

日本の所得格差についての検討*

舟岡史雄

橘木(1998)の日本の所得格差についての見解に対して、多数の研究者が統計の利用の仕方に問題があり適当でない指摘した。しかしながら、不平等度の比較に際して焦点となった、利用する統計データ毎になぜ計測結果が乖離するかの問いに対して十分な説明はなされていない。また、近年の所得の不平等化がいかなる要因によるかについて納得しうる結論は得られていない。本稿では所得分布の研究に利用されてきた統計調査のマイクロデータにもとづく結果を使用して、計測結果の乖離が統計調査の精度上の問題に起因するのか、それとも調査方法等の相違によって説明しうるのかを分析した。乖離は対象世帯、定義、捕捉率、推計方法の相違を主たる原因としており、これらを調整すれば計測結果は接近することが明らかになった。さらに世帯所得の不平等化に親と子の同居率の低下が大きく影響していることを指摘し、世帯の変容と不平等の関係ならびに不平等の捉え方を検討している。

1. はじめに

所得分布の計測結果に政策上の含意をもたせるためには、第一に目的に沿う形で計測し事実を的確に把握すること、第二に依拠した統計調査の特性を十分に認識し利用上の限界に留意すること、第三に計測結果に影響するシステムティックな要因を適切に抽出すること、が必要である。

これまでの所得分布の研究は、統計データに固有の性格から生じる影響に充分配慮して、同一統計を継続して利用する時系列推移の検討が中心であった。異なる統計調査間での比較、あるいは各国間での比較についての評価は慎重な吟味の上での、しかも禁欲的な言及にとどめていたのが実情である。また、所得分布をもとにした直接的な政策的言及については、ジニ係数等の単一の統計量は散らばりの状況を示す以上に多くの情報を提供するものではなく、そこから引き出せる結論には不自然な限界がある。異なる属性が混入しているデータ群から分布の形状を規定する属性や要因を検出し、分布情報の示す事実の背後にある本質を分析目的に沿う形で明らかにすることが肝要である。

橘木(1998)のわが国の平等神話崩壊論は従来の所得分布についての認識に修正を迫るもので、

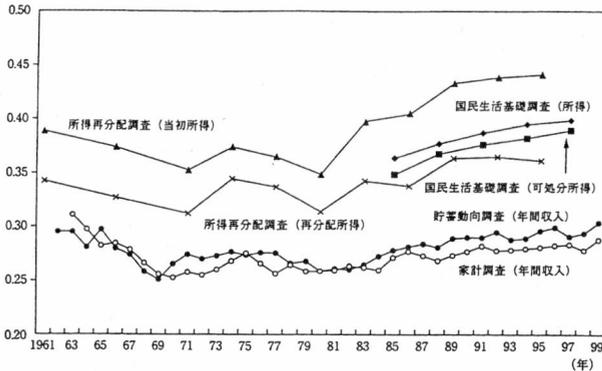
刺激的な主張である。『中央公論』(2000.5)と『文芸春秋』(2000.5)は橘木(1998)を受けて新たな階級社会への考察を展開している。(たとえば、佐藤(2000)を見よ)橘木(1998)は所得の不平等に広汎な関心を集めた意味で多大な貢献を為したが、上記の3つの点に充分な配慮を払うことなく分析し、大胆に結論づけた点で多くの瑕疵を残した。本稿では、2. で橘木(1998)を契機として行われた所得分布の研究成果を簡単に紹介し、3. で所得分布の各国比較の中で先鋭化した計測結果の統計間の乖離についてその原因を詳細に検討する。4. で所得分布の不平等化に支配的な要因を探り、所得分布の捉え方について考察する。

2. 所得格差をめぐる議論

わが国における所得分布の長期にわたる時系列変動は、総務庁の「家計調査」、「全国消費実態調査」と厚生省の「所得再分配調査」、「国民生活基礎調査」等から知ることができる¹⁾。図1に、これらの統計データにもとづいて計測したジニ係数を示す。ジニ係数でみた所得格差は高度経済成長期以降、概ね縮小傾向にあったが、1980年代に入って緩やかに拡大しつつある。

諸外国との比較については、Sawyer(1976)によれば1970年当時の日本は北欧諸国と同程

図1. ジニ係数の推移



備考 1) 厚生省「所得再分配調査」および「国民生活基礎調査」、総務庁「貯蓄動向調査」および「家計調査」より作成。

2) 「所得再分配調査」のジニ係数は厚生省の公表値による。

3) 「国民生活基礎調査」のジニ係数は所得および可処分所得二十五分位階級より推計。

4) 「貯蓄動向調査」および「家計調査」のジニ係数は、年間収入五分位階級より推計。

出典) 梅溪(2000)。

度に平等であり、最近では Atkinson・Rainwater・Smeeding(1995)および西崎・山田・安藤(1997)から、OECD 諸国のなかで北欧諸国を除いて比較的平等な位置にあることが明らかとなっている。わが国の所得分布の状況についてのこうした認識は多くの研究者の共有するところであり、橋木(1998)の近年「わが国の所得分配の不平等度が急激に高まり」、「先進諸国の中でも最高の不平等度である²⁾。」との主張は多くの議論を巻き起こした。橋木(1998)に対する問題点の指摘は、大半が論拠となった所得格差の計測結果のベースとなった統計の利用の仕方についてであり、その他、所得格差の拡大に対する捉え方についてである。

個々の統計は調査目的によって調査対象、標本設計、調査事項、定義等を異にする。所得分布の計測結果はこれら調査方法に大きく依存しており、調査間で相違している。したがって、所得分布の不平等度の水準についての評価や各国比較は使用する統計データの十分な吟味を必要とする。大石・伊藤(1999)は、橋木・八木(1994)、橋木(1998)が行ったジニ係数による不平等度の日米比較は、対象世帯の範囲ならびに所得概念の相違により適当ではなく、範囲と概念を可能な限り調整すれば日米間で大きな差となることを指摘している³⁾。大竹・齊藤(1999)は、橋木・八木(1994)等が利用した所得再分配

調査の「当初所得」に対して、公的年金、退職金、生命保険金等を調整して家計調査の所得概念に近づければ、ジニ係数が大きく低下することを確認している。太田(2000)は、再分配前所得と再分配後可処分所得について対象世帯の範囲と所得概念を OECD ベースに統一し、さらに算出方法⁴⁾を共通にして求めたジニ係数の比較から、所得格差が OECD 諸国のなかで再配分前では小さく、再配分後では中位であることを明らかにし

ている。いずれの分析においても、1980年代以降、不平等度は進展したもののそのテンポは緩やかで、先進各国比較で不平等化が顕著となった事実は観察されないと指摘している。

所得分布の研究においては、個人間あるいは世帯間に所得の相違がある状態を「所得分布の不平等」と記述し、不平等の用語になんらの価値判断は含めないことが通例である。(溝口・寺崎(1995))所得分配の公平・公正の観点から不平等度を検討する際には、公正の基準に適応した所得分布に係る記述統計量を使用することが必要である⁵⁾。同時に、不平等度を高める要因が公平・公正を損うか否かの客観的分析も重要である。西崎・山田・安藤(1997)は、世帯規模の違いを調整した等価可処分所得の分配は世帯当り可処分所得の分配よりも先進諸国のなかで比較的平等な位置にあり、個人にとっての経済厚生を考慮しない世帯当り所得にもとづく議論はミスリーディングであると主張している。梅溪(2000)は所得格差に関する国民の意識において、過去10年間での格差が拡大と縮小の回答はそれぞれ、38%、34%であるなかで、30~40歳の世代では拡大の割合が高く、50歳以降の世代では縮小の割合が高い結果を示し、ジニ係数の変化と整合的であるとしている。1980年代以降の不平等化について、大竹(2000)は人口構成の変化が主たる源泉であり「みせかけの不平等

