

## 日本の高額所得者の分布\*

溝 口 敏 行

### (1) 問題の所在

この研究の目的は、個人所得税の申告を基に作成された「高額所得者名簿」を利用してその分布を分析しようとするところにある。所得分布研究における高額所得者の分析の重要性については、Kuznets<sup>1)</sup>の先駆的指摘をはじめとして、多くの研究者によって認識されてきた。それにもかかわらず、このトピックスを巡る実証研究は意外に少ない。その最大の理由は分析に適したデータが存在しないところにある。所得調査は、プライバシーとの関係で統計調査がもっとも困難な分野である。特に、高額所得者は家計調査などの標本に採用されるケースが少ないこともあって、情報が不足しがちである。

このような世界的状況下において、わが国はデータの的に恵まれていると言えよう。戦後わが国の所得税法では高額所得者の所得と税額を個人ベースで税務署別に公示する制度が導入され、かなりの数の氏名が発表されてきていた。このデータを利用すれば、高額所得者の所得分布が得られるはずである。しかしこの資料は、従来経済分析にはあまり採用されてこなかった。1985年の制度改正によって、これまでの所得の大きさによる公表から、高額納税者を対象とした公表に切り替えられたため、このデータを時系列として利用する場合に断続が生じることになった。この機会にこれまでの情報を整理し、利用の可能性を追求してみる

\* この研究は、日本経済研究奨励財団奨励金(1986年)による「高額所得者名簿による所得分布の分析」の一部としておこなわれた。

1) Kuznets(1950)。富裕階級についてのその後の研究は、所得分布よりはなれて個人資産の分布の方向へ移行している。Atkinson(1972), Atkinson-Harrison(1978)および Lampman(1967) 参照。

には1つのチャンスとも考えられる。

この興味あるデータが経済分析で利用されてこなかったのにはそれなりの理由がある。第1にこの情報の発表が税務署単位で行われているために、全国的な集計を各自が行わなければならないことである。このため、新聞社等では、その目的の為に独自の集計を進めてきた。これに加えて、それらの情報がマーケティング等に利用され得ることから、市売の図書の形で集計結果が入手できるようになった。本論では、この種の資料の1つである東京商工リサーチによるものを利用したい。

第2に税務統計がその性格上公示された所得が過小評価となっていることは否定できないことがあげられる。しかし、税務統計を利用した研究も少なくなく、この性格に十分配慮して分析を行えば、それなりの情報として評価することもできよう。より大きな問題は、税務統計での「所得」が通常経済分析で使用されるものと異なり、土地などの不動産売却による売買益(キャピタル・ゲイン)を含んでいることである。このため、このデータからの分析結果を、国民経済計算の所得概念による他の所得分布分析と直接結びつけることが困難となる。その反面、この数字は多くの国民の高額所得者を意識する場合の情報源となってきたことから、その検討はそれなりの意義をもっていると考えてよからう。

第3の問題は、情報が個人単位で与えられており、普通の世帯単位の所得分布の分析と直接結び付かないことである。高額所得者の大部分は当然世帯主であろうが、税を軽減するために所得の一部を家族名義にすることも考えられる。ただ経済学的立場からの所得分布分析では、納税者の所得を近似的に世帯所得としても大きな誤差は生じないであろう。

このデータの利用方法としては少なくとも2種類のテーマを挙げることができよう。その1は、高額所得階層の詳細な分布統計を作成することである。税務統計には、所得税の対象となった所得分布を、源泉徴収分と申告所得別に分布表を示している。しかし、高額所得者の情報は、最高所得階層に一括された階層平均が与えられているに過ぎないので、その中での変動を検討することはできない。高額所得者の分布は経済環境の変化にたいして、他の階層の分布よりも鋭敏に反応することが予想されることから、これらの情報は所得分布の分析に新しい分野を開拓することが期待される。

今1つの接近法は、個人名情報を利用するものである。高額所得者名簿は、個人名、住所、職業についての情報を与えているから異なった時点間での個人別所得金額の変化を追跡することができる。この種の分析方法の1つに、所得分布についての「トランジション・マトリックス」がある。これは、第1時点の各所得階層に属する個々の標本が第2時点にどの所得階層へ移動するかを示す遷移確率よりなる行列である。この行列の作成には多大の作業が必要となるが、電子計算機の発達によって、若干の推計誤差を覚悟すれば一応の結果を得ることができる<sup>2)</sup>。

