

貧困及び不平等測度の要因分解と 世帯構成の変化

吉 岡 慎 一

はじめに

1. 世帯所得の不平等度と頑健的歪度の時系列変動
2. 世帯所得の不平等度の決定要因
 - 2.1 不平等度の決定要因
 - 2.2 有業人員規模別所得分配の特徴
3. 貧困度の時系列変動
4. 貧困度の要因分解
 - 4.1 世帯類型
 - 4.2 世帯主年齢
 - 4.3 世帯規模
 - 4.4 有業人員規模
 - 4.5 世帯構造
 - 4.6 世帯業態

おわりに

は じ め に

Theil 測度のような世帯所得の分配の不平等度の要因分解においては、要因集団間の不平等度の項目があるから、全体の不平等度を規定する主な要因を特定できる。世帯所得の全体の不平等度を規定する世帯属性として世帯構造、世帯規模、世帯主年齢および世帯業態が採用され、最近の所得分配を分析した研究によると、要因集団間寄与度は、世帯構造要因と世帯規模要因とで大きく、

世帯業態要因と世帯主の年齢要因がそれに次いで大きく、またこの4要因のこの順序は最近の30年間変わらないことが明らかにされている。世帯構造要因と規模要因は共に世帯人数に関連しているから、本稿では世帯要因として新たに有業人員数が取り上げられ世帯の有業人員数別所得分配に分析が集中される²⁾。次に、基本的な貧困測度の頭数比と貧困ギャップ比をその構成部分に含む Sen 測度や修正 Sen 測度を中心に、70年代中期から2000年代までの数種類の貧困度の時系列変動が明らかにされる³⁾。Sen 測度はグループ要因ごとに分解できないが、パラメータが変化することで頭数比や貧困ギャップ比などを含むいわゆる FGT 測度はグループ要因ごとに簡単に分解できるから、この測度を用いてさらに要因分解分析が行われ、世帯構成の変化との関連が検討される。また、本稿での所得概念は世帯属性の影響や効果を含んだままの世帯の「総所得」や「可処分所得」であるから、それから計測される特性値自体の値よりもその時系列的な変動や横断面的な変動の分析に主眼が注がれる。

1. 世帯所得の不平等度と頑健的歪度の時系列変動

分布の不平等度と歪度とは関連があると予想されるので、特に両者の変動に注目する。表1-1は『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の集計度数データを利用して、不平等度と頑健的歪度などを計測した結果である。相対的不平等度の代表としてジニ係数と変動係数が選択されているが、他の相対測度(Theil⁴⁾、Atkinson⁵⁾、一般化エントロピー⁶⁾)の変動と大きな違いはなく⁷⁾、70年代中期

1) 吉岡 (2008)。この論文では分解可能な不平等測度として他に平均対数偏差および分散が採用されている。

2) 所得分布研究において最近では有業人員規模要因に着目する論文がほとんど見当たらないが、我が国のこの分野の初期の研究では、例えば高山 (1976) や吉岡 (1978) などにおいて取り上げられている。

3) 不平等や貧困の測度の変動傾向の統計的検定については、吉岡 (1979)、田辺・鈴木 (2013)などを参照。

4) Theil (1967)。

5) Atkinson (1970)。

6) Bourguignon (1979), Cowell (1980), Kuga (1980), Toyoda (1980)。

7) 吉岡 (2010a, 2011, 2013)。

表1-1 不平等度と頑健歪度等の時系列変動

所得年	ジニ係数	変動係数	標準偏差	頑健歪度	歪度
1975	0.3503	0.6591	171.7	0.2105	1.228
1980	0.3339	0.6354	251.2	0.1667	1.387
1985	0.3621	0.7247	356.4	0.1429	2.155
1990	0.3703	0.7232	430.4	0.1429	1.772
1995	0.3750	0.7177	471.1	0.1667	1.518
2000	0.3969	0.7670	468.7	0.2000	1.623
2005	0.3976	0.7744	435.6	0.2000	1.723
2006	0.4004	0.7820	441.8	0.2000	1.750
2007	0.3950	0.7735	427.3	0.2821	1.801
2008	0.4056	0.7907	430.6	0.2857	1.741
2009	0.3967	0.7762	424.7	0.2821	1.780
2010	0.3984	0.7769	415.8	0.2727	1.758

(資料) 厚生労働省『国民生活基礎調査』各年版により計測。

(注) 1. 2010年に関する結果は岩手県、宮城県及び福島県を除いたものである。

(注) 2. 頑健歪度とは medcouple のことである。

から2000年代末頃まで約35年間に上昇傾向にある。標準偏差は絶対測度としての分散の代わりに採用されており、既に明らかにされている物価調整済分散の変動⁸⁾とほとんど同じで、70年代中期から90年代中期頃まで上昇傾向にあり、それ以降2000年代末頃まで低下傾向にある。これらの絶対的不平等度は所得分布の代表値に直結していて、我が国の最近の約35年間では平均値や中央値の変動とほぼ同じである。

古典的な歪度は所得分布のような非対称分布に関して頑健でないから、歪度の頑健指標として Brys et al. (2004) が提示した対偏差の中央値 (medcouple) も利用されている。対偏差の中央値とは、ある分布においてその分布の中央値を挟んでその両側から任意の2点を採ったとき、夫々の点の中央値からの偏差の差を2点間の距離で除して標準化した値の中央値である。外れ値の影響を受けやすい古典的歪度と頑健的歪度の時系列変動は同じではなく、我が国の70年代と80年代とで古典的歪度と頑健的歪度とは逆の変動をしている。90年代中期頃からほぼ同じ変動をしていて、共に2000年代まで上昇傾向にある。つまり、頑健的歪度は70年代中期から90年代初期頃まで低下し、それ以降2000年代まで