等化」である、また、太田(2000)は日本の賃金格差が年功賃金による年齢間格差を除けば国際的にみて小さいことを指摘している。

橘木(1998)の主張を契機として、所得分布の統計間の差異が共通の関心事となり、統計データの特性と不平等度の関連の究明や不平等化の要因の統計データにもとづく客観的な分析の必要性が強く認識されてきている。

3. 所得分布に利用する統計データの特性

3.1 対象世帯の比較

所得分布に利用する主たる統計の対象世帯が、所得再分配調査、国民生活基礎調査、全国消費実態調査と家計調査の間で単独世帯と農林漁家世帯を含むか否か⁶⁾において異なることについては共通の理解となっている。更に詳細に検討すれば、前者についてもそれぞれ異なっている⁷⁾。ここでは、調査対象世帯について、所得再分配調査を包含する国民生活基礎調査と全国消費実態調査の相違を検討しよう。国民生活基礎調査は、国勢調査と比較して「一般世帯」から外国人世帯を除いている他、「施設等の世帯」について国勢調査が棟・施設毎にまとめて一世帯としているのに対して、寮・寄宿舎に居住する学生・生徒をそれぞれ一つの単独世帯としている点で相違する。したがって、国民生活基礎調査は国勢調査の一般世帯数と比較して、外国人世帯分が過少で寮・寄宿舎の学生等世帯分が過多となる。他方、全国消費実態調査は同じく外国人世帯を除いていることに加えて、学生および15歳未満の単独世帯を除いている⁸⁾。

母集団復元の推計の仕方は両調査で異なっている。国民生活基礎調査(世帯票)は調査時点の各県および政令都市の推計人口を補助変数として比推定で推計している。他方、全国消費実態調査は4年前の国勢調査の母集団情報にもとづいて市区町村毎に抽出率の逆数を乗じて推計している。すなわち、復元した母集団情報について、平成7年国民生活基礎調査は平成7年国勢調査と対応し、平成6年全国消費実態調査は平

表1. 単独世帯比率

国民生活基礎調査(1995年)	22.6%	全国消費実態調査(1994年)	20.4%
国勢調査(1995年)	25.6%	国勢調査(1990年)	23.1%

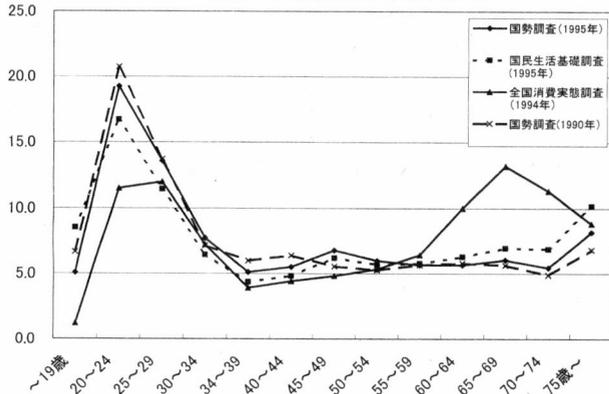
成2年国勢調査と対応している。両調査を国勢調査と比較したとき、調査対象の大きな差は単独世帯の比率に反映することが予想される。

表1は両調査の単独世帯比率を国勢調査の一般世帯に占める単独世帯の比率と対比したものである。平成7年国勢調査によれば寮・寄宿舎に居住する学生・生徒数は31.7万人であり、各人が独立して居住または生計を営んでいると仮定すれば一般世帯の0.72%に相当する。外国人単独世帯の比率は0.56%であるので、国民生活基礎調査の単独世帯比率は国勢調査とほぼ一致して然るべきであるにも拘らず、3.0%低くなっている。その原因は平成7年調査の世帯票の回収率が91.0%であり、未回収世帯が単独世帯に相対的に数多く出現したことによるものと考えられる⁹⁾。全国消費実態調査については、単独世帯比率は4年前の国勢調査に比べて2.7%低い。文部省高等教育局による「平成2年度学生生活調査¹⁰⁾」によれば、寮以外の自宅外に居住する学生は103.7万人であり一般世帯の2.7%に相当する。当然ながら全国消費実態調査は学生を除く単独世帯を母集団の比率でほぼ捕捉している。ただし、高齢化の進展等に伴う単独世帯の増加によって、4年前の母集団情報による復元が実態よりも単独世帯比率を低くしていることは否めない。

単独世帯の年齢分布はどうであろうか。図2から、国民生活基礎調査は国勢調査(一般世帯)と比べて年齢構成において若年層がやや少なく、高齢層が多いことが明らかである¹¹⁾。全国消費実態調査については高齢層の比率はかなり高く、巷間言われている「貧しい高齢者の過小把握」とは単独世帯に限れば逆の結果である。

2人以上世帯についても、全国消費実態調査の調査対象とくに高齢者世帯の捕捉への疑念が示されている¹²⁾。ただし、世帯主の定義が統計間で異なることに注意する必要がある。世帯主について、国勢調査は「世帯を主宰する者」と

図2. 世帯主の年齢階級分布(単独世帯%)



世帯主のほうが1.5~1.7%高い結果となっている。全国消費実態調査は国民生活基礎調査と比較して高齢者の調査協力を求め難いので偏りがあるとの批判の多くは世帯主の定義の相違によるもので、必ずしも当を得ていないことがわかる。しかしながら、同調査を所得分布に利用する際、単独世帯の場合と同様、対象母集団が高齢化の進展を反映していない問題は残る。

定義し、国民生活基礎調査の「収入の多少に関係なく、世帯の判断による」と類似しているのに対して、全国消費実態調査は「名目上の世帯主ではなく、その世帯の家計の主たる収入を得ている人」と定義しており、国勢調査および国民生活基礎調査とは異なっている。

表2に世帯主および最多所得者の年齢階級別の世帯分布を示す。国民生活基礎調査は国勢調査と比較して60歳以上の高齢者の比率が若干高いものの、ほぼ近接した分布となっている。全国消費実態調査の高齢者捕捉は、最多所得者ベースでみる限り国民生活基礎調査と比較して決して低くはなく、むしろ若年層で過小であることがわかる。ちなみに、1986年国民生活基礎調査において、世帯主と最多所得者の5歳刻みの年齢階級分布は60歳以上の高齢者において

3.2 世帯分布にみる統計データの特徴

集計世帯の相違等が所得分布にどのような影響をもたらすであろうか。これまで所得分布の研究で広く利用されてきた所得再分配調査に主として焦点を当てて検討しよう。所得再分配調査は大規模調査の翌年に実施される国民生活基礎調査の所得票調査において設定された単位区内の全世帯を調査対象としている。所得票調査は世帯票調査の調査地区のなかの約1/5の単位区を調査対象としており、3年毎の大規模調査では約5万世帯、中間年には約1万3千世帯を調査対象としている。以下では、所得再分配調査の所得分布上の特徴を大規模調査年である平成7年の国民生活基礎調査から明らかにする¹³⁾。

