

# 2000年代の所得不平等度と貧困度の推移

— JGSS と官庁統計 —

吉 岡 慎 一

はじめに

1. 所得分布型の比較
2. 不平等度の時系列変動
3. 貧困度の時系列変動
4. JGSS の所得データとしての検討
  - 4.1 密度関数および分布関数の比較
  - 4.2 所得分布のモデルによる比較
  - 4.3 等価所得分配の比較
  - 4.4 家族人数分布の違い

おわりに 参考文献

補論 Weibull 分布と不平等性

## はじめに

我が国には世帯の所得分配を調べるための官庁統計として、『家計調査』、『全国消費実態調査』、『所得再分配調査』、『国民生活基礎調査』など僅かながら存在するが、これらはその分配状況を詳細に分析することを直接の目的にした統計調査ではない。さらに所得の性格上、その個票データを入手するのが困難なために、全世帯に関する所得分配の大まかな時系列比較はできても細かな分析は難しい。これにたいし、容易に入手できる個票データとしてのJGSS<sup>1)</sup>には個人所得に関する情報が豊富にあるが、世帯所得に関する情報は少ないものの、工夫しだいでは全世帯に関する年間所得や等価年間所得などの分配データを作

成することができる。

今日の少子高齢化社会を理解するためには、高齢者層、単身者層、低所得層などの情報を十分に保持する資料が必要なので、本稿ではそのような層のカバーの割合が他の官庁資料に比べて高いといわれる『国民生活基礎調査』とJGSSの世帯所得の分配の比較が試みられる<sup>2)</sup>。JGSSの世帯所得は、面接調査における19所得階級のどこに属すのかへの回答に基づいており、本稿では夫々の所得階級の代表値として中央値が利用されるので、まずは『国民生活基礎調査』と同様の集計データとして処理され、それが所得分配データとなる。それにより年間所得の分配の絶対的不平等度、相対的不平等度、相対的貧困度などが計測され、『国民生活基礎調査』から得られる集計データによる諸測度の2000年代における計測結果との比較が試みられる。

分配に関する実証研究では、よく知られたジニ係数などが多用されるように相対的不平等を計ることがほとんどだが、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するときに、不平等性に変化がないと判断するのが相対不変測度であり、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不変測度である。不平等性を「不公平」に取り扱うべきではないというKolm(1976, 1976a)の論調に従って、本稿では不平等の相対概念と絶対概念とが「公平」に取り上げられる。

## 1. 所得分布型の比較

本稿で主に取り上げられる世帯所得は、JGSSと厚生労働省『国民生活基礎

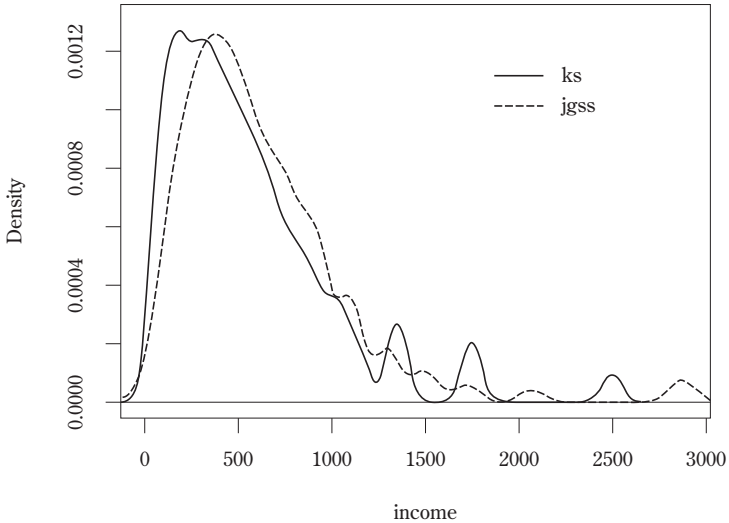
---

1) [謝辞]日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2008年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫, 代表幹事: 岩井紀子, 副代表幹事: 保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブがデータの作成と配布を行っている。当該研究所による個票データの提供に深く感謝いたします。

2) 篠崎(2008)によると、JGSSは『家計調査』および『全国消費実態調査』よりも低所得層の割合が高い。

図 1 - 1 推定密度関数2005年

Estimated density 2005



(資料)『国民生活基礎調査』(2006)及びJGSS(2006)により推定・作成。

調査』(以下、『国生調査』ksと略す場合がある)共に、調査前年の税引き前の年間所得であり<sup>3)</sup>、調査対象は共に全世帯で、したがって単身世帯や農林漁業世帯が含まれている。2005年所得の分布型を2つの資料(jgssとks)で比較するために、正規型カーネルで各々の密度関数を推定した結果が図1-1<sup>4)</sup>である<sup>5)</sup>。この図によると、所得データに関する限り、『国生調査』のほうがJGSSよりも低所得層の人口比が高く、後で確認されるが、これに関連して平均値も中央値もJGSSのほうが大きい。次のことも後で確認されるが、JGSSのほうが分布の広がりが大きく、絶対的不平等が大きいことを示唆している。特に、

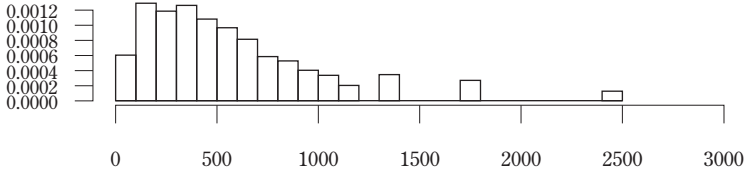
3) したがって、例えば2005年所得というとき、2006年調査から得られるデータのことである。

4) ks(標本数;6227,バンド幅;52.7),jgss(標本数;2889,バンド幅;68.2)。

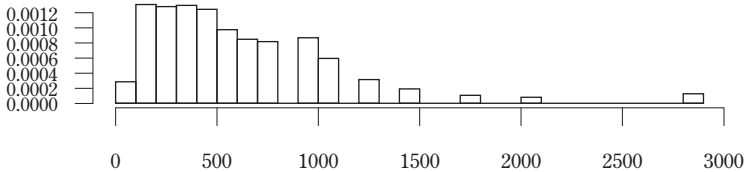
5) 最高所得階級の開端区間の代表値として、両資料共に開端区間の始点の1.25倍が採用されている。吉岡(2010)の補論において、所得階級の上層部に「一般化パレート分布」を仮定することによって、最上部の開端区間を一樣分布とみなしてよいことが示されている。