8) 吉岡 (2010a, 2011)。

上昇傾向にある。90年代初期頃から相対的不平等と頑健的歪度が共に上昇しだす。

2. 世帯所得の不平等度の決定要因

2.1 不平等度の決定要因

世帯所得の全体の不平等度を規定する世帯属性として世帯構造、世帯規模、世帯主年齢および世帯業態が採用され、70年代中期から2000年代中期の所得分配を分析した吉岡（2008）によると、世帯の属性集団間寄与度は世帯構造要因と世帯規模要因とで大きく、世帯業態要因と世帯主の年齢要因がそれに次いで大きく、またこの4要因のこの順序は最近の30年間変わらないことが明らかにされている。そこで、世帯規模要因と密接に関連している世帯の有業人員数による寄与度の考察も重要であろう。Theil 不平等度にたいする要因寄与度についての吉岡（2008）の結果の一部に2005年所得についての計測結果を追加したのが表2-1である。表2-2における不平等度にたいする有業人員規模集団間の寄与度と表2-1における諸要因の寄与度を比較することによって、1990年代以降、世帯の有業人員数による寄与度が一番大きいことがわかる⁹⁾。最近（2009年、2010年）、世帯の有業人員規模別の世帯の総所得の分配が公表されていないが、表2-2のように有業人員規模別の世帯の可処分所得の分配は検討することができる。可処分所得によっても有業人員数による寄与度が大きいことが確認できるし、この約30年間、母集団の不平等度が上昇していることもわかる。

より詳細に検討すると、1985-95年間に於いて母集団の不平等度は上昇しており、これは有業人員規模集団内の不平等度の所得比による加重平均の寄与度が低下しているのにたいし、有業人員規模集団間の不平等度が大きく上昇していることが一因である。集団内不平等度の加重平均の寄与度の低下は、すべて

9) この分野の我が国における初期の研究だが、高山（1976）において、世帯主年齢、世帯規模、都市規模及び有業人員規模の4つの要因のなかで、全世界の所得不平等にたいする説明力が一番大きいのは有業人員規模要因であることが明らかにされている。

表 2-1 不平等度に対する要因寄与度

単位：%

所得年	世帯構造 集団間	世帯規模 集団間	世帯業態 集団間	年齢集団間	全体 (Theil)
1985	20.56	19.64	11.16	7.62	0.2220
1995	26.91	25.68	13.69	11.82	0.2318
2005	28.96	27.45	16.20	11.31	0.2608

(資料) 1985年及び1995年についての数字は吉岡 (2008) から抽出, 2005年についての数字は厚労省『国民生活基礎調査』2006年版により計測。

表 2-2 不平等度に対する有業人員規模要因の寄与度等

単位：%

総世帯所得	集団間	集団内 加重平均	全体 (Theil)
1985	19.56	80.44	0.2232
1995	28.19	71.81	0.2405
2005	29.25	70.75	0.2619
2009	—	—	—
2010	—	—	—
可処分所得	集団間	集団内 加重平均	全体 (Theil)
1985	22.00	78.00	0.2047
1995	25.48	74.52	0.2238
2005	28.36	71.64	0.2568
2009	26.73	73.27	0.2569
2010	27.43	72.57	0.2552

(資料) 表 1-1 に同じ。

(注) 1. 表 1-1 に同じ。

の規模集団内不平等度の低下によるものである (表 2-3)。有業人員規模別所得の変化率¹⁰⁾を検討すると, 規模集団間の不平等度の上昇の原因がわかる。どの規模集団も世帯の平均所得が増大しているが, 平均所得が一番高い「有業人員 3人以上世帯」のその上昇率が一番高く, 平均所得が比較的低い「有業人員 1人世帯」のその上昇率が一番低いことが一因である。1995-05年間ににおいても母集団の不平等度は上昇しており, これも有業人員規模集団内の不平等度の所得比による加重平均の寄与度が低下しているのにたいし, 有業人員規模集

10) 表2-4を作成するために推定された平均所得を用いると計算できる。

表 2-3 有業人員規模別 Theil 測定

総世帯所得	0人	1人	2人	3人以上
1985	0.2836	0.1869	0.1697	0.1620
1995	0.2369	0.1830	0.1578	0.1568
2005	0.2292	0.2039	0.1790	0.1477

(資料) 表 1-1 に同じ。

表 2-4 有業人員規模別所得比 単位：%

総世帯所得	0人	1人	2人	3人以上
1985	4.20	38.74	35.60	21.46
1995	7.86	35.18	34.25	22.71
2005	9.89	33.70	33.94	22.47

(資料) 表 1-1 に同じ。

団間の不平等度が上昇していることが一因である。さらに、有業人員 1人世帯および 2人世帯集団内不平等度が上昇し、しかもこの両集団の夫々の所得比が（下がってはいるが）他の集団に比べて圧倒的に高いからである（表 2-3，表 2-4）。つまり、母集団全体の不平等度の上昇は有業人員規模集団間の不平等度の若干の上昇と有業人員 1人世帯および 2人世帯集団内不平等度の上昇によるものである。有業人員数が少なくなるにつれて集団内の不平等度は上昇し、無業者世帯の不平等度が一番高いが、この集団の所得比は他の集団に比べてかなり低い（表 2-4）。有業人員規模集団間の不平等度の若干の上昇は、すべての有業人員数集団別の平均所得が減少しており、所得が比較的低い「有業人員 1人世帯」のその減少率が一番高いことが一因である。有業人員規模集団間の不平等度の若干の上昇にたいし、有業人員規模集団のなかにはその不平等度が上昇している規模集団があるから、近年では有業人員規模要因以外の要因も不平等度の規定において重要になっている。2000年代半ばから 5年くらいの短期の諸々の不平等度の変動はおおきくなく、この時期の総所得の全不平等度の変動を明らかにした他の研究によると¹¹⁾、開端階級としての最高所得階級の平均値の処理の仕方によって、この変動に関し（2008年頃まで）上昇傾向が

11) 吉岡（2013）。

表 2-5 有業人員規模別不平等度と歪度と尖度等

1995年	ジニ係数	変動係数	標準偏差	頑健歪度	歪度	尖度
0人	0.3722	0.7556	207.9	0.200	2.555	14.018
1人	0.3286	0.6338	371.4	0.135	1.678	5.151
2人	0.3089	0.5832	453.6	0.097	1.329	2.532
3人以上	0.3103	0.5697	589.4	0.172	0.929	0.459
2005年	ジニ係数	変動係数	標準偏差	頑健歪度	歪度	尖度
0人	0.3698	0.7269	183.5	0.143	2.067	8.896
1人	0.3501	0.6736	342.2	0.200	1.720	5.464
2人	0.3275	0.6369	456.7	0.172	1.638	3.548
3人以上	0.3021	0.5614	517.3	0.200	1.123	1.277