同調査の母集団分布の推計方法は所得票調査と世帯票調査で異なっている。所得票調査は各

県および政令都市別に単位区の抽出率の逆数をウェイトとして推計している。したがって、世帯属性別の所得分布の結果に県・政令都市毎の回収率の差が顕著に反映する¹⁴⁾。さらに県内・政令都市内は同一のウェイトであるので、同一県内の単位区毎の回収率の差についても同様となる。所得票の回収率は84.9%であり、世帯票に比べて低い。一般に、近年の統計調査においては、都市規模が大きいほど

表2. 世帯主の年齢階級分布(2人以上一般世帯%)

年齢階級	世帯主		最多所得者	
	国民生活基礎調査(1995年)	国勢調査(1995年)	国民生活基礎調査(1986年)	全国消費実態調査(1984年)
全体	100%	100%	100%	100%
~24歳	1.0	1.2	1.7	0.7
25~29	3.5	4.1	4.9	4.6
30~34	6.5	7.0	9.9	11.8
35~39	8.0	8.2	16.5	16.1
40~44	11.1	10.8	13.8	15.5
45~49	13.9	14.2	13.5	13.5
50~54	12.9	12.6	13.0	12.0
55~59	11.8	11.5	10.7	10.6
60~64	11.0	10.6	6.8	6.7
65~69	8.8	8.5	4.0	4.4
70~74	5.5	5.3	2.9	2.6
75歳~	6.0	5.9	2.4	1.5

表3. 所得票の世帯構成比の世帯票の世帯構成比に対する比率(%)

世帯主年齢階級		世帯人員		世帯業態	
0～29歳	70.7	単独世帯	76.1	常雇者世帯	100.0
30～39歳	101.1	2人世帯	105.1	年未満の雇用	86.6
40～49歳	101.8	3人世帯	106.5	月未満の雇用	96.4
50～59歳	102.8	4人世帯	106.6	自営業者世帯	100.0
60～69歳	108.2	5人世帯	109.7	その他世帯	93.5
70歳以上	107.7	6人以上世帯	112.5	専業農耕世帯	120
				兼業農耕世帯	120
		有業人員		世帯類型	
		0人	92.9	高齢者世帯	106.5
		1人	95.4	母子世帯	97.5
		2人	106.8	父子世帯	92.2
		3人以上	111.2	その他世帯	99.0

資料) 厚生省『平成7年国民生活基礎調査』。

表4. 世帯類型別の平均年間所得(万円)

世帯主年齢階級		世帯人員		世帯業態	
全体	664	単独世帯	286	常雇者世帯	744
0～29歳	343	2人世帯	544	年未満の雇用	482
30～39歳	592	3人世帯	723	月未満の雇用	380
40～49歳	753	4人世帯	837	自営業者世帯	758
50～59歳	870	5人世帯	884	その他世帯	301
60～69歳	647	6人以上世帯	1004	専業農耕世帯	435
70歳以上	478			兼業農耕世帯	839
		有業人員		世帯類型	
		0人	270	高齢者世帯	332
		1人	574	母子世帯	269
		2人	811	父子世帯	502
		3人以上	1049	その他世帯	728

資料) 厚生省『平成7年国民生活基礎調査』。

回収率は悪い状況にある。回収状況を反映した結果が表3である。

世帯主の年齢分布において、所得票の世帯構成比は世帯票に比べて30歳未満の若年層で約30%低く、60歳以上で高い¹⁵⁾。また、大家族世帯、農耕世帯、高齢者世帯が過大であり、単独世帯、無業世帯、母子世帯等が過小である¹⁶⁾。

表4はこれらの世帯類型別の平均年間所得を記す。世帯主年齢階級では平均所得に比べて若年者世帯の所得が約1/2、次いで70歳以上の高齢者世帯の所得が7割強と少ないが、60～69歳の世帯はほぼ平均所得の水準にある。平均所得の半分以下の世帯類型は単独世帯、有業人員ゼロの世帯、無業世帯が約90%を占めるその他世帯、母子世帯、および(18歳未満の未婚者も

含む)男65歳以上、女60歳以上の者のみからなる高齢者世帯である。世帯人員や有業人員が多い世帯あるいは大家族の比率が高い兼業農耕世帯の平均所得は高い。所得票調査は低所得者の多い世帯類型についていえば、高齢者世帯、世帯主が70歳以上の世帯を過大に反映している反面、学生世帯の捕捉の困難を反映して、単独世帯、世帯主が30歳未満の世帯、有業人員ゼロの世帯の比率は過小である。

全国消費実態調査は4年前の世帯分布に比べて、高齢化、無業化、核家族化が進展していることを考慮すれば、低所得階層をやや低く捉えていることが予想される。家計調査は単独世帯を調査対象外としているので全国消費実態調査、国民生活基礎調査等に比べて平均所得が高く、所得分布も上方へシフトしていることは明らかである。

3.3 統計調査間の所得分布の乖離

統計調査間でこれまでに明らかとなった調査方法等の相違が所得分布の計測結果にいかなる乖離をもたらすかを検討しよう。表5は国民生活基礎調査と全国消費実態調査の所得分布の百分位値を示している。中央値はそれぞれ520万円、600万円であり、全国消費実態調査のほうが80万円上回っている。全国消費実態調査の上方シフトは高所得分位値を除くいずれの分位値についても同様であり、とりわけ低所得分位値での乖離率は大きい。

低所得階層においては、国民生活基礎調査の1%分位値37万円以下の世帯の約6割は29歳以下と65歳以上の単独世帯である。これらの世帯は5%分位値97万円以下の世帯の約半数を占め、貧困層の中心を形成している。5%分位値以下の所得階層に含まれる若年層の大半は無業であり、ほぼ学生に対応するものと考えられる。平成8年度学生生活調査によれば、自宅寮・寄宿舍、下宿・間借り等に居住する大学生の年間生活費の平均はそれぞれ、161万円、195万円、231万円であり、家庭からの給付が約3/4を占めている。国民生活基礎調査において、低所得階層に位置する学生が親からの授業料等

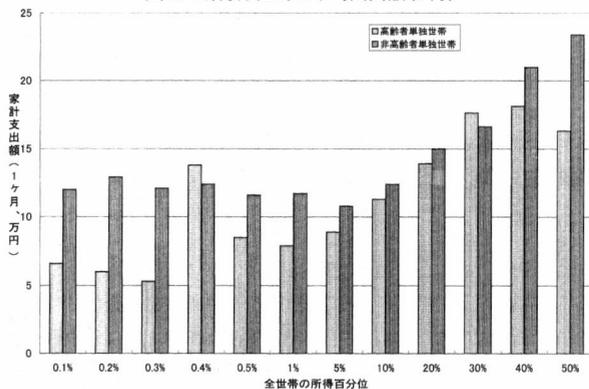
表5. 所得分布の百分位値(万円)

分位値	国民生活基礎調査 総所得 (1992年)	全国消費実態調査 年間収入 (1994年)
1%	37	65
2%	60	96
3%	75	120
4%	87	135
5%	97	150
10%	150	220
25%	300	374
50%	520	600
75%	805	890
90%	1150	1230
95%	1430	1500
96%	1534	1578
97%	1680	1694
98%	1925	1887
99%	2418	2290
100%	12668	24715

の仕送りやその他所得を収入として計上していない可能性は高い。図3にみるように、5月1ヶ月間の家計支出額と対比したとき、低所得階層に位置する非高齢者単独世帯の所得はあまりに不釣り合いである。所得の正確な調査が困難な学生等を所得分布の計測の対象に加えることは計測結果を歪める恐れがある。そもそも、所得分布を把握する上で、親の庇護のもとにあり休暇中は帰省して親と同居する学生を独立して生計を営む世帯と見做しうるかについては、十分な吟味が必要であろう¹⁷⁾。