図1-2 ヒストグラム2005年

ksHistogram 05



kgssHistogram 05



income

(資料) 図1-1に同じ。

ヒストグラム (図1-2) で比較すると、『国生調査』では中央値以降の度数の減少がJGSSよりも速く、相対的不平等がJGSSよりも大きいことを示唆している。

## 2. 不平等度の時系列変動<sup>6)</sup>

『国生調査』における世帯の年間所得の相対的不平等度の推移を示した表2-1によると、ジニ係数、Theil (1967) 測度、Atkinson (1970) 測度および

6) 本稿で用いられた不平等測度の定義式およびその性質については、Chakravarty (1990), Cowell (1995)などを参照。

表 2-1 『国生調査』による相対的不平等度

所得の単位；万円

所得年	ジニ係数	Atkinson0.5	Theil 測度	変動係数	推定平均所得	推定中央値
1999	0.3955	0.1286	0.2584	0.7656	621.4	525.0
2000	0.3962	0.1297	0.2595	0.7657	610.8	525.0
2001	0.3971	0.1296	0.2594	0.7633	599.0	475.0
2002	0.3990	0.1317	0.2630	0.7695	588.1	475.0
2003	0.3908	0.1264	0.2521	0.7513	580.0	475.0
2004	0.4030	0.1339	0.2668	0.7719	581.2	475.0
2005	0.3969	0.1295	0.2609	0.7727	562.2	475.0
2006	0.3987	0.1306	0.2636	0.7770	564.9	475.0
2007	0.3950	0.1280	0.2591	0.7739	553.0	425.0

(資料) 厚生労働省『国民生活基礎調査』各年版の相対分布により計測。

表 2-2 JGSS による相対的不平等度

所得の単位；万円

所得年	ジニ係数	Atkinson0.5	Theil 測度	変動係数	推定平均所得	推定中央値
1999	0.3536	0.1085	0.2065	0.6786	687.2	600.0
2000	0.3593	0.1122	0.2112	0.6813	656.7	600.0
2001	0.3769	0.1270	0.2270	0.7349	615.8	500.0
2002	0.3776	0.1231	0.2312	0.7305	583.4	500.0
2004	0.4047	0.1451	0.2631	0.7953	587.3	500.0
2005	0.3536	0.1065	0.2103	0.7096	622.3	500.0
2007	0.3582	0.1090	0.2156	0.7206	601.1	500.0

(資料) JGSS 各年版の度数分布により計測。

変動係数の推移はほとんど同じで、2000年代の相対的不平等度は2004年頃まで若干上昇し、それ以降、若干低下している。『国生調査』を用いた吉岡（2007, 2008）において、我が国の全世帯の所得分配の相対的不平等度が1980年代初頭頃から2004年頃まで上昇傾向にあることが明らかにされており、本稿での計測結果はその論述を補強している。しかし、相対的不平等度の上昇が2000年代に停止したのか、あるいは低下傾向に転じたのかどうかは今後の検討課題である。

JGSS の場合、世帯所得の相対的不平等度の推移を示した表 2-2 によると、2000年代の不平等測度は2004年頃まで上昇傾向にあり、2005年に一時的に低下しているように、『国生調査』による不平等の推移とほぼ同じである。但し、JGSS による不平等の推移のほうが、『国生調査』による不平等の推移よりも強

表 2－3 JGSS による絶対的不平等度

所得の単位；万円

所得年	Kolm0.5	Kolm1.0	分散	実質平均所得
1999	2.592	3.661	20.22	663.0
2000	2.520	3.539	18.94	639.0
2001	2.425	3.415	19.76	605.0
2002	2.253	3.146	17.91	579.0
2004	2.493	3.417	21.64	585.0
2005	2.270	3.206	19.50	622.0
2007	2.164	3.054	18.61	599.0

(資料) 表 2－2 に同じ。

(注) 絶対不平等度は実質所得から計測。

い傾向が窺える。また、『国生調査』による不平等度の値のほうが JGSS による不平等度よりもほぼ常に大きく、ヒストグラム (図 1－2) の示唆に対応している。さらに、このことは『国生調査』データのほうが JGSS データよりも低所得層の人口比が高いことに関連している。

絶対測度は所得の比率ではなく差を問題にするので、平均所得の影響をうける。そこで、その影響を除去するために消費者物価指数で調整した実質所得 (JGSS) から計測された絶対的不平等度等の推移を示した表 2－3 によると、2000年代、実質所得は2005年頃の一時的な上昇を除き低下傾向にあり、絶対的不平等測度としての Kolm (1976) 測度は2004年頃の一時的な上昇を除き低下傾向にある。実質所得と Kolm 測度の変動に1年間ほどのラグがあるようだが、推移はほとんど同じである。絶対的不平等測度としての分散<sup>7)</sup>の変動は、実質所得の変動と密接な関係にはないようだが、2004年頃の一時的な上昇を除き、やや低下している。JGSS による実質所得指数<sup>8)</sup>と絶対測度の推移を示した図 2－1 で上のことが確認される。

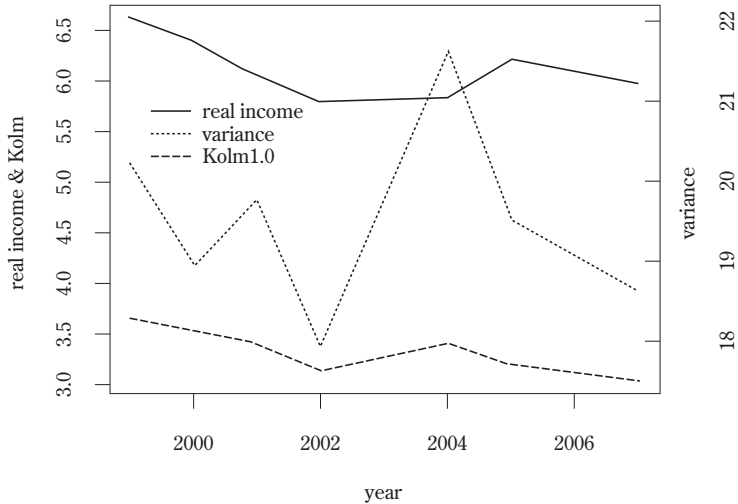
『国生調査』を利用して計測された絶対的不平等度等の推移を示した表 2－4 によると、『国生調査』の実質所得も2000年代を通じて低下傾向にあり、また『国生調査』の実質所得は JGSS の実質所得よりも常に低い。このことも、