(資料) 表 1-1 に同じ。

ある場合と高止まりの状態の場合と若干結果が異なる。

2.2 有業人員規模別所得分配の特徴

有業人員規模別所得分配の平均値さえ公表されない年があるので、25階級所得分布から有業人員規模別不平等度、歪度、尖度等を計測した結果が表 2-5 である。有業人員数が減少するにつれて、Theil 測度の場合と同様に相対的不平等度（ジニ係数および変動係数）は上昇する。絶対的不平等度としての標準偏差は、有業人員数が増加するにつれて上昇する。1995-05年間にける全世帯のジニ係数および変動係数の上昇は有業人員 1人世帯および 2人世帯集団内不平等度（ジニ係数および変動係数）の上昇によるものである。また、全世帯の標準偏差の低下は有業人員 2人世帯を除く他のすべての世帯集団内標準偏差の低下によるものである。90年代中期から2000年代中期における全世帯の古典的歪度と頑健的歪度の上昇は、有業人員 0人世帯を除く他のすべての世帯集団内古典的歪度および頑健的歪度の上昇による¹²⁾。この時期に限るかもしれないが、相対不平等度の上昇と古典的歪度および頑健的歪度の上昇は連関している。尖度はこの時期に有業人員数が減少するにつれて横断面的に上昇しており、この時期の相対不平等度の上昇と尖度の上昇も連関している。所得の平均値も中

12) この時期には古典的歪度は有業人員数が減少するにつれて上昇している。

表 2-6 有業人員規模別平均値と中央値
単位：万円

1995年	平均値	中央値
0人	275.0	225
1人	586.0	525
2人	777.7	725
3人以上	1034.0	925
2005年	平均値	中央値
0人	252.4	225
1人	507.9	425
2人	716.8	625
3人以上	920.9	825

(資料) 表 1-1 に同じ。

中央値も有業人員数が増加するにつれて大きくなる(表 2-6)。1995-05年間に於いてどの世帯集団の所得平均値も低下しており、これは、他の文献¹³⁾で指摘されているような我が国の90年代中期以降の絶対不平等度の低下に連関している。

3. 貧困度の時系列変動

数種類の貧困測度の時系列変動を示す表 3-1 によると、貧困の Watts (1968) 測度、貧困ギャップ比および FGT 測度¹⁴⁾は1980年代から2000年頃まで上昇傾向にあり、それ以降2000年代末頃まで低下して、最近のボトムは2007年頃である。1970年代中期から2000年代において、一般的によく採用される頭数比(貧困率)の時系列変動と貧困率と貧困ギャップ比をその構成部分に含む Sen (1976) 測度の時系列変動とはほぼ同様だが、貧困率が2000年に一時的に低下した点が異なる。つまり、両測度は1980年代から2005年頃まで上昇傾向にあり、それ以降2000年代末頃まで低下して、最近のボトムは2007年頃である。修正 Sen 測度¹⁵⁾の時系列変動は上記の他の貧困測度の変動とほぼ同

13) 絶対的不平等測度として Kolm (1976) 測度及び分散が採用された吉岡 (2007, 2008, 2010) を参照。

14) Foster et al. (1984). 本稿ではパラメータに2.0が用いられている。

15) Shorrocks (1995).

表 3-1 貧困測度の時系列変動

貧困線=推定中央値/2

所得年	SST	Sen	貧困率	貧困 ギャップ比	Watts	FGT (2.0)
1975	0.1170	0.0792	0.1455	0.0617	0.0960	0.0333
1980	0.1049	0.0722	0.1438	0.0552	0.0822	0.0276
1985	0.1357	0.0929	0.1771	0.0725	0.1104	0.0377
1990	0.1543	0.1080	0.1976	0.0829	0.1301	0.0451
1995	0.1609	0.1187	0.2238	0.0865	0.1374	0.0480
2000	0.1783	0.1259	0.2191	0.0965	0.1584	0.0552
2005	0.1720	0.1284	0.2499	0.0932	0.1463	0.0507
2006	0.1707	0.1285	0.2466	0.0923	0.1479	0.0516
2007	0.1449	0.0989	0.1843	0.0777	0.1182	0.0410
2008	0.1585	0.1090	0.1938	0.0852	0.1354	0.0472
2009	0.1451	0.0995	0.1853	0.0778	0.1190	0.0412
2010	0.1548	0.1065	0.1956	0.0833	0.1285	0.0447

(資料) 表 1-1 に同じ。

(注) 1. 表 1-1 に同じ。

(注) 2. SST: 修正 Sen 測度

(注) 3. FGT(2.0): パラメータ 2.0 の FGT 測度

様であり、1980年代から2000年頃まで上昇傾向にあり、それ以降2000年代末頃まで低下してきて、最近のボトムは2007年頃である。したがって我が国の貧困度の最近の時系列変動に関して、2000年頃まで上昇傾向にある Watts 測度、貧困ギャップ比、FGT 測度および修正 Sen 測度と2005年頃まで上昇傾向にある Sen 測度および貧困率とに実証的に二分される¹⁶⁾。これらの貧困測度のなかで、貧困線の選び方で変動が激しく、唯一2000年に一時的に低下している貧困率はその意味で特異な貧困測度なので他の測度と併用する必要がある。

4. 貧困度の要因分解

Sen 測度は集団要因ごとに分解できないが、FGT 測度および貧困率の要因による分解式には集団間の項はなく要因ごとに簡単に分解できる。そこでこの2つの貧困測度を用いて、有業人員要因を含め貧困の主な要因ごとに集団別の寄

16) 2000年代初期頃までの貧困率の上昇を明らかにした先行研究に阿部 (2006)、橘木・浦川 (2006)、吉岡 (2006) などがある。

与度を検討し、近年におけるその時系列変動が明らかにされる¹⁷⁾。本稿で採用された『国民生活基礎調査』（厚生労働省）における「その他の世帯」に属す世帯の内容は、世帯構成の分類ごとに異なることに注意を要する。