表5において、国民生活基礎調査の5%分位値97万円は全国消費実態調査の2%分位値に

図3. 所得分位別の平均支出額(5月)



資料) 厚生省『平成4年国民生活基礎調査』。

相当し、10%分位値は5%分位値に、25%分位値は17%分位値に、50%分位値は42%分位値にそれぞれ相当する。国民生活基礎調査において学生世帯の捕捉率は低いものの、学生世帯は国勢調査一般世帯の約3.4%を占める。学生世帯を調整し、1991年から1993年の所得増加率2~3%を加味すれば¹⁸⁾、両調査の所得分布の乖離はかなりの程度縮小するものと予想される。

残る若干の乖離は両調査の高齢者の捕捉の相違に求められる。国民生活基礎調査においては所得票が福祉事務所経由で調査されることもあって、高齢者単独世帯を多く含む高齢者低所得世帯の回収率は良好で、結果として低所得世帯は所得分布に過大なウェイトを持つこととなる。他方、全国消費実態調査は4年間に高齢化および4.3で検討する非同居化が進展したことを十分に反映していない。

以上、国民生活基礎調査と全国消費実態調査の間の所得分布の乖離は、(ア)学生世帯を含むか否か、(イ)母集団復元の仕方、に主たる原因を見出し得た。所得分布の変化をみる際、国民生活基礎調査は学生世帯の回収率が年毎に変動することによる所得分布への影響、そして、全国消費実態調査は人口構成の変化を調査時点での確に反映していない点に注意が必要である¹⁹⁾。

4. 不平等の実態とその要因

4.1 不平等の実態と推移

表6は国民生活基礎調査の所得階級別の結果から算出した所得分布指標である²⁰⁾。

世帯全体のジニ係数は緩やかに上昇しており、この10数年、所得分布のバラツキが大きくなっていることを確認できる。所得分布の推移において顕著な事実とは低所得階層の比率の上昇である。1986年から1995年まで中央値は約30%上昇したのに対して、5%分位値はほぼ横ばいであったため、中央値に対する5%分位値は20%を下回るに至っている。中央値に対する10%分位値も低下傾向にあり、また貧困線を中央値の30%、50%に設定したときのそれぞれにおける貧困世

表6. 所得分布指標の推移

所得分布指標	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
中央値	423万円	458万円	526万円	547万円	539万円
所得5%分位値/中央値	0.235	0.221	0.188	0.187	0.192
所得10%分位値/中央値	0.329	0.311	0.289	0.283	0.278
貧困世帯比率(中央値の30%の所得以下の世帯比率)	0.085	0.094	0.105	0.109	0.112
貧困世帯比率(中央値の50%の所得以下の世帯比率)	0.193	0.199	0.209	0.211	0.221
(所得95%分位値-所得5%分位値)/中央値	2.371	2.425	2.177	2.571	2.607
(所得90%分位値-所得10%分位値)/中央値	1.782	1.868	1.864	1.928	1.968
全体のジニ係数	0.357	0.367	0.371	0.376	0.382
上下5%切り落しのジニ係数	0.287	0.298	0.302	0.316	0.323
上下10%切り落しのジニ係数	0.244	0.254	0.261	0.271	0.278

資料) 厚生省『国民生活基礎調査』。

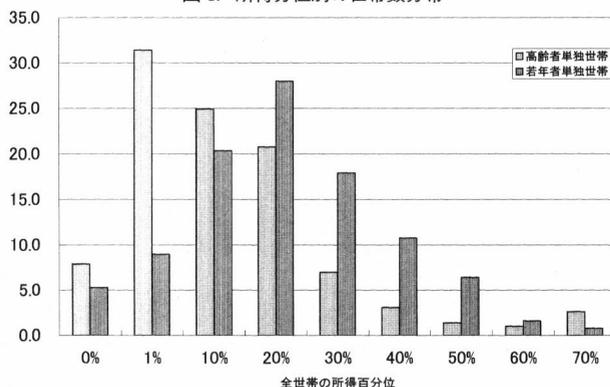
帯比率は一貫して上昇している。1980年代半ばからの10数年間は所得分布において貧困問題の重要性をあらためてクローズアップしている。

学生を除けば、低所得階層には高齢者単独世帯が多く含まれる。図4にみるように、高齢者単独世帯の所得分布は低所得階層に大きくシフトしていて、高齢者単独世帯はほとんどが貧困世帯の所得以下にとどまっている。その実相を吟味すると、全世帯の所得分布の5%分位値以下に位置する高齢者単独世帯の約9割が無業である。これらの世帯の8~9割が公的年金・恩給を主たる所得源としている。総じて支出は節約的であり(図3)、1%分位値以下の世帯のほとんどが仕送りなし、財産所得なし、稼働所得なしであり、大半がわずかの公的年金・恩給を受給している状況にある。さらに、これらの階

層は調査結果をみる限り、貯蓄額が僅少の世帯を多数含んでいる。(図5)所得が生活保護基準額にはるかに達しない世帯については、調査データの十分な吟味が必要であると同時に、所得分布とは切り離して、和田・木村(1998)の分析にみられるように貧困の把握の観点から行政資料等を併せて活用した分析が必要であろう。

低所得階層および所得の捕捉が困難と言われる高所得階層を除いたとき、所得分布はどうであろうか。これらの所得階層の調査に介在する誤差の影響を避けるために、5%分位偏差、10%分位偏差および所得の上位と下位を5%、10%切り落としてジニ係数を算出した(表6)。これらの所得不平等の指標も同様にこの期間に上昇している。この事実はこの統計調査と不平等尺度を利用したとしても、不平等が拡大している計測結果が得られることを示唆する。

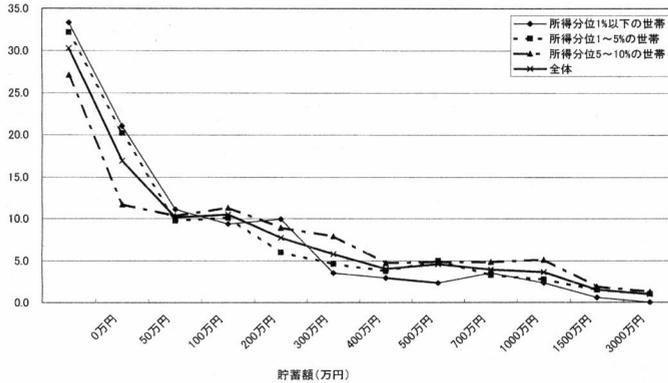
図4. 所得分位別の世帯数分布



資料) 厚生省『平成4年国民生活基礎調査』。

所得不平等の実態を世帯属性ごとに詳細に把握しよう。表7は平成6年全国消費実態調査からタイトル尺度によって計測した結果である。先行研究との比較のためジニ係数も掲載してある。表から以下の事実を読み取ることができる。世帯主年齢階級別については高年齢になるほど不平等度は高くなるが、現役世代については同一年齢階層内の不平等度は低い。これは多くの先行研究の結果と同様である。単独世帯、有業人員ゼロの世帯、無職世帯、女性