筆者は、佐伯親良氏(九州大学)との共同研究としてこの2テーマを取り上げてきた。本論はこのうち筆者担当分の第1に関する分析結果である。

## [2] 高額所得者分布の概要

まず、高額所得者の大まかな分布を示しておこう。高額所得者をどのように定義するかは議論の分かれるところであろう。この議論に参考となるのは、貧困線の定めかたを巡る2つの考え方である。第1の立場は、貧困を定義する実質所得水準

2) 高額所得者名簿に含まれる情報は限られているので、2時点で同名の個人が同一人であるかどうかの確認を完全に行うことは不可能である。しかし、漢字による対応はローマ字によるものより精度が高いし住所についての情報も併用すれば精度のより一層の向上も期待できる。佐伯(1974)はローマ字レベルで推計をおこなった例である。

を固定するものであって絶対的貧困線と呼ばれている<sup>3)</sup>。この定義は、異なる時点間を同一基準で比較できる点で優れているが、経済が成長して平均所得水準が上昇すると、基準が無意味になることが多い。第2の立場は相対的な所得に着目するものであり、例えば所得分布上で下から5%の低所得層を貧困者とする方法である。この方法の欠点は、国民生活全般についての改善が行われたとしても貧困者数が減少しないことである。しかし、人々の感覚からは、この相対的貧困線の方が受け入れ易いように思われる。少なくとも、高額所得者の分析には相対的基準を用いた方法がよいであろう。

このような配慮から、以下の分析では相対的基準を採用する。ただ、作業上の便宜を考慮して上位よりの人数を固定することにしたい。いうまでもなく、世帯総数は時間の経過と共に増加しているから、固定人数の最下位のランクは上昇することになる。しかし、少数の高額所得者を対象としている場合には、この効果は分析に決定的な影響をおよぼすほど大きなものではないであろう。分析に使用するデータには千円単位までの所得金額が示されているが、以下の作業では百万円単位の所得階層別表を作り、それにもとづいて計算を進めることにより作業量を節約している。

検討に当たっては、上位100人、200人、300人、500人、1000人、3000人の6つのケースが想定されたが、紙数の制約を考慮して、100人、500人、3000人についての結果を示していくことにしたい。なお、この計算は所得分布表より算出されるので、限界人数が2階層にまたがることもある。この場合には限界人数にちかい階層までがとられている。これは1種の近似計算であるが、各階層に属する人数がそれほど大ではないことからたらされる誤差は少ない。

最初に取り上げるべきテーマは、高額所得者の所得合計が全世帯所得にどの程度のシェアをしめているかということであろう。この場合高額所得者の所得と対比されるべき全世帯平均所得をどの

3) 貧困線を巡る論議については、例えば溝口(1981)参照。

表1 高額所得者の平均所得の全世帯平均可処分所得に対する比率

年次	上位 100人	上位 200人	上位 500人	上位 1000人	上位 3000人
1962	114.2	90.0	68.4	55.4	38.1
1963	115.1	89.2	65.3	53.6	31.1
1964	109.9	87.2	64.8	51.7	37.4
1965	89.1	72.1	55.2	43.0	30.7
1966	86.3	70.5	52.9	43.4	31.3
1967	83.5	68.1	52.6	43.3	30.7
1968	80.8	67.3	60.1	41.9	29.5
1969	222.8	167.0	121.4	98.0	67.6
1970	234.4	174.2	126.4	101.8	71.1
1971	303.0	234.0	173.0	165.0	98.4
1972	258.9	196.6	145.4	117.5	82.9
1973	260.0	220.7	174.3	140.0	100.9
1974	128.4	100.5	74.5	59.6	35.5
1975	223.5	168.7	118.2	94.4	66.3
1976	63.6	51.0	38.6	31.4	22.1
1977	70.4	55.6	49.9	35.7	26.8
1978	67.3	54.0	42.0	35.1	26.4
1979	100.4	78.9	67.6	48.7	36.3
1980	91.4	72.9	63.2	44.4	33.3
1981	87.3	69.2	62.0	44.9	32.2
1982	92.3	76.1	65.5	46.2	37.1

ように定めるべきかという問題が生じる。1つの考え方は、源泉徴収分を含む所得税の対象となった所得総額を採用するものである。この比較では、2者の所得概念が同一である点で優れている。しかし、その反面非課税者の所得が脱落しているという欠点がある。

第2の考え方は、国民経済計算の家計の所得合計を利用するものである。この場合ではカバレッジの点では優れているが、所得税統計の所得に含まれている不動産売買益が国民経済計算の所得に入っていない。しかし、どちらかといえば、全部の世帯についての情報のほうが相対的に好ましいと考えられるので、家計の所得についての国民経済計算の数字を世帯数でわった値(以下「世帯当たりの平均家計所得」と呼ぶ)を、高額所得者の課税所得と対比することにした。

