
- 吉岡慎一 (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.
- 吉岡慎一 (2006a). 日本における貧困の計測 : 確率優越と貧困曲線 『西南学院大学経済学論集』 41 (3), 147-167.
- 吉岡慎一 (2007). 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 『西南学院大学経済学論集』 42 (1・2), 127-150.
- 吉岡慎一 (2008). 絶対的及び相対的所得不平等度の要因分解 『西南学院大学経済学論集』 43 (3), 69-105.
- 吉岡慎一 (2010). 貧困の絶対測度と相対測度の計測 - Kolm- Zheng 型と FGT 型 - 『西南学院大学経済学論集』 44 (2・3), 115-140.
- 吉岡慎一 (2014). 貧困及び不平等測度の要因分解と世帯構成の変化 『西南学院大学経済学論集』 48 (3・4), 251-274.
- 吉岡慎一 (2017). 所得分極度と中間層の変動 『西南学院大学経済学論集』 52 (2・3), 21-41.
- Zheng, B. (1997). Aggregate Poverty Measures, *Journal of Economic Surveys*, 11, 123-162.
- Zheng, B. (2000). Poverty Orderings, *Journal of Economic Surveys*, 14, 427-467.
- Zheng, B. (2004). On Intermediate Measures of Inequality, *Research on Economic Inequality*, 12, JAI Press, 135-157.
- Zheng, B. (2007). Unit-consistent Decomposable Inequality Measures, *Economica*, 74, 97-111.