図5. 低所得高齢者の貯蓄額分布



資料) 厚生省『平成4年国民生活基礎調査』。

世帯主の世帯の不平等度が高いが、表4にみるように、これらの世帯には低所得階層に位置する世帯が多く含まれることによる。農林漁家世帯の不平等度が高いのは専業農家と兼業農家の存在による。

1984年と比較して不平等度が顕著に高まったのは女性世帯主の世帯と単独世帯であり、タイル尺度でそれぞれ0.064, 0.072増加している。表8はタイル尺度の分解によって、世帯属性で区分したクラス間の不平等を計測した結果である。世帯人員、有業人員の相違が不平等をもたらす効果は大きく、かつ10年間で高まっている。次いで世帯主の職業と世帯主年齢の効果が

大きい。

4.2 所得分布の不平等化の要因

1984年～1994年の所得分布の不平等化をもたらした要因を表9に示すタイル尺度の変化の寄与度分解の結果を踏まえて検討しよう²¹⁾。

世帯主年齢については、クラス内タイル尺度の変化の大半が年齢構成の変化によることを示している。この10年間に44歳以下の年齢階級で世帯比率は低下し、とくに30歳代の構成比は約8%減少している。他方、60歳以上の世帯の構成比は8.2%増加している。不平等度の低い若年層の構成比が減少し、不平等度の高い高齢層の構成比が増加したことによってクラス内タイル尺度の不平等が高まったことがわかる²²⁾。住宅の所有状況については、持ち家ありと無しのクラス間格差は1989年以降の5年間に大幅に縮小した(寄与率は38%)結果、10年間を通して縮小している。また、いずれのクラスにおいてもタイル尺度は上昇しており、持ち家の有無とは別の要因が不平等化に関わっていることがわかる。世帯主の職業については、高齢化に伴って無職世帯の比率が8.5%上昇し

表7. 世帯類型別のジニ係数とタイル尺度

世帯主年齢階級			世帯人員			世帯主の職業		
	ジニ係数	タイル尺度		ジニ係数	タイル尺度		ジニ係数	タイル尺度
全体	0.345	0.207	単独世帯	0.363	0.239	労務作業者	0.288	0.142
0～24歳	0.217	0.081	2人世帯	0.329	0.196	職員	0.269	0.120
25～29歳	0.218	0.092	3人世帯	0.291	0.144	個人営業	0.366	0.254
30～34歳	0.218	0.088	4人世帯	0.263	0.127	農林漁家	0.354	0.221
35～39歳	0.230	0.099	5人世帯	0.263	0.122	その他	0.263	0.122
40～44歳	0.242	0.110	6人以上世帯	0.276	0.143	無職	0.378	0.247
45～49歳	0.265	0.133						
50～54歳	0.285	0.143						
55～59歳	0.337	0.193						
60～64歳	0.392	0.264						
65歳以上	0.436	0.354						
住宅の所有状況			有業人員			世帯主の性別		
	ジニ係数	タイル尺度		ジニ係数	タイル尺度		ジニ係数	タイル尺度
持家	0.334	0.196	0人	0.347	0.214	男	0.306	0.165
民営賃貸住宅	0.324	0.183	1人	0.310	0.171	女	0.414	0.309
公営住宅等	0.294	0.147	2人	0.269	0.131			
借間・寮・寄宿舎	0.246	0.108	3人以上	0.268	0.129			

資料) 総務庁『平成6年全国消費実態調査』。

表 8. タイル尺度によるクラス間の不平等

	全体	世帯主の年齢	住宅の所有状況	世帯人員	有業人員	世帯主の職業	世帯主の性別
1984年	0.176	0.028	0.020	0.041	0.036	0.034	0.021
1989年	0.199	0.034	0.020	0.050	0.048	0.040	0.027
1994年	0.207	0.037	0.017	0.052	0.057	0.048	0.028

資料) 総務庁『全国消費実態調査』。

表 9. タイル尺度変化の寄与度分解(1984年-1994年)

		世帯主の年齢	住宅の所有状況	世帯人員	有業人員	世帯主の職業	世帯主の性別
クラス間		29.0%	-9.5%	35.5%	67.7%	45.4%	22.6%
クラス内	世帯比率	75.4%	7.8%	2.1%	-14.0%	-21.9%	-6.9%
	平均所得比率	-1.9%	-6.4%	18.7%	16.8%	17.4%	17.5%
	タイル尺度	8.7%	110.9%	49.1%	30.7%	67.1%	63.2%

資料) 総務庁『全国消費実態調査』。

たことによってクラス間の不平等が高まった他、農家、商人、個人経営者等の個人業主世帯内で不平等が拡大したことに大きく依拠している。世帯人員、性別については、クラス間格差の拡大に加えて、それぞれ、単独世帯、女性世帯主世帯のクラス内不平等が拡大したことを指摘できる。以上、1984年～1994年の不平等の拡大は(ア)世帯の高齢化が進展したこと(イ)単独世帯、女性世帯主世帯、個人業主世帯のなかで不平等が拡大したこと(ウ)世帯規模間の格差、有業世帯と無業世帯の格差が拡大したことによると判断できる。

これまでの研究において所得分布の不平等は年功序列賃金制度を背景とした年齢間所得格差

に多くの原因があるとされてきた。年齢構成比の変化は年齢階級間所得格差のみならず階級内所得格差の大きい年齢層へのシフトを通して所得分布の不平等化に関係する²³⁾。表10は世帯主の年齢階級別のジニ係数の推移を示している。高年齢階級のほうが不平等度が高い傾向にある。同一年齢階級内でのジニ係数は3時点ではほぼ接近した値で安定的に推移している。

それでは、なぜ高年齢階級になるほどジニ係数が高くなるのであろうか。表11は1994年の世帯主の年齢階級別の有業人員数と世帯の年間収入を全世帯と世帯類型別に示す。「夫婦のみ」の世帯について、世帯主が60歳未満の世代は共働き世帯が約半分である。60歳以上の世代では世帯主の退職を反映して有業人員は1を下回ってくる。「夫婦+子供」の世帯について、子育ての時期の30歳代までは共働きは3～4世帯に1世帯の割合に過ぎず、有業人員は夫婦のみの世帯を下回るが、子育てがほぼ終了する40歳代には有業人員は「夫婦のみ」の世帯を上回ってくる。さらに、世帯主が50歳代になると子供が職をもつ結果、有業人員は2を超えてくる。「夫婦+親」の世帯について40歳代半ば頃までは有業人員はほぼ2人であるが、それ以降は親世代の引退により有業人員は減少する。ただし、子供との同居による3世代世帯の有業人員を反映してその減少は緩やかである。年間収入はほぼ有業人員に対応した水準となっており²⁴⁾、子供が成長した後も親と同居するか否か

表 10. 世帯主の年齢階級別年間収入のジニ係数

全世帯	1984	1989	1994
全 体	0.319	0.336	0.345
-24	0.211	0.234	0.217
25-29	0.210	0.207	0.218
30-34	0.217	0.225	0.218
35-39	0.226	0.233	0.230
40-44	0.241	0.238	0.242
45-49	0.260	0.255	0.265
50-54	0.290	0.299	0.285
55-59	0.340	0.345	0.337
60-64	0.407	0.389	0.392
65-	0.453	0.450	0.436

資料) 総務庁『全国消費実態調査』。

表 11. 有業人員(人)と年間収入(万円)