7) 分散が絶対的不平等測度として望ましい性質をいくつかもっていることについては、Chakravarty=Tyagarupananda (1998) および Chakravarty (2001) を参照。

8) 2005年物価指数を100として計算。

図 2-1 実質所得と絶対不平等度

real income &amp; absolute inequalities



(資料) 表 2-3 により作成。

表 2-4 『国生調査』による絶対的不平等度

所得の単位；万円

所得年	Kolm0.5	Kolm1.0	分散	消費者物価指数	実質平均所得
1999	2.453	3.307	21.04	103.7	604.0
2000	2.436	3.297	20.70	102.8	600.0
2001	2.405	3.248	20.17	101.8	591.0
2002	2.400	3.249	20.19	100.7	585.0
2003	2.309	3.153	18.83	100.4	577.0
2004	2.401	3.233	19.96	100.4	578.0
2005	2.234	3.036	18.87	100.0	564.0
2006	2.247	3.049	19.25	100.3	565.0
2007	2.145	2.926	18.17	100.4	554.0

(資料) 表 2-1 に同じ。

- (注) 1. 絶対不平等度は実質所得から計測。  
 2. 物価指数は帰属家賃を除く総合消費者物価指数。

『国生調査』データのほうがJGSSデータよりも低所得層の割合が高いことを示唆している。両資料から計測された絶対的不平等測度としてのKolm測度は、共に2000年代を通じて低下傾向にある。したがって、両資料ともにKolm測度と実質所得とが同様の低下傾向を示していることを明らかにしている。JGSSにおける、2004年所得分布にくらべた場合の2005年所得分布の実質平均所得および名目平均所得の急上昇は、所得分布データの構成の急激な変化を示唆しており、この点は第4節で検討される。

絶対的不平等測度としての分散は、『国生調査』の場合2004年頃の一時的な上昇を除き、2000年代を通じて低下傾向にあり、JGSSによる分散は、『国生調査』の場合の2004年頃の一時的な上昇は同様で2000年代に低下しているが、『国生調査』の場合よりも挙動が激しい。したがって、両資料共、絶対不平等度の2000年代における低下を実証している<sup>9)</sup>。『国生調査』を用いた吉岡（2007, 2008）において、我が国の全世帯の所得分配の絶対的不平等度が1970年代中期頃から1990年代中期頃まで上昇傾向を示し、それ以降2000年代中期頃まで平均所得の低下傾向に連動して、低下傾向にあることが明らかにされており、本稿での計測結果はその低下傾向がまだ続いていることを示している。

### 3. 貧困度の時系列変動

『国生調査』による相対的貧困度の推移を示す表3-1によると、Watts（1968）測度、Sen（1976）測度、貧困ギャップ比およびFGT測度<sup>10)</sup>は2000年代、2004年頃まで一定かやや上昇しており、それ以降、低下傾向にある（図3-1）。相対的不平等度と相対的貧困度とは同一の概念ではないが、両者は実証的には密接に関連しており、ここに採用された4種類の貧困測度の推移と

9) 2003年頃まで『国生調査』による分散のほうがJGSSによる分散よりも大きく、2004年以降『国生調査』による分散のほうがJGSSによる分散よりも小さい。また、『国生調査』によるKolm測度のほうがJGSSによるKolm測度よりも小さい（2002年を除外）。したがって、少なくともKolm測度は分布の規模、たとえば平均所得と正の関係にあるようだ。

10) Foster et al. (1984)。本稿で用いられた貧困測度の定義式およびその性質については、Lambert (2001) および Chakravarty (2009) も参照。



表 3-1 『国生調査』による相対的貧困度

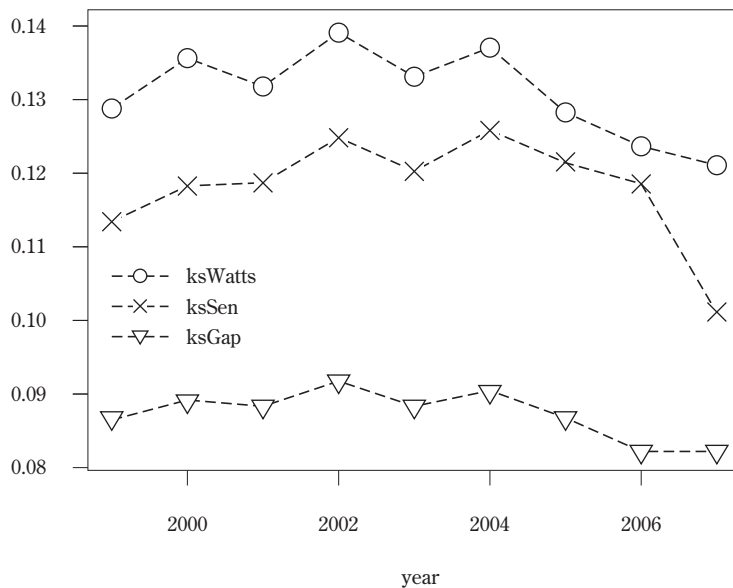
貧困線 = 公表中央値 / 2

所得年	貧困率	Watts 測度	Sen 測度	貧困ギャップ比	FGT(2.0)	FGT(2.5)
1999	0.2160	0.1289	0.1135	0.0867	0.0454	0.0347
2000	0.2202	0.1357	0.1183	0.0889	0.0483	0.0376
2001	0.2292	0.1319	0.1187	0.0882	0.0469	0.0360
2002	0.2388	0.1392	0.1249	0.0916	0.0498	0.0387
2003	0.2332	0.1332	0.1205	0.0882	0.0475	0.0367
2004	0.2470	0.1371	0.1260	0.0903	0.0493	0.0382
2005	0.2508	0.1284	0.1216	0.0863	0.0455	0.0348
2006	0.2460	0.1238	0.1186	0.0821	0.0446	0.0344
2007	0.1846	0.1213	0.1014	0.0822	0.0432	0.0327