表1には、上位人数別の平均課税所得に対する世帯当たりの平均家計所得の比率が示されている。この表で目立つことは、1969年から1975年にかけて高い値が観測されることである。1969年には、このような上昇は、上位100人などの超高額所得

者グループで顕著であったが、1973年前後には上位3000人のグループまで波及している。いうまでもなく、この時期は「狂乱物価」の発生がみられ、各種商品や地価の上昇などにもなうウインド・フォール・プロフィットが問題となっていた。後述のようにこの時期には、標本調査から求められる全世帯についての所得分布も若干不平等化するが、高額所得者のシェアについては、かなり極端な形の変化がみられている。しかし、1976年以降の物価の沈静化と経済の安定成長への移行にもなって、比率は急速に下落し1960年代中期の水準に復帰している。

つぎに注目されるのは、高額所得者の地域分布であろう。もっともこのデータは、所得税の申告をおこなった場所の分布であるから、所得の地域別格差という視点からはかならずしも適当なものではない。しかし高額所得者がどのような地域に住んでいるかを検討してみることは無意味ではない。表2は、高額所得者の地域分布を示したものである。まず高額所得者が集中している首都圏と

表2 高額所得者の地域分布(上位3000人)(千分比)

年次	首都圏	京阪神圏	中京圏	北海道・ 広島・福岡	その他
1962	514	222	93	44	127
1963	528	212	93	55	112
1964	529	228	89	39	115
1965	505	188	87	55	165
1966	505	213	92	49	141
1967	503	217	94	53	133
1968	482	224	97	51	146
1969	579	231	55	55	80
1970	572	232	53	50	86
1971	541	239	54	72	94
1972	498	207	56	117	122
1973	516	220	50	107	107
1974	486	207	60	85	162
1975	574	219	46	64	97
1976	524	189	68	114	105
1977	407	192	68	103	230
1978	386	181	68	117	248
1979	457	184	56	98	205
1980	449	179	55	104	213
1981	536	150	55	86	172
1982	494	176	55	144	131

(注) 首都圏: 東京・神奈川・千葉・埼玉, 京阪神: 大阪・兵庫・京都, 中京: 愛知・静岡。

京阪神地区をみると1960年代には70%以上、また1980年代でも65%程度がカバーされることになる。これに、中部日本で比較的シェアの高い静岡、愛知の2県をまとめて中京圏とするとともに、上記3圏に含まれない3特別市が所在する3道県(以下「その他の3大都市圏」という)を一括して集計することにした。同表は上位3000人についての結果を示しているが、時間的な変化の形は上位500人、1000人の場合も類似している。100人、300人のケースでは地域分布はかなり不安定になり時系列比較には適さないので、ここでは検討されていない。

同表の結果によれば、トレンド的な動きと一時的ないし周期的な変化が見出される。第1に、中京圏のシェアは傾向的に減少しているのに対して北海道などのその他の3大都市圏のそれは増大している。京阪神圏の値は1960年代にやや上昇した後下降傾向を示している。これに対して首都圏のシェアは1960年代に増加したが、1970年代には激しく変動している。これをもたらししたのは地方のシェアの増加であり、特に三重県、岐阜県の中部地域と鹿児島県、沖縄県などの南九州のシェアの動きが大きな攪乱要因となっている。このうち、中京圏の減少については、その範囲を愛知、静岡の両県に限定したことが1つの理由であり、中京経済圏が2県以外へ拡大したことがこの結果をもたらしたと考えられる。事実同様の傾向は首都圏についても観測される<sup>4)</sup>。しかし同時に中京圏の経済的な低下も否定できない。一方、九州における動きは同年の全国地方都市にみられるシェアの増加を代表的に示したものである。このような変化がオイル・ショック後のインフレ期に発生していることは注目し値しよう。

ここで興味もたれるのは、上記のような高額所得者のシェアが、他の先進国と比較してどの程度のものであるかということであろう。既に述べたように、わが国の高額所得者の情報自体国際的にみて珍しいものであるから、直接対比されるデータが見出せないのは当然といえる。そこで、や