	全世帯		夫婦のみ世帯		夫婦+子供の世帯		夫婦+親の世帯	
	有業人員	年間収入	有業人員	年間収入	有業人員	年間収入	有業人員	年間収入
全 体	1.60	690	1.03	620	1.76	810	1.55	847
-24	1.09	293	1.43	451	1.16	365	2.00	380
25-29	1.30	448	1.56	571	1.24	484	1.87	753
30-34	1.36	565	1.50	631	1.27	574	2.10	737
35-39	1.50	680	1.53	718	1.38	667	1.99	949
40-44	1.64	769	1.54	738	1.54	764	1.95	888
45-49	1.86	867	1.58	815	1.83	894	1.81	1009
50-54	2.16	942	1.53	853	2.32	1026	1.63	1018
55-59	2.10	884	1.40	802	2.54	1066	1.21	873
60-64	1.52	655	0.98	594	2.17	910	0.88	757
65-	0.91	469	0.56	500	1.74	758	1.55	599

資料) 総務庁『平成6年全国消費実態調査』。

は世帯収入を大きく変動させ、40歳代後半～50歳代のジニ係数を大きくする要因となっている。世帯のあり方が変わるなかで、世帯主の賃金所得と世帯規模・有業人員のいずれが世帯所得に対してドミナントであるかについて、所得分布の分析においてあらためて検討する必要がある。

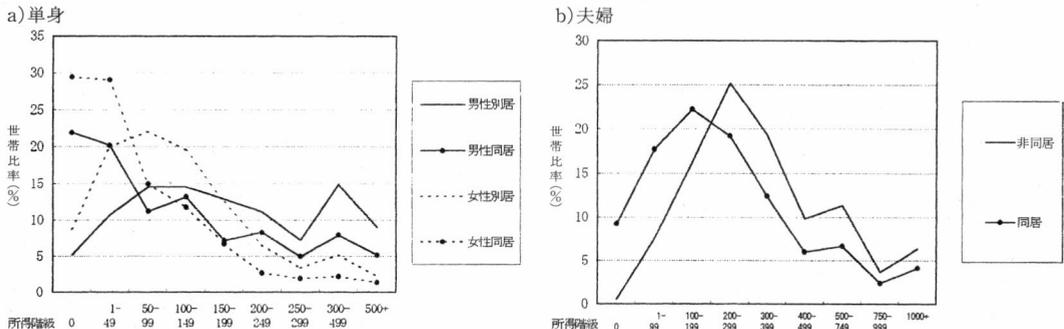
4.3 世帯の多様性と所得分布の捉え方

所得分布の世帯間の不平等の拡大に世帯主年齢別の世帯構成比、有業人員、就業世帯比率、世帯規模の変化が大きく寄与していることを確認した。親世代と子世代の同居状況はこれらのいずれにも密接に関係する。親と子夫婦の同居の決定にそれぞれの所得水準が大きき要因として関わっている²⁵⁾。

図6は平成14年国民生活基礎調査にもとづいて同居・非同居別に60歳以上の高齢者の所

得分布をみたものである。高齢単身者については、同居者は所得なしが多く、男性同居者の22%、女性同居者の30%は所得なしである。同居者の所得分布は非同居者に比べて左方にシフトしていて、同居者に対する非同居者の所得は男性1.4倍(248万円/179万円)、女性1.8倍(132万円/75万円)である。高齢者夫婦についても同様であり、同居夫婦の所得は非同居夫婦の所得の70%(291万円/417万円)に過ぎない。図7の所得階級別の同居率から明らかなように、親の所得が少ないとき同居率は高く、生活保護受給世帯の所得水準²⁶⁾を上回ると同居率はほぼ横ばいとなる。65歳以上の高齢者が子夫婦と同居している世帯の最多所得者の9割弱は非高齢者である。1986年国民生活基礎調査によれば、65歳以上の高齢者が世帯主である世帯のうち高齢者が最多所得者である世帯は約2/3に過ぎない。したがって、国民生活基礎調査にもと

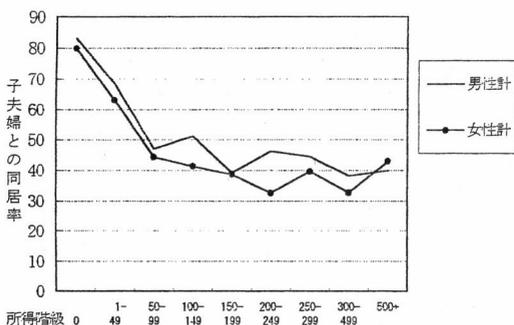
図 6. 子夫婦との同居・非同居別の所得分布



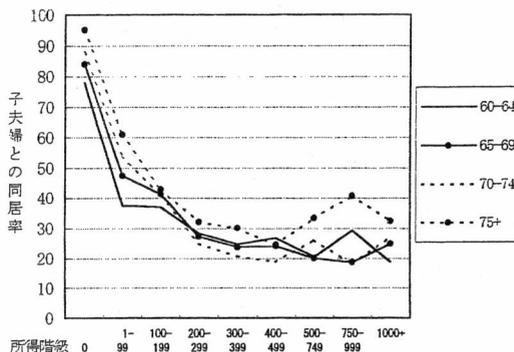
出所) 舟岡(1999).

図7. 所得階級別の同居率

a) 単身男性計, 単身女性計



b) 夫婦



出所) 舟岡(1999).

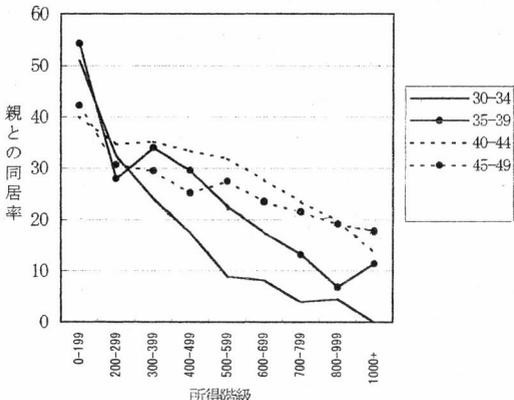
づく高齢者世帯主の所得分布には子夫婦等の同居者の経済力が大きく関与する。他方、全国消費実態調査にもとづく所得分布では同居高齢者の大半が子の年齢階級で区分された世帯の一員としてカウントされている。図8のa)は夫の所得階級別にみた親との同居率である。夫の所得が低い世帯ほど同居する傾向が強く、図8のb)にみるように、同居することによって妻の就業率が上昇し、妻の所得が夫の低い所得を補っている。したがって、同居・非同居別の夫婦単位の所得差は夫の所得のみに比べて縮小している。たとえば、30~34歳において非同居夫婦について世帯所得、夫所得、妻所得はそれぞれ、555万円、497万円、58万円であるのに対して、同居夫婦についてはそれぞれ452万円、351万円、100万円である。すなわち、同居の有無は

世帯の有業人員を大きく左右し、世帯所得も変化させる。このように親と子いずれにおいても低水準の所得は同居の誘因として作用し、同居は世帯所得を増加させ、世帯の所得分布を平等化する方向に機能する。

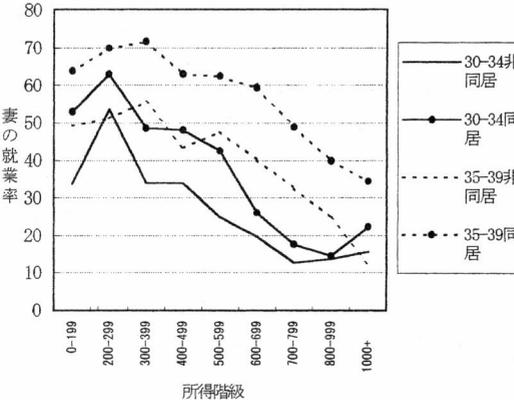
近年の不平等の拡大は同居率の低下と整合的である。国勢調査によれば1985年から1995年の10年間で60歳以上の高齢者世帯で夫婦のみの世帯と単独世帯の比率はそれぞれ24.6%から32.8%へ、16.7%から22.4%へと大幅に上昇している。高齢者の非同居世帯の増加は無業世帯の増加に反映する。世帯主が有業と無業の世帯のジニ係数はそれぞれ、0.392、0.353であるのに対して、全体のジニ係数は0.492と高水準である。就業の有無は高齢者の所得不平等に対して支配的であり、同居率の低下が不平等化

図8. 夫の所得階級別の親との同居率と妻の就業率

a) 親との同居率



b) 妻の就業率



出所) 舟岡(1999).