4.1 世帯類型

FGT 測度及び貧困率の世帯類型要因による分解結果を示す表4-1のように、ここで採用された調査で公表されている世帯類型は3分類であり、高齢者世帯と母子世帯の貧困度が「その他の世帯」に比べ圧倒的に高い。しかし、1995年における全世帯の貧困率にたいする母子世帯の寄与度は3.8%で、高齢者世帯の40%や「その他の世帯」の56%に比べ低いが、寄与度の加重に使われる世帯比が「その他の世帯」の83%に比べ、母子世帯で1.3%と低いからである。また、FGT 測度を採用してもほぼ同様の結果である。1995年における全世帯の FGT 測度にたいする寄与度は、母子世帯で3.5%、高齢者世帯で50%、「その他の世帯」で47%であり、ここでも加重用の世帯比がおおきく影響している。

1995-05年間に於いて母集団の FGT 測度および貧困率は上昇しており、高齢者世帯の貧困度の低下、母子世帯の貧困度の上昇、「その他の世帯」の貧困度の上昇のなか、これは母子世帯の貧困度の上昇が主たる原因である。「その他の世帯」の世帯比がおおきく低下したのにたいし母子世帯の世帯比が若干上昇していることも一因である。寄与度のほうは、共に世帯比が上昇している高齢者世帯と母子世帯において貧困率の場合、夫々44%と4.0%とへ上昇している。2005-10年間に於いては母集団の FGT 測度および貧困率は低下しているからであり、とりわけ母子世帯の貧困度のおおきな低下と世帯比がおおきく上昇した高齢者世帯の貧困度の低下との影響はおおきい。『労働力調査報告』（総務省）によると、完全失業率が90年代初期から2000年代中期頃まで上昇傾向を示し、それから2000年代末に向かって低下しているから、2000年代後期に母子

17) 以下、表4-1から表4-6において要因集団ごとの全世帯についての計測値が必ずしも一致しないのは省略される場合がある「その他の世帯」や「不詳世帯」に関するデータが要因ごとに異なるからである。

表4-1 FGT 測度及び貧困率の世帯類型要因による分解
 貧困線=推定中央値/2

1995				
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.1565	0.1328	0.0268	0.0480
寄与度	0.4989	0.0353	0.4657	1.0
世帯比	0.1531	0.0128	0.8341	1.0
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.5910	0.6727	0.1495	0.2238
寄与度	0.4043	0.0384	0.5573	1.0
2005				
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.1240	0.1393	0.0295	0.0507
寄与度	0.5105	0.0379	0.4515	1.0
世帯比	0.2088	0.0138	0.7774	1.0
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.5223	0.7209	0.1684	0.2499
寄与度	0.4364	0.0398	0.5238	1.0
2010				
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.0933	0.0640	0.0293	0.0447
寄与度	0.4817	0.0252	0.4930	1.0
世帯比	0.2309	0.0176	0.7515	1.0
世帯類型	高齢者世帯	母子世帯	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.4050	0.3968	0.1266	0.1956
寄与度	0.4779	0.0357	0.4864	1.0

(資料) 表1-1に同じ。

(注) 1. 表1-1に同じ

(注) 2. FGT(2)：パラメータ2.0のFGT測度

世帯の失業率の緩和が一時的にあったようである。また『人口動態統計』（厚生労働省）によると、1980年代までは低率であった我が国の離婚率は1991年以降急上昇したが、2003年以降は緩やかな低下傾向となっている。母子世帯の貧困率の変動は、このような離婚率の変動にも対応している。貧困率の寄与度が上昇したのは高齢者世帯だけで、44%から48%へ上昇しており、「その他の世帯」の世帯比が78%から75%へ低下したのにたいし高齢者の世帯比が21%から23%へ上昇したからである。しかし、2000年代を通じて高齢者世帯と母子世帯

の貧困度が「その他の世帯」に比べ非常に高いことは変わらないし、2000年代半ばにこの両世帯集団の世帯比が上昇するという形の世帯構成の変化が起きている。

4.2 世帯主年齢

世帯主年齢が30歳代から上昇するにつれ貧困度（FGT，貧困率）が上昇するが、29歳以下の若年者世帯の貧困度は60歳代の貧困度より高く、さらに2000年代半ばから70歳代の貧困度より高くなっている（表4-2）。これは、「他の年齢集団の年齢区間幅より広い「29歳以下」年齢集団を除くと、1970年代中期以降の30年間、年齢が上昇するにつれて、Theil 測度による年齢要因集団内不平等度が上昇する」（吉岡 2008, p.87）不平等の横断面的傾向によく似ている。ただし違いは、90年代まで50歳代の不平等度より低かった29歳以下の世帯の不平等度が2000年代に入って、50歳代の不平等度に近づいた点である。若年者世代や高齢者世代は単身者だった（表4-3）り、有業者がゼロないし1人である（表4-4）可能性が高い。若年世代のなかにはその経済生活が高齢世代よりも厳しい集団がありえよう。1995-05年間において母集団のFGT 測度および貧困率は上昇しており、これは主として29歳以下、および50歳代の世帯の貧困度の上昇による。貧困率の場合、これに30歳代および60歳代の世帯が加わる。2005-10年間においては母集団のFGT 測度および貧困率は低下している。これは30歳代の世帯を除くすべての年齢世帯集団の貧困度の低下による。このような年齢別の変動は年齢要因以外の要因の変動に関連していると思われ、上で述べた完全失業率の変動に対応している。

1995年における全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT 測度によっても貧困率によっても、60歳代、70歳代および29歳以下の世帯であり、特に50歳代および60歳代の世帯比は高くその影響はおおきい。2005年における全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT 測度によると60歳代、70歳代、80歳以上および29歳以下の世帯であり、貧困率によると50歳代、60歳代、70歳代および80歳以上の世帯である。ここでも特に50歳代および60歳代の世帯比は高い。2010年頃になると、寄与度についてのFGT 測度と貧困率の結果は