(資料) 表 2-1 に同じ。

図 3-1 相対的貧困度

relative poverty measures



(資料) 表 3-1 により作成。

表 3－2 JGSS による相対的貧困度

所得年	貧困率	Sen 測度	貧困ギャップ比	貧困線＝推定中央値/2	
				FGT(2.0)	FGT(2.5)
1999	0.1299	0.0842	0.0689	0.0429	0.0355
2000	0.1563	0.1002	0.0828	0.0505	0.0412
2001	0.1782	0.1102	0.0834	0.0525	0.0447
2002	0.2140	0.1158	0.0881	0.0492	0.0398
2004	0.2260	0.1419	0.1081	0.0684	0.0580
2005	0.1537	0.0759	0.0581	0.0299	0.0234
2007	0.1634	0.0824	0.0631	0.0328	0.0257

(資料) 表 2－2 に同じ。

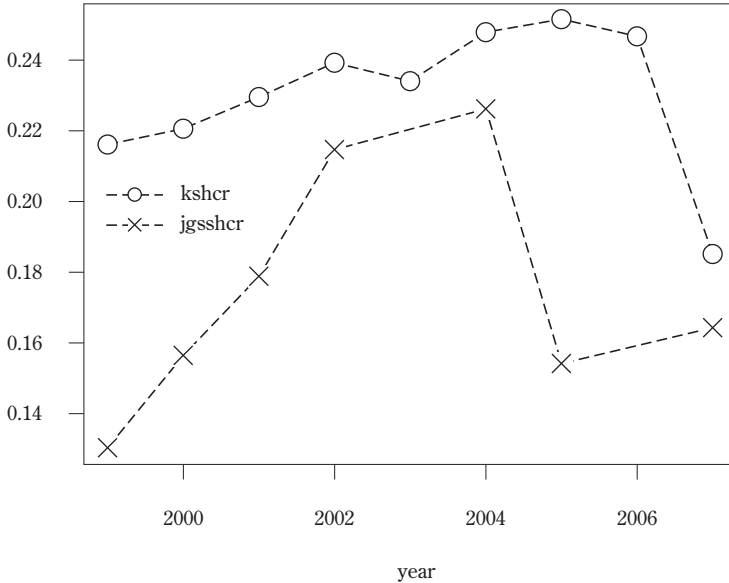
上で明らかにされた 4 種類の相対的不平等度の推移は似通っている。貧困研究においてよく利用される相対的貧困率は 2005 年頃まで上昇傾向にあり、それ以降、低下傾向にある<sup>11)</sup>。『国生調査』を用いた吉岡 (2010) において、本稿と違って度数分布からの計測だが、我が国の全世帯の本稿と同じ 5 種類の相対的貧困度が 1980 年代初頭頃から 2000 年代半ば頃まで上昇していることが明らかにされている。したがって、相対的不平等度および貧困度の 2000 年代半ば以降の低下傾向が注目される。

JGSS による相対的貧困度の推移を示す表 3－2 によると、相対測度としての貧困率、Sen 測度、貧困ギャップ比および FGT 測度は、2004 年頃まで上昇傾向を示し、それ以降には急激な低下が観察される。これは『国生調査』データによる相対測度の推移とほぼ同じだが、上昇傾向も下降傾向も JGSS による相対測度のほうが強い。表 3－1 および表 3－2 によると、貧困率の場合、『国生調査』による測度値のほうが JGSS による測度値よりも常に大きく、Sen 測度および貧困ギャップ比の場合 2004 年を除くと、『国生調査』による測度値の

11) このように相対的貧困率と他の 4 種類の貧困測度の実証上の違いはそのピーク時点が 1 年間ズレていることである。Sen (1976) および吉岡 (2010) などにより、相対測度としての貧困率は用いられる貧困線に敏感である、貧困測度として望ましい性質のいくつかを備えていないなど多くの欠点が指摘されており、またここでの計測結果のように貧困線を一定にしてもその挙動が他の測度よりも激しいから、貧困研究においては相対的貧困率とそれ以外の貧困測度の併用が望ましい。相対的貧困率および貧困ギャップ比は FGT 測度の特別の場合だから、FGT 測度は近年、例えば、橘木・浦川 (2006)、吉岡 (2006, 2010) などにおいてよく利用されている。

図3-2 相対貧困率の比較

relative poverty measures



(資料) 表3-1及び表3-2により作成。

ほうがJGSSによる測度値よりも大きい<sup>12)</sup>。したがって、ここでも『国生調査』データのほうがJGSSデータよりも低所得層の人口比が高いことを示している。

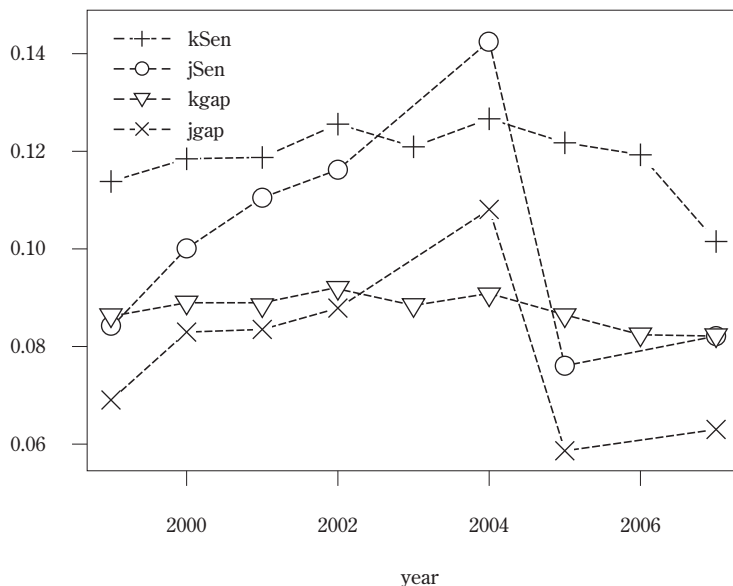
#### 4. JGSSの所得データとしての検討

以上で判明したように、『国生調査』データによっても2005年所得分布が2004年所得分布よりもいくつかの点で改善されているが、JGSSデータの場合、2005年所得分布が2004年所得分布よりも何故急激に改善されているのかという視点から、JGSSの所得データとしてこの2つの所得分布を比較する必要があ