5. おわりに

所得分布の計測に利用する代表的な統計である国民生活基礎調査と全国消費実態調査の間の所得不平等度の乖離は、学生世帯を含むか否か、および母集団復元の仕方の相違に主な原因があることを見出した。これを調整すれば所得分布の形状はほぼ近接することを確認した。いずれの統計調査においても、単独世帯について若年層の捕捉は困難であり、高齢層が標本に多く含まれる状況にある。これが所得分布にいかなる影響をもたらすかについては非回収若年層の属性の評価が必要であり、今後の課題である。

橋木(1998)が利用を推奨している所得再分配調査は、再分配の効果を分析する際の適切な情報である移転所得を詳細に調査している点で他統計調査にない特色を有している。ただし、単独世帯の捕捉率が低くて高齢者世帯のウェイトが実際より高くなっているため、標本数が少ないことを考慮すれば所得分布に無視し得ない偏りを生じる。したがって、同調査と他統計調査を単純に比較することは適当ではない。

近年の不平等化の進展は主として世帯の高齢化によるとの言説が多いが、親と子の同居状況の急速な変化が貧しい高齢者世帯や低所得の若年者世帯を世帯として顕在化させた効果が大きいとの結果を得た。非同居傾向に伴って核家族化が今後一層進展することが予想され、世帯所得にもとづいた不平等度は今後さらに高まるであろう。世帯のあり方は世帯構成員の価値観を反映しており、世帯規模を調整した所得にもとづく不平等度の計測がより意味を持つようになる。世帯人数による規模の経済効果を適切に反映した等価スケールの研究開発が重要となる。

(信州大学経済学部)

注

* 本稿で示す「全国消費実態調査」及び「国民生活基礎調査」の再集計値は、目的外使用の許可を得て筆者が個票を再集計し、全国消費実態調査研究会(総務庁統計局)(平成9年度~10年度)に報告した結果にもとづいている。なお、一橋大学経済研究所の定例研

究会において高山憲之教授をはじめとして出席者の方々から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。

1) 「全国消費実態調査」は1959年以降5年ごとに実施されているが、調査対象を農林漁家世帯、単身者世帯について変更している。「国民生活基礎調査」は1962年から1985年まで毎年実施された「国民生活実態調査」を1986年以降引き継いだ調査である。ただし、両調査は調査対象の範囲、標本数、推計方法等で異なり、接続して利用するには注意が必要である。

2) 橋木(1998) pp 5. -pp 6.

3) 国民生活基礎調査と全国消費実態調査で単独世帯を除いて対象を同じくしたときジニ係数はほぼ同水準であることも確認している。

4) 計測データが個票値、十分位階級値、四分位階級値のいずれであるかによって不平等の係数は順に小さくなる。算出方法は十分位階級によっている。

5) 各所得階層へのウェイトづけは尺度ごとに異なり、たとえば、ジニ係数は中位所得階層、変動係数・タイル尺度は高所得階層に感応的であり、アトキンソン尺度はパラメーターの大きさに依存する。貧困者比率や貧困ギャップ比率は低所得階層の状況を明らかにする。

6) 家計調査の調査対象は2000年1月から農林漁家世帯を含む。

7) 所得再分配調査は国民生活基礎調査の後続調査として、同一単位区内の全世帯を対象としているが、住み込み、寮・寄宿舎に居住する単独世帯は除いており、国民生活基礎調査よりも単独世帯について対象範囲は狭い。

8) この他、旅館等の併用住宅世帯、下宿等の世帯、4人以上の住込みの雇用者のいる世帯を除いている。

9) 国民生活基礎調査は集落抽出法によっており調査単位区的全世帯を調査対象としている。

10) 3.3の分析で使用した平成8年度調査は大学・短期大学・大学院の学生約300万人に対して約81,000標本、有効回答率71.4%。

11) 19歳以下の年齢層の乖離は単独世帯の2.8%を占める寮・寄宿舎に居住の学生を含むか否かによる。

12) たとえば、「2人以上世帯に限って…『全消』の若年層への偏りが際立っている。」(大石・伊藤(1999))、「『家計調査』、『全国消費実態調査』に関していえば、職業や家計構成員にカバレッジ不足、そして所得の過少申告という深刻な問題がある」(橋木・八木(1994))。また、単独世帯については、「単身者の世帯がなぜか少ないので、信頼性にやや欠ける。」(橋木(2000))。

13) 所得再分配調査の約5倍の標本を調査しており、調査誤差のより小さな分析結果を得ることができる。なお、単独世帯については平成8年所得再分配調査は1319標本、平成6年全国消費実態調査は4668標本であり標本誤差は後者が小さいことは言うまでもない。

14) 東京、仙台、広島、札幌等の政令指定都市における低い回収率はこれらの地域の調査結果を実際より小さなウェイトで反映することとなる。

15) 平成7年国勢調査によれば65歳以上人口比率

は市部の11.0%に対して郡部は15.7%であり、所得票の調査結果には郡部の高い回収率が反映していると考えられる。

16) 世帯類型は国民生活基礎調査による。世帯票調査は国勢調査と比較したとき単独世帯比率が過小である。単独世帯の40%近くを29歳以下の若年者世帯が占めているので、所得票調査は学生まで含めて調査対象としているものの若年者単独世帯比率の実態はかなり低いといえる。

17) 単身赴任者の扱いについても同種の問題を抱える。送り出しの元と先で所得が支送り額について2重に計上されるケースが大半であろう。

18) 両調査は前年の所得を調査。

19) 平成11年調査は、単身者世帯および総世帯(単身者+2人以上)の全国推計値について労働力統計調査にもとづく調査時点の推計世帯数を補助変数として推計する計画である。推計方法の変更によって総世帯の不平等が高まることが予想されるが、5年間の変化に対する評価には十分な留意が必要である。

20) 階級値を按分して算出しているため、表5の1992年の中央値とは若干異なる。また、ジニ係数は個別データによる結果よりも小さい。

21) タイル尺度は次式の如く分解される。

$$T = \sum_{k=1}^K (n_k \mu_k / n \mu) \cdot \left\{ 1 / n_k \sum_{j=1}^{n_k} y_j^k / \mu_k (l_n y_j^k - l_n \mu_k) \right\} + 1/n \cdot \sum_{k=1}^K \mu_k / \mu (l_n \mu_k - l_n \mu)$$