4) 首都圏内では、年の経過とともに東京の比率が低下し周辺府県の比率が増加している。

や性格を異にするデータではあるが、Kuznets(1950)の推計と比較してみることにしよう。この推計は1919年から1938年にかけてのアメリカのデータが使用されており、その平均値をみると全人口の1%が得る所得は平均所得の13.1倍となっている<sup>5)</sup>。高額所得者名簿の昭和50年以降については、所得階層別分布表が与えられているので、最高所得階層の平均値を個別情報から求めれば上位所得者についての平均値を計算することができる。このような作業を1983年についておこなってみると、次のようになる。高額所得者名の公表は、1000万円以上の所得者について行われているが、1983年の該当者は525,309名であり、全人口の0.44%にあたる。この人数について平均所得を計算してみると、2,100万円となる。これは国民経済計算の家計勘定に示された雇用者所得、(自営業の)企業所得および財産所得の合計を国民1人当たりに換算した値の11.8倍となる(ここでの数字はアメリカとの比較のために1人当たり計算が行われており、1世帯当たりの計算である表の値と異なる点に注意されたい)。この倍率はアメリカの1%の値より低い。1000万円以下の所得者の分布についての正確なデータはないが、国税庁発表の「申告所得の実態」、「民間給与の実態」を利用して推計すると、1000万円以下の所得者で上位60万人の人の平均所得は900万円程度と考えられる。この推論にもとづけば我が国の上位1%の所得者の平均所得は国民1人当たりのその7.8倍となり、アメリカの比率を大きく下回っている。サーベイ・データを利用した所得分布の国際比較では、戦後の我が国の分布が平等な形をしていることが明らかにされているが、同様なことが高額所得者の分布についても成立することがわかる。これに加えて日本のデータは、クズネッツ・データとは異なり税務統計の数字を未調整のまま使用していることから、不動産売買益を含ん

5) Kuznetsの論文では所得シェアの形で表現されているが、ここでは上述の議論にあわせて倍率で示すことにする。また同論文では3つのバージョンが計算されているがその相違は以下の議論に影響するほどのものではない。

であり、日米比較では上方バイアスをもっていることも考慮すれば、2国間の差は一層大きくなる。

### [3] 高額所得者所得分布の不平等係数の変化

次に、高額所得者に関する所得分布データから得られる不平等度の時間的変化を検討してみよう。このデータは一部の世帯をカバーしているに過ぎないからジニー係数などの通常使用される測度は適用できない。幸いパレート係数は一部の所得階層データから求めることが可能であり、パレート法則が妥当している場合にはジニー係数に変換することができる<sup>6)</sup>。

ただパレート係数は所得の低い階層の比重が増加するのに従って低下する傾向があることが、一般的に知られているので、われわれのデータに当て嵌める場合にも慎重なチェックを行う必要がある。このことを考慮して、パレート係数を、上述の6つの区別に計算して安定性のテストを行った。その結果は表3に一部が例示してあるが、区分別グループ間に若干の差はみられるものの、その傾向は年度間で相違しており、少なくとも組織的な傾向を見出すことはできない。そこで、以下の分析では、最高所得層に属する上位100人の結果と、高額所得層をかなりの程度カバーしていると考えられる上位3000人についての数字を使用することにした。

表4は、20年間に亙るこれら2グループについて計算されたパレート係数と、それから誘導されたジニー係数が示されている。また同表の最終行には、国民生活実態調査から計算された単身世帯をのぞく世帯についての課税前所得について求め

表3 パレート係数の区分グループ間差

年次	上 位				
	100人	200人	500人	1000人	3000人
1962	2.206	2.208	2.221	2.224	2.224
1965	1.913	2.018	2.115	2.181	2.236
1970	2.682	2.387	2.263	2.231	2.197
1975	2.228	2.263	2.273	2.225	2.176
1980	2.478	2.569	2.587	2.519	2.528

6) ジニー係数を  $G$ 、パレート係数を  $P$  とすれば  $G=1/(2P-1)$  となる。

表4 不平等係数の変化

年次	パレート係数		ジニー係数		
	上位 100人	上位 3000人	上位 100人	上位 3000人	国民生活 実態調査
1962	2.206	2.224	0.293	0.290	0.360
1963	2.007	2.180	0.332	0.298	0.343
1964	2.111	2.219	0.310	0.291	0.340
1965	1.913	2.235	0.354	0.288	0.321
1966	2.028	2.300	0.327	0.278	
1967	2.298	2.519	0.278	0.248	0.331
1968	1.870	2.305	0.365	0.277	0.330
1969	1.989	2.064	0.336	0.320	0.344
1970	2.682	2.197	0.229	0.295	0.375
1971	2.170	2.291	0.299	0.279	0.358
1972	2.771	2.417	0.220	0.261	0.332
1973	3.210	2.849	0.185	0.213	0.328
1974	2.341	2.482	0.272	0.252	0.328
1975	2.228	2.176	0.289	0.298	0.342
1976	2.186	2.672	0.297	0.236	0.341
1977	2.241	2.563	0.287	0.243	0.347
1978	2.050	2.615	0.323	0.236	0.329
1979	2.153	2.651	0.303	0.233	
1980	2.478	2.528	0.253	0.247	0.306
1981	2.495	2.743	0.251	0.223	0.304
1982	2.397	2.488	0.264	0.258	0.301