12) 図3-2および図3-3によって確認される。しかし、FGT測度の場合、母数の値が2.0から大きくなるにつれて、この逆の現象が起きている。

図3-3 相対貧困度の比較

Sen & poverty gap



(資料) 図3-2に同じ。

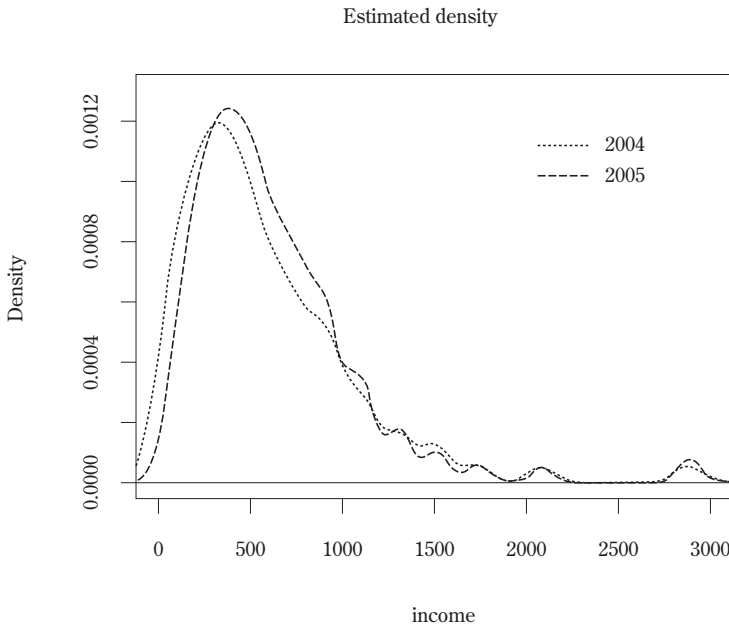
るだろう。2005年所得分布としての急激な改善とは、相対的貧困度の低下、相対的不平等度および絶対的不平等度の低下、実質平均所得の上昇などである。2000年代の『国生調査』およびJGSSの実質平均所得が低下し続けているのにたいし、JGSSの2005年実質平均所得のみが大きく上昇しているのである。

#### 4.1 密度関数および分布関数の比較

2004年所得分布から2005年所得分布への変化を推定された密度関数で検討すると、低所得層および中所得層の固まりが上方へシフトしているようにみえる(図4-1)<sup>13)</sup>。しかし、調査対象集団の構成において低所得層あるいは中低

13) カーネルに正規型が用いられている。

図 4 - 1 推定密度関数2004年, 2005年



(資料) JGSS (2005, 2006) により推定・作成。

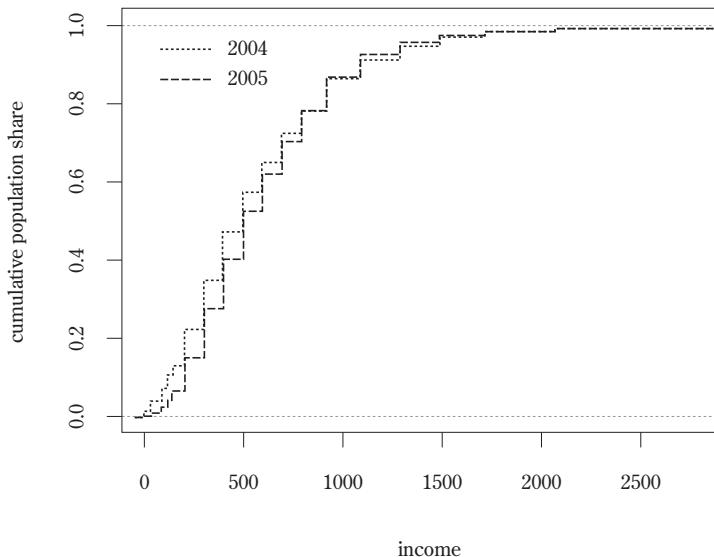
所得層の人口比が低下し、中高所得層あるいは高所得層の人口比が上昇していると理解される。また、累積分布関数（図 4 - 2）によっても、同様のことがいえるし、このことは平均所得の上昇に直接結びついている。JGSS の年収データに限るが、2000年代において、2004年所得（2005年調査）の有効データ数が最少（1221）であり、それが2005年所得データでは2889へとおおきく増大している。2005年調査と2006年調査とで調査母集団がおおきく変化している可能性がある。

#### 4.2 所得分布のモデルによる比較

次に、2時点間の所得分布の比較を分布モデルで試みる。所得の規模分布のモデルはこの約100年間で非常に多く提案されていおり<sup>14)</sup>、一般的に母数の数が多ければ多いほどデータへの適合は良くなるが、その母数の意味付けが曖昧

図 4 - 2 分布関数2004年, 2005年

Empirical cumulative distribution



(資料) 図 4 - 1 に同じ。

になる。そこで、本稿では簡単化のために2-母数の4つのモデル (Weibull, Gamma, Fisk, Lognormal) のうち、JGSS データへの適合度が一番良いモデルを選定し、それで2004年所得分布と2005年所得分布の比較を試みる。表 4 - 1 は2-母数の4つの分布モデルの最尤法による推定結果である。この表の各々の推定母数に関する対数尤度およびカイ自乗値を用いた判定によると、適合度の良い順に、Weibull 又は Gamma (年度による), Fisk (1961)<sup>14)</sup>, 最後に対数正規となる。この分布順序は JGSS データに関するものだが、よく知られた既存の研究結果とほぼ一致している<sup>16)</sup>。Weibull と Gamma とが同じ程度の成果を示すのは、両者が一般化 Gamma 分布の特別な場合だからだが、ここでのデータに関しては規模の変動をよく捉えている Weibull 分布のほうが主として利用さ

14) Kleiber=Kotz(2003).