ただし、 n : データ数、 k : クラスの数、 n_k : 属性 k のクラスのデータ数、 y_j^k : 属性 k のクラスのデータ j の所得、 μ : 全平均所得、 μ_k : 属性 k のクラスの平均所得、右辺第1項がクラス内タイル尺度で第2項がクラス間タイル尺度である。タイル尺度の2時点間の変化について第1項をさらに、 (n_k/n) の変化分、 (μ_k/μ) の変化分、 $\{ \}$ の変化分に分解して求めている。変化分のクロス項は無視しているので、変化の寄与度を合計しても100%とはならない。

22) 岩本康志「ライフサイクルから見た不平等」『家族・世帯の変容と生活保障機能』所収において国民生活基礎調査の1989年~95年の不平等度の変化の年齢構成変化の効果は19%程度と小さいことを指摘しているが、全国消費実態調査のタイル尺度にもとづく計測によれば1989年~94年における年齢構成変化の効果は122%、クラス内タイル尺度変化の寄与率は-52%である。

23) 大竹・齊藤(1999)は所得再分配調査にもとづいて不平等度を対数分散によって計測し、年齢階層についてクラス間とクラス内の不平等度に要因分解を行っている。その結果によれば1980年~1992年の当初所得の不平等化の4割弱が人口構成比の変化、4割強が年齢階層内効果によって説明され、年齢階層間効果は1割程度の寄与にとどまるとしている。全国消費実態調査の年間収入についての計測によれば年齢階級毎のタイル尺度は1984年~1989年に上昇し、この間の不平等化への寄与率は28%であり、同様な結果である。ただし、1989年~1994年には過半の年齢階級で下落した結果、1984年~1994年の年齢階級内の不平等度の全体の不平等化への寄与は限られたものとなっ

ている。

24) 1984年と1989年ならびに年齢コーホートについても同様の事実を確認できる。

25) 舟岡(1999)に同居の決定要因が分析されている。

26) 平成4年国民生活基礎調査の結果によれば、1人当たり所得は50万~100万円であり、平均値は85万円である。

27) 子供と同居する高齢者の収入が子供の収入より少ないとき、世帯主は子供となる。高齢者の経済厚生から所得不平等を論じるとき、高齢世帯主間の不平等では不十分であり、すべての高齢者についての所得分布を分析することが必要である。

28) 他方、未婚の男女が親と同居して規模の経済効果による高水準の生活を享受して結婚を回避する傾向が出現しており、若年層のクラス内の所得格差を拡大する方向に働く。

参考文献

- 舟岡史雄(1993)「統計調査の方法と精度——国民生活基礎調査にもとづく分析——」日本統計学会『統計学チュートリアル・セミナー』第1回, pp. 81-102.
——(1999)「高齢者の同居について」IPSS study series 99.1, pp. 1-30.
- 石川経夫(1994)「日本の所得と富の分配—視点と課題—」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 岩田正美(1998)「高齢者世帯の所得格差」『統計』第49巻第5号, pp. 16-22.
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2000)『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会。
- 松浦克巳・滋野由紀子(1998)「年齢別の消費・所得・資産の不平等」郵政研究所ディスカッションペーパーシリーズ, No. 1998-03.
- 溝口敏行・寺崎康博(1995)「家計所得分布変動の経済・社会および産業構造的要因」『経済研究』Vol. 46, No. 1, pp. 59-77.
- 溝口敏行(2000)「日本の所得格差測定上の問題点」『日本労働研究雑誌』Vol. 42, No. 7, p. 1.
- 西崎文平・山田泰・安藤栄祐(1997)『日本の所得格差』経済分析: 政策研究の視点シリーズ11.
- 大石亜希子・伊藤由紀子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」『日本経済研究センター会報』1999年7月1日号, pp. 40-45.
- 大竹文雄(1994)「1980年代の所得・資産分配」*The Economic Studies Quarterly*, Vol. 45, No. 2, pp. 385-402.
- 大竹文雄・齊藤誠(1999)「所得不平等化の背景とその政策的含意」『季刊社会保障研究』Vol. 35, No. 1, pp. 65-76.
- 大竹文雄(2000)「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』Vol. 42, No. 7, pp. 2-11.
- 太田清(2000)「国際比較から見た日本の所得格差」『日本労働研究雑誌』Vol. 42, No. 7, pp. 33-40.
- 佐藤俊樹(2000)「新中間大衆誕生から20年」『中央公論』5月号, pp. 68-75.
- 橘木俊詔・八木匡(1994)「所得分配の現状と最近の推

- 移：帰属家賃と株式のキャピタルゲインの推計とあわせて」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 橋本俊詔(1998)『日本の経済格差』岩波書店。
 ——(2000)「日本の所得格差は拡大しているか」『日本労働研究雑誌』Vol. 42, No. 7, pp. 41-52.
- 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』Vol. 27, No. 2, pp. 134-142。
 ——(1980)『不平等の経済分析』東洋経済新報社。
- 高山憲之・有田富美子(1992a)「高齢夫婦の所得・消費・資産」『経済研究』Vol. 43, No. 2, pp. 158-178。
 ——(1992b)「高齢単身世帯の所得・消費・資産」『一橋論叢』Vol. 107, No. 6, pp. 780-798。
- 梅溪健児(2000)「所得調査の特徴とジニ係数」『日本労働研究雑誌』Vol. 42, No. 7, pp. 21-32。
- 和田有美子・木村光彦(1998)「戦後日本の計測—低消費世帯の計測—」『季刊社会保障研究』Vol. 34, No. 1, pp. 90-102。
- 八木匠(2000)「所得と資産の不平等」『日本労働研究雑誌』vol. 42, No. 7, pp. 12-20。
- Aaberge, R. and I. Melby (1998) "The Sensitivity of Inequality to Choice of Equivalence Scales," *Review of Income and Wealth*, Series 44, No. 4, pp. 565-569.
- Atkinson, A. B. L. Rainwater and T. M. Smeeding (1995) "Income Distribution in OECD Countries," *Social Policy Studies*, No. 18, OECD.
- Buhmann, B. and L. Rainwater and G. Schmaus and T. M. Smeeding (1988) "Equivalence Scales, Well-being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using The Luxembourg Income Study (LIS) Database," *Review of Income and Wealth*, Series 34 No. 2, pp. 115-142.
- Madden, D. (2000) "Relative or Absolute Poverty Lines: A New Approach," *Review of Income and Wealth*, Series 46, No. 2, pp. 181-199.
- Ohtake, Fumio and Makoto Saito (1998) "Population Aging And Consumption Inequality In Japan," *Review of Income and Wealth*, Series 44, No. 3, pp. 361-381.
- Sawyer, M. (1976) "Income Distribution in OECD countries," OECD Economic Outlook.

農業経済研究 第72巻第4号

(発売中)

満洲産業開発政策の転換と満洲農業移民……………玉 真之介
 フィリピン公共灌漑投資の規定要因……………丸山敦史・藤家斉・菊池眞夫
 ——グレンジャー因果性による検証——

《特別企画》

稲作農業の「経済」「技術」と「経営主体」……………金沢夏樹

《書評》

食糧政策研究会編『WTO 体制下のコメと食糧』……………伊東正一
 安藤哲著『大久保利通と民業奨励』……………野本京子
 盛田清秀著『農地システムの構造と展開(総合農業研究叢書第35号)』……………淵野雄二郎
 保志柁著『現代農業問題論究』……………盛田清秀
 石田正昭著『農家行動の社会経済分析』……………福井清一

《会報》

編集委員会だより

B5判・40頁・定価1280円(本体1219円) 日本農業経済学会編集・発行/岩波書店発売