表 4-2 FGT 測度及び貧困率の世帯主年齢要因による分解 貧困線 = 推定中央値/2

1995									
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
FGT(2)	0.0894	0.0139	0.0220	0.0232	0.0538	0.1217	0.1651	0.0480	
寄与度	0.1513	0.0411	0.1023	0.1059	0.2214	0.2569	0.1210	1.0	
世帯比	0.0813	0.1419	0.2236	0.2192	0.1974	0.1014	0.0352	1.0	
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
貧困率	0.4100	0.0990	0.1101	0.1383	0.2753	0.4754	0.5380	0.2238	
寄与度	0.1489	0.0628	0.1100	0.1354	0.2429	0.2154	0.0846	1.0	
2005									
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
FGT(2)	0.1171	0.0119	0.0193	0.0284	0.0509	0.0746	0.1367	0.0507	
寄与度	0.1323	0.0291	0.0551	0.1233	0.2052	0.2615	0.1935	1.0	
世帯比	0.0573	0.1238	0.1447	0.2199	0.2046	0.1778	0.0718	1.0	
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
貧困率	0.4706	0.1064	0.1054	0.1680	0.2779	0.3541	0.5235	0.2498	
寄与度	0.1080	0.0527	0.0611	0.1479	0.2277	0.2521	0.1505	1.0	
2010									
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
FGT(2)	0.1014	0.0239	0.0180	0.0282	0.0395	0.0642	0.0904	0.0447	
寄与度	0.1036	0.0601	0.0606	0.1121	0.2077	0.2650	0.1908	1.0	
世帯比	0.0457	0.1125	0.1502	0.1775	0.2351	0.1846	0.0943	1.0	
年齢	29歳以下	30~39歳	40~49歳	50~59歳	60~69歳	70~79歳	80歳以上	全世帯	
貧困率	0.3731	0.1081	0.0912	0.1213	0.1807	0.2839	0.3852	0.1957	
寄与度	0.0871	0.0621	0.0700	0.1100	0.2171	0.2679	0.1857	1.0	

(資料) 表 1-1 に同じ。

(注) 1. 表 1-1 に同じ。

(注) 2. FGT(2) : パラメータ 2.0 の FGT 測度。

表 4-3 FGT 測度及び貧困率の世帯規模要因による分解 貧困線 = 推定中央値/2

1995							
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
FGT(2)	0.1737	0.0481	0.0169	0.0066	0.0061	0.0048	0.0480
寄与度	0.6256	0.2568	0.0695	0.0308	0.0109	0.0064	1.0
世帯比	0.1729	0.2563	0.1980	0.2235	0.0855	0.0638	1.0
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
貧困率	0.6380	0.2719	0.1320	0.0499	0.0530	0.0310	0.2238
寄与度	0.4930	0.3114	0.1168	0.0498	0.0202	0.0088	1.0
2005							
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
FGT(2)	0.1633	0.0372	0.0150	0.0050	0.0001	0.0000	0.0507
寄与度	0.7000	0.2278	0.0558	0.0163	0.0001	0.0000	1.0
世帯比	0.2174	0.3107	0.1881	0.1640	0.0663	0.0535	1.0
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
貧困率	0.6211	0.2630	0.1170	0.0529	0.0266	0.0120	0.2499
寄与度	0.5405	0.3271	0.0880	0.0347	0.0071	0.0026	1.0
2010							
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
FGT(2)	0.1458	0.0310	0.0128	0.0062	0.0046	0.0033	0.0447
寄与度	0.6863	0.2239	0.0582	0.0221	0.0063	0.0031	1.0
世帯比	0.2103	0.3224	0.2033	0.1600	0.0616	0.0423	1.0
世帯規模	1人	2人	3人	4人	5人	6人以上	全世帯
貧困率	0.5581	0.1630	0.0797	0.0393	0.0385	0.0198	0.1956
寄与度	0.6000	0.2686	0.0829	0.0321	0.0121	0.0043	1.0

(資料) 表1-1に同じ。

(注) 1. 表1-1に同じ。

(注) 2. FGT(2) : パラメータ2.0の FGT 測度。

表4-4 FGT 測度及び貧困率の有業人員規模要因による分解

貧困線=推定中央値/2

1995					
有業人員	0人	1人	2人	3人以上	全世帯
FGT(2)	0.1459	0.0365	0.0129	0.0093	0.0461
寄与度	0.5846	0.3072	0.0795	0.0287	1.0
世帯比	0.1848	0.3883	0.2848	0.1420	1.0
有業人員	0人	1人	2人	3人以上	全世帯
貧困率	0.5484	0.1566	0.0756	0.0379	0.1891
寄与度	0.5361	0.3216	0.1138	0.0285	1.0
2005					
有業人員	0人	1人	2人	3人以上	全世帯
FGT(2)	0.1443	0.0404	0.0115	0.0027	0.0505
寄与度	0.6323	0.2997	0.0607	0.0073	1.0
世帯比	0.2211	0.3742	0.2671	0.1376	1.0
有業人員	0人	1人	2人	3人以上	全世帯
貧困率	0.5814	0.2356	0.0989	0.0424	0.2489
寄与度	0.5163	0.3542	0.1061	0.0234	1.0

(資料) 表1-1に同じ。

(注) 1. FGT(2):パラメータ2.0のFGT測度。

(注) 2. 2010年についての有業人員データは公表されてない。

再び同じで、寄与度が高いのは、50歳代、60歳代、70歳代および80歳以上の世帯である。そして、特に50歳代、60歳代および70歳代の世帯比が高くなっていてその影響はおおきい。社会の高齢化と高齢者世帯の相対的な貧困化が進行しているのである。このように、貧困にたいする寄与度が高いのは、29歳以下の若年者世帯と高齢者世帯とである。

1995-05年間における貧困にたいする寄与度は、FGT測度によっても貧困率によっても、世帯比が上昇している70歳代および80歳以上の世帯で上昇している。2005-10年間において貧困にたいする寄与度は、貧困率によると、30歳代および40歳代と70歳代および80歳以上の世帯で上昇していて、特に30歳代の貧困度の上昇の影響はおおきい。

4.3 世帯規模

1990年代中期から2000年代後期において、世帯規模別の貧困度は、FGT測

度によっても貧困率によってもほぼ同じ結果で、世帯規模6人以上の世帯から世帯人数が減少するにつれて貧困度が上昇し、単身世帯では非常に高い貧困度になる(表4-3)¹⁸⁾。単身世帯は、低所得の高齢者世帯、若年者世帯、無職者世帯、有業者1人世帯などの可能性が高い。1995-05年間に於いて母集団のFGT測度および貧困率は上昇している、これは、ほとんどの世帯規模集団で貧困度が低下しているが、貧困度が非常に高い単身世帯と2人世帯の夫々の世帯比が上昇していることによる。2005-10年間に於ける母集団のFGT測度および貧困率の低下は、貧困度が非常に高い単身世帯、2人世帯および3人世帯の夫々の貧困度の低下と単身世帯の世帯比の上昇とによる。