15) Log-Logistic とも呼ばれる。

表 4-1 2-母数の分布モデルの推定

モデル	形状母数	規模母数	対数尤度	カイ2乗値
Weibull2004	1.21	620.71	-8974	58.1
Weibull2005	1.49	689.08	-21138	191.0
Gamma2004	1.231	476.19	-8990	73.4
Gamma2005	2.034	303.03	-21127	128.0
Fisk2004	1.70	448.61	-9104	197.0
Fisk2005	2.36	511.80	-21177	240.0
lognormal2004	1.57	5.92	-9510	525.0
lognormal2005	0.98	6.17	-21845	470.0

(資料) JGSS2005年版及び2006年版の度数分布により計測。

(注) 最尤法 (Nelder-Mead) を利用。

れる<sup>17)</sup>。

2004年と2005年とに関し推定された Weibull 分布関数を比較した図 4-3 によると、JGSS における2005年所得に関する諸測度の2004年からの急激な改善は、低および中所得層の急激な上方シフトであるといえるかもしれないが、1年間程度でそのような所得層の急激な上方シフトが観察されることは通常はあまり例がないので、調査対象集団の構成において低所得層あるいは中低所得層の人口比が低下し、中高所得層あるいは高所得層の人口比が上昇していると解釈したほうがいいだろう。さらに、『国生調査』のほうがJGSSよりも低所得層の人口比が高いことも確認される。

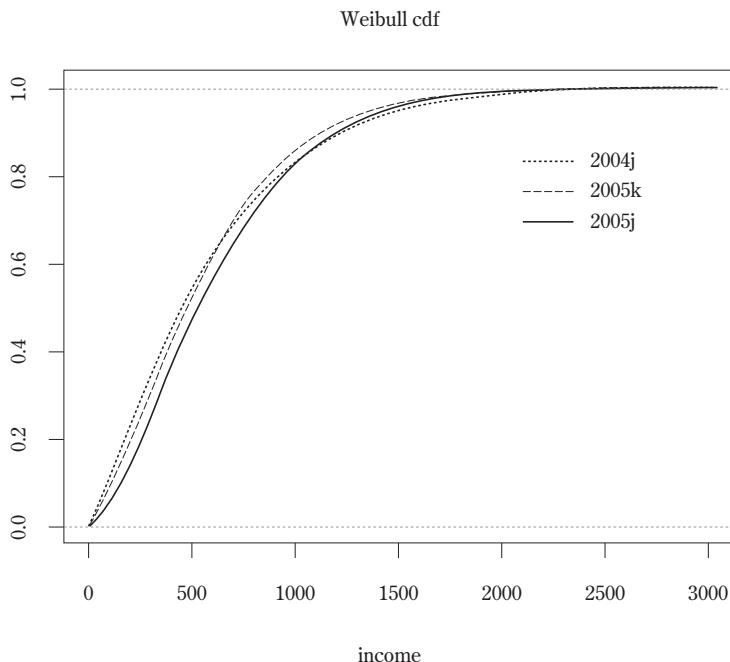
### 4.3 等価所得分配の比較

JGSS の世帯所得に付随して知ることのできる情報に家族数があるから、それを利用して等価所得データを作成し、2004年と2005年の等価所得分配の不平等度、貧困度などを比較したのが表 4-2 である。等価所得への変換には、単純化のためによく利用される、世帯所得を世帯人数の平方根で除する方式が採

16) McDonald (1984) は、1970年代と1980年代の家族所得データを利用して、Gamma, Weibull, Fisk, Lognormal という順序を報告している。また、『所得再分配調査』(1975)を採用した Atoda et al.(1988) は、2-母数モデルに限定すると、Weibull 又は Fisk, Gamma, 最後に対数正規という順序を報告している。

17) Weibull 分布の母数と不平等との関係については補論を参照。

図 4-3 推定 Weibull 分布関数2004年, 2005年



(資料) JGSS (2005, 2006) 及び『国民生活基礎調査』(2006) により推定・作成。

用され、それは次式で表される。

$$\text{等価所得} = \text{世帯所得} / \sqrt{\text{世帯人数}}$$

表 4-2 によると、予想通り2005年所得分布が2004年所得分布より、相対不平等度、絶対不平等度および相対貧困度などにおいて改善がみられる。また、同年の世帯所得と等価所得を比較した場合、やはり等価所得の分配のほうが相対不平等度、絶対不平等度および相対貧困度のすべての点で改善されている。そこで、等価所得の推定密度関数(図 4-4)と Weibull 型分布関数(図 4-5)とによっても、調査対象集団の構成において低所得層あるいは中低所得層の人口比が低下し、中高所得層あるいは高所得層の人口比が上昇していることが、世帯所得の場合と同じようにいえよう。



表 4-2 等価所得の不平等度と貧困度

所得の単位；万円

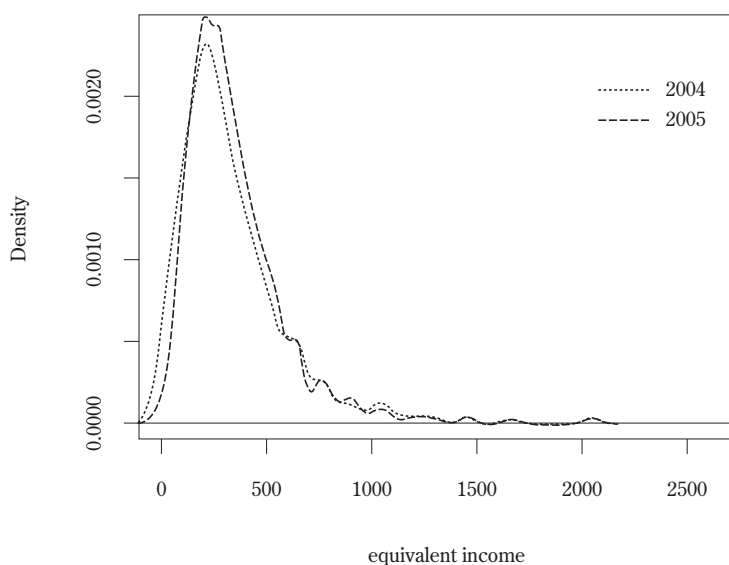
所得年	2004	2005
ジニ係数	0.3837	0.3314
Atkinson0.5	0.1306	0.0927
Theil 測度	0.2381	0.1852
変動係数	0.7715	0.6752
推定平均所得	341.3	359.4
推定中央値	282.8	300.0
Kolm0.5	0.971	0.840
Kolm1.0	1.453	1.277
分散	6.88	5.89
貧困率	0.1663	0.1402
Sen 測度	0.1079	0.0596
貧困ギャップ比	0.0818	0.0411
FGT(2,0)	0.0530	0.0207
FGT(2,5)	0.0452	0.0163