1995年における全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT測度によっても貧困率によっても、単身世帯と2人世帯である。貧困率の場合の寄与度は単身世帯で49%、2人世帯で31%となっていて、これは、共に貧困度が高く世帯比も高いからである。2005年における全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGTによっても貧困率によっても、単身世帯と2人世帯であり、貧困率の場合の寄与度は単身世帯で54%、2人世帯で33%となっている。これは、両世帯集団の夫々の貧困度が高く世帯比も高いからである。特にこの時期の単身世帯の世帯比の上昇はおおきい。2010年における全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT測度によっても貧困率によっても、単身世帯と2人世帯である。貧困率の場合の寄与度は単身世帯で60%、2人世帯で27%となっていて、ここでも両世帯集団の夫々の貧困度が高く世帯比も高いからである。『国民生活基礎調査』(厚生労働省)では、1990年代中期以降2人世帯の世帯比が一番高く、その次に単身世帯の世帯比が高くなる。1995-05年間に於ける貧困にたいする寄与度の変動は、FGT測度によっても貧困率によってもほぼ同じで、貧困率に関する場合、世帯比が上昇している単身世帯と2人世帯で上昇している。2005-10年間に於ける貧困にたいする寄与度の変動は、FGT測度の場合と貧困率の場合とで異なる¹⁹⁾。同じ結果なのは2人世帯に関する寄与度の低下で、これは2人世帯の貧困度の相対的におおきな低下によるものである。

18) 1990年代中期以降については、世帯人数が減少するにつれて相対的不平等度が上昇するといえる(吉岡 2008, p.92)。

4.4 有業人員規模

表4-4は貧困度を有業人員規模集団別に分解した結果である。1990年代中期から2000年代中期において、有業人員規模別の貧困度の横断面的傾向は、FGT測度によっても貧困率によってもほぼ同じ結果で、有業人員数3人以上の世帯集団から世帯の有業人員数が減少するにつれて貧困度が上昇し、無業者世帯では非常に高い貧困度になる²⁰⁾。1995-05年間に於いて母集団のFGT測度および貧困率は上昇して、貧困率の場合、すべての有業人員規模別集団での貧困率の上昇と無業者世帯比のおおきな上昇とによる。FGT測度の場合、世帯比が一番高い有業人員数1人の世帯のFGT測度(二番目に高い)の上昇が一因である。

1995年および2005年において、全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT測度によっても貧困率によっても、無業者世帯と有業人員数1人の世帯である。例えば貧困率によると、1995年の場合の寄与度は無業者世帯で54%、有業人員数1人世帯で32%となっている。また、2005年の貧困率の寄与度は無業者世帯で52%、有業人員数1人世帯で35%である。有業人員数1人世帯の世帯比が一番高く、貧困度は二番目に高いのにたいし、無業者世帯の世帯比は三番目に高いが、貧困度は一番高いからである。非常に高い貧困度の無業者世帯の貧困率の上昇とFGT測度による寄与度の上昇が観察されるなか、近年無業者世帯の世帯比がおおきく上昇しているから、無業者世帯に注目する必要がある。無業者世帯とは『国民生活基礎調査』(厚生労働省)2009年版によると、「所得を伴う仕事をしている者のいない世帯」であり、無業者世帯の67%が高齢者世帯であり、50%強が単身世帯である。そして無業者世帯に占める29歳以下の若年者世帯の割合は4.8%もある。

19) 単身世帯の貧困率に関する寄与度の上昇は、貧困率に低下があったが2人世帯に比べ低下率が低く、世帯比の低下が相対的に小さかったことによる。単身世帯のFGTに関する寄与度の低下は、FGTに低下があり、4人以上の世帯集団の夫々のFGTが上昇し、それらの規模別集団の寄与度へ上昇がみられたことによる。

20) これは、第2節で明らかにされた有業人員数の不平等に関する横断的な傾向と同じである。

4.5 世帯構造

貧困度を世帯構造別に分解した結果の表4-5によると、FGT 測度によっても貧困率によってもほぼ同じ結果で、貧困度が高い世帯集団から単独世帯（単身世帯）、「一人親と未婚子のみ世帯」、「夫婦のみ世帯」となる。世帯構造別の相対的不平等（Theil 測度）の場合、1990年代以降、不平等度が高い世帯集団から、単独世帯、「一人親と未婚子のみ世帯」、「夫婦のみ世帯」となっていて²¹⁾、不平等度と貧困度とで類似した横断面的傾向を示すといえる。

1995-05年間に於いて母集団の FGT 測度および貧困率は上昇しているが、これは、ほとんどの世帯構造集団で貧困度が低下しているが、貧困度が非常に高い単独世帯と「一人親と未婚子のみ世帯」の夫々の世帯比が上昇していることによる。特に貧困率の場合、これに加えて「一人親と未婚子のみ世帯」自体の貧困度の上昇による。「一人親と未婚子のみ世帯」のほとんどが母子世帯であり、このことは上（4.1 世帯類型）で明らかにされた母子世帯の貧困度の上昇に対応している。2005-10年間に於ける母集団の FGT 測度および貧困率の低下は、ほとんどの世帯構造集団での貧困度の低下による。特に貧困率に低下がみられた「一人親と未婚子のみ世帯」の世帯比の上昇に注意が必要である。

1995年から2010年に於いて全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、FGT 測度によっても貧困率によっても、単独世帯と「夫婦のみ世帯」である。1995年の貧困率の場合の寄与度は単独世帯で52%、「夫婦のみ世帯」で24%となっていて、これは、共に貧困度が高く世帯比も比較的高いからである。このことは上（4.3世帯規模）で明らかにされた単身世帯と2人世帯に関する結果に対応している。世帯比は5.9%と低いが貧困度が高い「一人親と未婚子のみ世帯」の寄与度は9.3%（貧困率の場合）である。また2010年の貧困率の場合の寄与度は単独世帯で63%、「夫婦のみ世帯」で17%となっていて、世帯比が8%に上昇した「一人親と未婚子のみ世帯」の寄与度は10%になっている。一番貧困度が高い単独世帯の寄与度の上昇（特に2000年代半ばの世帯比の上昇）、二番目に貧困度が高い「一人親と未婚子のみ世帯」の世帯比の上昇、二番目に