(資料) 表 4-1 に同じ。

(注) 貧困線 = 推定中央値/2

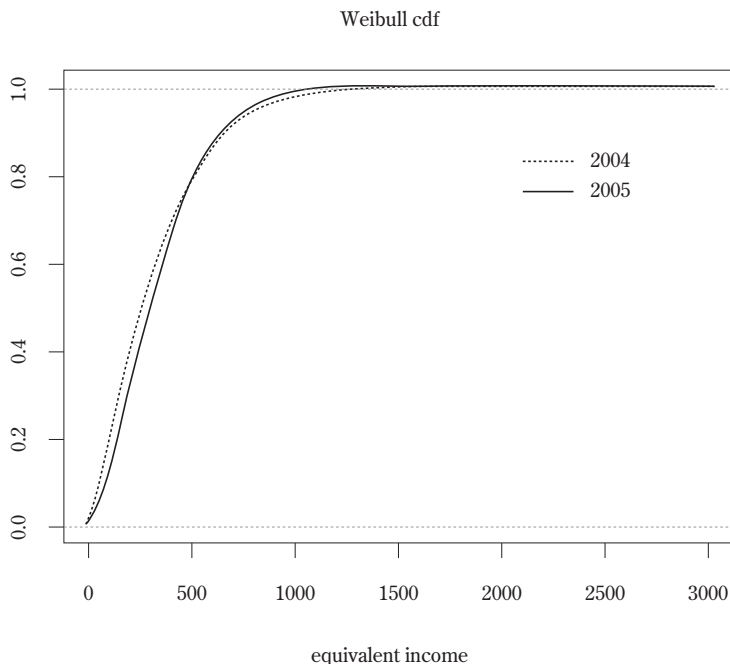
図 4-4 等価所得の推定密度関数

Estimated density



(資料) 図 4-1 に同じ。

図 4-5 等価所得の推定 Weibull 分布関数



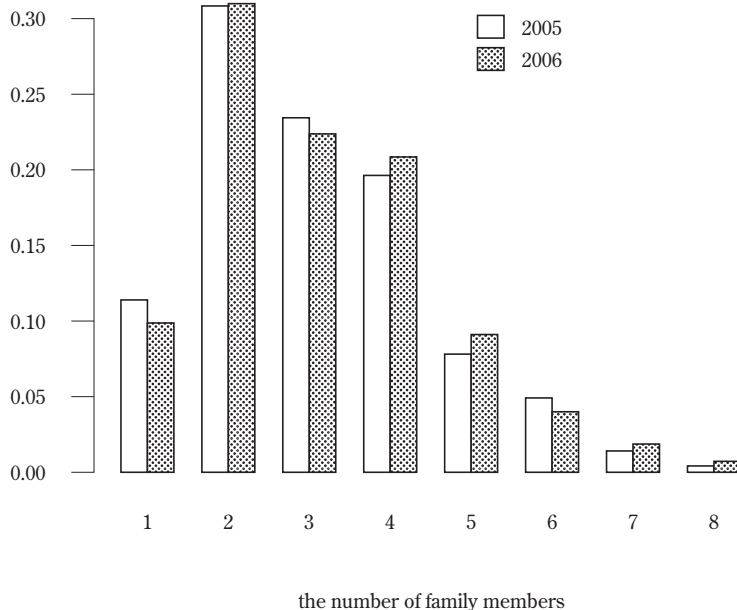
(資料) 図 4-1 に同じ。

#### 4.4 家族人数分布の違い

最後に、JGSS の世帯所得データにおいて相対的低所得層の人口比の低下と相対的高所得層の人口比の上昇とに家族人数分布の変化が関連していることを明らかにする。世帯の年間所得のみに係るデータにおける家族人数の分布を 2005 年調査と 2006 年調査（2004 年所得と 2005 年所得）とで比較した図 4-6 によると、2006 年調査において 2 人世帯、4 人世帯、5 人世帯、7 人世帯および 8 人世帯の人口比が上昇している。特に、比較的高所得で、人口比が低いとはいえない 4 人世帯および 5 人世帯の人口比の上昇が特徴的であり、このことが相対的高所得層の人口比の上昇の一因である。

図 4-6 家族人数の分布

Barplot 2005 and 06



(資料) 図 4-1 に同じ。

## お わ り に

個票データとしての JGSS から世帯の年間所得に関するデータを抽出・整理し、それと『国生調査』から得られる世帯所得の分配とを比較し、2000年代に関し以下の結果が得られた。

### [1] 所得分布型

- 1) 『国生調査』のほうが JGSS よりも比較的 low 所得層の人口比が高く、これに関連して平均値も中央値も JGSS のほうが大きい。
- 2) JGSS のほうが『国生調査』よりも分布の広がりが大きく、JGSS の絶対的不平等 (Kolm 測度) のほうがほぼ常に大きい。

3) 『国生調査』では中央値以降の度数の減少がJGSSよりも速く、相対的不平等がJGSSよりもほぼ常に大きい。

## [2] 不平等度の推移

1) 『国生調査』における世帯の年間所得の相対的不平等度（ジニ係数，Theil 測度，Atkinson 測度および変動係数）は2004年頃まで若干上昇し，それ以降，若干低下している。