21) 吉岡（2008）。

表4-5 FGT 測度及び貧困率の世帯構造要因による分解

貧困線=推定中央値/2

1995						
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
FGT(2)	0.1737	0.0393	0.0071	0.0797	0.0067	0.0489
寄与度	0.6514	0.1756	0.0583	0.0964	0.0183	1.0
世帯比	0.1836	0.2188	0.4040	0.0592	0.1344	1.0
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
貧困率	0.6380	0.2490	0.0665	0.3563	0.0468	0.2259
寄与度	0.5186	0.2413	0.1190	0.0933	0.0278	1.0
2005						
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
FGT(2)	0.1633	0.0298	0.0047	0.0699	0.0026	0.0524
寄与度	0.7278	0.1500	0.0289	0.0874	0.0058	1.0
世帯比	0.2337	0.2639	0.3214	0.0656	0.1155	1.0
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
貧困率	0.6211	0.2217	0.0548	0.4184	0.0344	0.2527
寄与度	0.5745	0.2316	0.0697	0.1086	0.0157	1.0
2010						
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
FGT(2)	0.1458	0.0211	0.0067	0.0505	0.0082	0.0457
寄与度	0.7229	0.1224	0.0492	0.0887	0.0168	1.0
世帯比	0.2268	0.2650	0.3343	0.0803	0.0936	1.0
世帯構造	単 独	夫婦のみ	夫婦と 未婚子のみ	一人親と 未婚子のみ	三世帯	全世界帯
貧困率	0.5581	0.1273	0.0473	0.2514	0.0338	0.1995
寄与度	0.6344	0.1692	0.0793	0.1012	0.0159	1.0

(資料) 表1-1に同じ。

(注) 1. 表1-1に同じ。

(注) 2. FGT(2):パラメータ2.0のFGT測度。

寄与度が高い2人世帯としての「夫婦のみ世帯」の世帯比の上昇などに高齢化社会の進展とそれに伴う世帯構成の変化が窺える。

4.6 世帯業態

『国民生活基礎調査』において全世帯は業態別に常雇用者世帯、短期契約雇用者世帯、自営業者世帯、「その他の世帯」に分けられている。「その他の世帯」には最多所得者が全く働いていない世帯（無業者世帯）が含まれる。貧困度を世帯業態別に分解した結果の表4-6によると、FGTによっても貧困率によってもほぼ同じ結果で、貧困度が高い世帯集団は「その他の世帯」と短期契約雇用者世帯である。1995年から2010年において全世帯の貧困度にたいする寄与度

表4-6 FGT 測度及び貧困率の世帯業態要因による分解

貧困線＝推定中央値/2

1995					
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.0131	0.0999	0.0398	0.1331	0.0427
寄与度	0.1958	0.0457	0.1322	0.6262	1.0
世帯比	0.6376	0.0196	0.1420	0.2009	1.0
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.0752	0.4459	0.1947	0.4873	0.1822
寄与度	0.2632	0.0478	0.1517	0.5373	1.0
2005					
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.0135	0.0818	0.0389	0.1181	0.0504
寄与度	0.1400	0.0806	0.1087	0.6707	1.0
世帯比	0.5231	0.0496	0.1410	0.2862	1.0
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.0968	0.4267	0.2523	0.4938	0.2487
寄与度	0.2035	0.0852	0.1430	0.5683	1.0
2010					
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
FGT(2)	0.0164	0.0578	0.0365	0.0980	0.0438
寄与度	0.2026	0.0822	0.1008	0.6144	1.0
世帯比	0.5424	0.0623	0.1209	0.2743	1.0
世帯業態	常雇用	短期契約	自営業	その他の世帯	全世帯
貧困率	0.0790	0.2597	0.1866	0.4020	0.1919
寄与度	0.2234	0.0843	0.1176	0.5747	1.0

(資料) 表1-1に同じ。

(注) 1. 表1-1に同じ。

(注) 2. FGT(2)：パラメータ2.0のFGT測度。

が高いのは、FGTによっても貧困率によっても、「その他の世帯」と常雇用者世帯である。これは常雇用者世帯の貧困度は低いが、世帯比が一番高いことと「その他の世帯」の世帯比が二番目に高く、貧困度が一番高いことによる。例えば、2010年における貧困率の寄与度は、「その他の世帯」で57%、常雇用者世帯で22%であり、前者の世帯比は27%で後者の世帯比は54%である。

1995-05年間に於いて母集団のFGT測度および貧困率は上昇してきて、貧困率の場合、短期契約雇用者世帯以外のすべての業態別世帯の貧困率の上昇と「その他の世帯」の世帯比のおおきな上昇とによる。FGT測度の場合も「その他の世帯」の世帯比のおおきな上昇が一因である。2005-10年間に於ける母集団のFGT測度および貧困率の低下は、ほとんどの世帯業態集団での貧困度の低下と「その他の世帯」の世帯比のおおきな低下とによる。

1995-05年間に於ける貧困にたいする寄与度の変動は、FGT測度によっても貧困率によってもほぼ同じで、世帯比と貧困度が上昇した「その他の世帯」で上昇し、貧困度は上昇したが世帯比が低下した常雇用者世帯で低下している。2005-10年間に於ける貧困にたいする寄与度の変動は、FGT測度の場合と貧困率の場合とでいくぶん異なる。同じなのは世帯比が上昇した常雇用者世帯の寄与度の上昇と世帯比が低下した自営業者世帯の寄与度の低下とである。世帯比に低下があった無業者世帯ともいえる「その他の世帯」の場合、FGT測度の寄与度は低下しているが²²⁾、貧困率の寄与度はいくぶん上昇している。このように貧困度が一番高い無業者世帯が含まれる「その他の世帯」の世帯比の動向により世帯の貧困度が決まるのが世帯の業態要因でみた近年の世帯構成の特徴の一つである。