2) JGSS の場合，2000年代の相対不平等測度は2004年頃まで上昇傾向にあり，2005年に一時的に低下しているように，『国生調査』による不平等の推移とほぼ同じである。

3) 2000年代，JGSS の実質所得は2005年頃の一時的な上昇を除き低下傾向にあり，実質所得から計測された絶対的不平等測度としてのKolm 測度は2004年頃の一時的な上昇を除き低下傾向にある。つまり，実質所得とKolm 測度の推移傾向はほぼ同じである。実質所得から計測された絶対的不平等測度としての分散は，2004年頃の一時的な上昇を除きやや低下しているが，実質所得の変動と直接の関係にはないようである。

4) 『国生調査』の実質所得も2000年代を通じて低下傾向にあり，両資料ともにKolm 測度と実質所得とが同様の低下傾向を示していることを明らかにしている。『国生調査』の場合の分散は，2004年頃の一時的な上昇を除き2000年代を通じて低下傾向にあり，JGSS の場合の分散の変動とほぼ同じ実証結果を示している。

## [3] 貧困度の推移

1) 『国生調査』による相対的貧困度（Watts 測度，Sen 測度，貧困ギャップ比およびFGT 測度）は2000年代，2004年頃まで一定かやや上昇しており，それ以降，低下傾向にある。貧困研究においてよく利用される相対的貧困率は2005年頃まで上昇傾向にあり，それ以降，低下傾向にある。

2) JGSS による相対的貧困度は2004年頃まで上昇傾向を示し，それ以降には急激な低下が観察される。

3) 『国生調査』による相対貧困度のほうがJGSS による貧困度よりも概ね大きく，このことも『国生調査』データのほうがJGSS データよりも低所

得層の人口比が高いことに関連している。

#### [4] JGSS の2004年所得分布と2005年所得分布の比較

- 1) 推定密度関数, 累積分布関数および推定 Weibull 分布関数の比較により, 調査対象集団の構成において低所得層あるいは中低所得層の人口比が低下し, 中高所得層あるいは高所得層の人口比が上昇していると理解される。比較的高所得で, 人口比が低いとはいえない4人世帯および5人世帯の人口比の上昇が, この相対的高所得層の人口比の上昇の一因である。
- 2) 等価所得によっても, 上の点は同様で, さらにこのことは2005年所得分布が2004年所得分布より, 相対不平等度, 絶対不平等度および相対貧困度などにおいて改善がみられることに関連している。

『国生調査』の個票データの時系列は入手が容易でないのにたいし, 比較的入手し易い JGSS データは日本人の意識と行動に関して膨大な情報を持っており, 1990年代末から毎年ないし1年置きに提供されているから貴重な時系列資料である。ただ, 世帯所得に関する情報は少なく, 全世界帯に関する年間所得や等価年間所得などの分配データを作成することができるくらいである。しかし本稿で明らかにされたように2000年代, 集計データとしての『国生調査』からの所得分配の時系列変動と個票データとしての JGSS からの所得分配の時系列変動とに大きな違いはないし, 個人所得に関する情報は豊富だから, 所得分配の時系列資料として官庁統計と JGSS は補完的な役割を演じることができよう。

#### 参 考 文 献

- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Atoda, N., Suruga, T., and Tachibanaki, T. (1988). Statistical Inference of Functional Form for Income Distribution, *Economic Studies Quarterly*, 39, 14-40.
- Chakravarty, S. R. (1990). *Ethical Social Index Numbers*, New York: Springer-Verlag.
- Chakravarty, S. R. (2001). The Variance as a Subgroup Decomposable Measure of Inequality, *Social Indicators Research*, 53, 79-85.
- Chakravarty, S. R. (2009). *Inequality, Polarization and Poverty*, 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.
- Cowell, F. A. (1995). *Measuring Inequality (second ed.)*, London: Prentice Hall/Harvester.

- Fisk, P. R. (1961). The Graduation of Income Distributions, *Econometrica*, 29, 171-185.
- Foster, J. E. , Greer, J. , and Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-766.
- Kleiber, C. and Kotz, S. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, New York : John Wiley & Son.
- 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.
- Lambert, P. J. (2001). *The Distribution and Redistribution of Income (third ed.)*, Manchester : Manchester University Press.
- McDonald, J. B. (1984). Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income, *Econometrica*, 52, 647-664.
- Sen, A. K. (1976). Poverty : An ordinal approach to measurement, *Econometrica*, 44, 219-231.
- 篠崎武久 (2008). 所得の水準とばらつきの時系列的推移について—JGSS と政府統計の比較—大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集』7, 147-157.
- 橘木俊昭・浦川邦夫 (2006). 『日本の貧困研究』東京大学出版会 第3章.
- Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*, Amsterdam : North Holland.
- 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 (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 (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.

## 補論：Weibull 分布と不平等性

確率変数  $X$  の値を  $x$  とするとき、形状母数  $\alpha > 0$ 、規模母数  $\beta > 0$  に対して、Weibull 分布の分布関数は、

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right], 0 \leq x.$$

で与えられ、密度関数は、

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right], 0 \leq x.$$

で与えられる。k 次のモーメント、

$$E(X^k) = \beta^k \Gamma\left(1 + \frac{k}{\alpha}\right).$$

が存在するから、期待値と分散は簡単に求められ、また中央値  $Me$  とモード  $Mo$  は次のようになる。

$$Me = \beta(\log 2)^{\frac{1}{\alpha}}.$$

$$Mo = \beta \left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha}}, 1 \leq \alpha.$$

さらに、Weibull 分布が想定できるなら、不平等測度としてのジニ係数や変動係数も形状母数  $\alpha$  だけの関数で表すことができる。しかし、Kleiber=Kotz (2003, ch.5)<sup>18)</sup>によると、形状母数の大小関係とローレンツ曲線を用いた不平等性に関する判断とに対応関係があり、形状母数が小さいほど不平等は小さくない（大きい）とローレンツ擬順序で判定することができるから、ジニ係数を含め他の複数の相対不平等測度を計算する必要はない。

---

18) Kleiber, C. and Kotz, S. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, New York: John Wiley & Son.