おわりに

本稿に於ける主な実証結果は次の通りである。

1. 我が国の所得分配の相対的不平等度（ジニ係数、変動係数、Theil, Atkin-

22) 常雇用者世帯の寄与度の上昇の影響がおおきい。

son, 一般化エントロピー) は、70年代中頃から2000年代末頃まで約35年間上昇傾向にある。

2. 世帯所得の全体の不平等度を規定する世帯の属性集団間寄与度は、世帯の有業人員規模要因で一番大きく、これに次ぐ大きさの順序は世帯構造要因、世帯規模要因、世帯業態要因、世帯主の年齢要因となる。
3. 我が国の貧困度の最近の時系列変動に関して、2000年頃まで上昇傾向にある Watts 測度、貧困ギャップ比、FGT 測度および修正 Sen 測度と2005年頃まで上昇傾向にある Sen 測度および貧困率とに実証的に二分される。

次に本稿において主要な課題を扱った第4節の結果を要約する。

本稿で採用された『国民生活基礎調査』(厚生労働省)における「その他の世帯」に属す世帯の内容は、分類ごとに異なる。

1. 世帯の構成を世帯類型別に検討すると、2000年代を通じて高齢者世帯と母子世帯の貧困度 (FGT 測度, 貧困率) が「その他の世帯」に比べ非常に高く、特に2000年代半ばまでに、この両世帯集団の世帯比が上昇するという形の世帯構成の変化が起こっているといえる。全世帯の貧困度にたいする寄与度は高齢者世帯と「その他の世帯」で高い。
2. 世帯主年齢が30歳代から上昇するにつれ貧困度が上昇するが、29歳以下の若年者世帯の貧困度は60歳代の貧困度より高く、さらに2000年代半ばからは70歳代の貧困度より高くなっている。全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、60歳以上の高齢者世帯と29歳以下の若年者世帯であり、とくに2000年代には50歳代、60歳代および70歳代の世帯比が高くなるという形の世帯構成の変化が起こっている。
3. 世帯規模別に貧困度をみると、世帯規模6人以上の世帯から世帯人数が減少するにつれて貧困度が上昇し、単身世帯では非常に高い貧困度になる。全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、単身世帯と2人世帯である。『国民生活基礎調査』(厚生労働省)では、1990年代半ば以降2人世帯の世帯比が一番高く、その次に単身世帯の世帯比が高くなるという形の世帯構成の変化が起こっている。
4. 有業人員規模別に2000年代半ばの貧困度をみると、有業人員数3人以上の

世帯集団から世帯の有業人員数が減少するにつれて貧困度が上昇し、無業者世帯では非常に高い貧困度になっている。1995年および2005年において、全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、無業者世帯と有業人員数1人の世帯である。世帯比が一番高い有業人員数1人の世帯の世帯比の若干の低下と貧困度が一番高い無業者世帯の世帯比の大幅な上昇とが観察される。

5. 世帯構造別に貧困度をみると、貧困度が高い世帯集団から単独世帯（単身世帯）、「一人親と未婚子のみ世帯」、「夫婦のみ世帯」となる。1995年から2010年において全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、単独世帯と「夫婦のみ世帯」である。一番貧困度が高い単独世帯の寄与度と世帯比の上昇、二番目に貧困度が高い「一人親と未婚子のみ世帯」の世帯比の上昇、二番目に寄与度が高い2人世帯としての「夫婦のみ世帯」の世帯比の上昇などに高齢化社会の進展とそれに伴う世帯構造の変化が窺える。
6. 世帯業態別に貧困度をみた場合、貧困度が高い世帯集団は無業者世帯が含まれる「その他の世帯」と短期契約雇用者世帯である。1995年から2010年において全世帯の貧困度にたいする寄与度が高いのは、「その他の世帯」と常雇用者世帯である。後者の世帯比が一番高く、前者の世帯比は二番目に高い。貧困度が一番高い無業者世帯が含まれる「その他の世帯」の世帯比と常雇用者世帯の世帯比の動向により、全世帯の貧困度にたいする寄与度が決まるのが世帯の業態要因でみた近年の世帯構成の特徴の一つである。

本稿で採用された所得概念は世帯属性の影響や効果を含んだままの世帯の「総所得」や「可処分所得」であるから、それから計測される特性値自体の値よりもその時系列的な変動や横断面的な変動の分析に主眼が注がれたが、世帯属性の影響を除去した「等価所得」による検討は今後の課題としたい。

参 考 文 献

- 阿部 彩 (2006). 貧困の現状とその要因 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配』東京大学出版会 111-137.
- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Bourguignon, F. (1979). Decomposable Income Inequality Measures, *Econometrica*, 47, 901-

- 920.
- Brys, G., Hubert, M., and Struyf, A. (2004) A Robust Measure of Skewness, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 13, 996-1017.
- Cowell, F. A. (1980). On the Structure of Additive Inequality Measures, *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.
- Foster, J. E., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-766.
- Kolm, S. Ch. (1976). Unequal Inequalities I, *Journal of Economic Theory*, 12, 416-442.
- Kuga, K. (1980). Gini Index and the Generalized Entropy Class, 『季刊理論経済学』31(3), 217-228.
- Sen, A. K. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement, *Econometrica*, 44, 219-231.
- Shorrocks, A. F. (1995). Revisiting the Sen Poverty Index, *Econometrica*, 63, 1225-1230.
- 高山憲之 (1976). 所得・金融資産分布の不平等とその要因『経済研究』27(2), 134-142.
- 田辺和俊・鈴木孝弘 (2013). 多種類の所得調査を用いた我が国の所得格差の動向の検証『経済研究』64(2), 119-131.
- Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North Holland.
- Toyoda, T. (1980). Decomposability of Inequality Measures, 『季刊理論経済学』31(3), 207-216.
- 橋木俊昭・浦川邦夫 (2006). 『日本の貧困研究』東京大学出版会 第3章.
- 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 (1978). 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.
- 吉岡慎一 (1979). 所得不平等測度の変動傾向『一橋論叢』82(6), 711-725.
- 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.
- 吉岡慎一 (2010a). 2000年代の所得不平等度と貧困度の推移-JGSSと官庁統計-『西南学院大学経済学論集』45(3), 89-111.
- 吉岡慎一 (2011). 第2種一般化ベータ分布の日本の所得分配への適用『西南学院大学経済学論集』45(1・2), 123-138.
- 吉岡慎一 (2013). 日本の所得分配とパレート裾モデル-開端区間の平均値の推定-『西南学院大学経済学論集』47(3・4), 91-108.