(注) 国民生活実態調査の値は世帯人員2人以上のもの。

られたジニー係数が参考として加えられている<sup>7)</sup>。この場合既述のように2種類のデータ間で所得の定義があることに注意が必要である。まず国民生活実態調査についての結果をみると、1962年から1968年にかけての、平等化傾向が観察される。1969年から1971年にかけて、不平等係数は上昇するが1972年には上昇前の水準にもどっている。その後短期的に若干の上昇もみられるが、大勢としては下降トレンドがあるといってさしつかえあるまい。

次に、高額所得者についての係数をみると、上位100人についての値のうち1973年値は著しく異常な数値となっている。同年のデータをチェックすると、類似した所得階層に多数の世帯が集中していることがわかる。この原因は明らかではないが、計測の範囲を200人まで増加させるとパレート係数が急落することから、この異常値は上位100人グループ内での特殊事情によるものと判断

7) 1966年には同調査は実施されていない。1979年報告には、世帯人員別の集計が発表されていないので空欄となっている。

表5 不平等度の変化の比較

年次	所得上位 3000 人 パレート係数	所得 1000 万円以上		
		パレー ト係数	ジニー 係数	人数 (人)
1975	2.176	1.660	0.431	199,978
1976	2.561	2.567	0.242	215,835
1977	2.563	2.470	0.254	262,320
1978	2.615	2.414	0.261	309,627
1979	2.651	2.225	0.290	378,496
1980	2.528	2.187	0.296	435,556
1981	2.743	2.208	0.293	476,634
1982	2.488	2.152	0.302	525,309

して差し支えあるまい。以下ではこの異常値を除外したうえで分析を進めていくこととしたい。

ところで、この表の年次間変化をみると幾つかの興味ある事実を見出すことができる。第1に、高額所得者分布にあてはめたパレート係数から導かれたジニー係数の値が国民生活実態調査の数値より小さいことである。これは、パレート線が低所得階層で屈折するという経験法則と合致している。ただ、わが国の全世帯分布は国際的にみても平等な部類にあることは確かであることから、我が国の高額所得者内の格差は、外国と比較しても平等な分布型をしているといつてよからう。

次に1つのチェックとして、ここで求められたパレート係数を高額所得者名簿に示された全員所得分布と比較してみよう。このような分布は名簿作成にコンピュータが導入された1975年以降について集計されている。この集計表からパレート係数とそれから誘導されるジニー係数を比較すると表5が得られる。この表によればパレート係数は、1976年を例外として、いずれも上位3000人の場合より低くなっており、上位300人の分布は100人以下の分布より平等な形をなしている。

表5に示された高額所得者の不平等度は、戦前期に日本の所得分布と比較されることが考えられる。周知のように、戦前のわが国での所得税納税者の全人口に占めるシェアはきわめて低く、このため汐見(1933)などの優れた研究にもかかわらず、所得分布の全体的把握としては不十分であるとされてきた<sup>8)</sup>。しかし、逆に表5のようなデータと

対比するには適当なものであるということができ。汐見(1933)の計測によれば、戦前期における納税者、すなわち当時の高額所得者の分布に当て嵌められたパレート曲線から導かれるパレート係数は1.7前後となっている。これらの値は表5の1975年値以外の係数を大きく下回っており、戦前期の高額所得者間の所得格差も、戦後に比較して大であったことを示している。

第2に、高額所得者のデータから導かれる不平等係数の時系列変化は、大勢として国民生活実態調査よりの不平等係数と変動方向の点で類似している。すなわち、前者は1962年から1965年にかけて平等化の傾向を示すが1970-71年において一時的に不平等化する。その後についても、オイル・ショック時のインフレによる短期的変化を除けば、不平等係数のトレンドは下降傾向をもっている。新聞報道などでは、1970年代において高額所得者の所得シェアやその内部での所得格差が増大したのではないかとの示唆がおこなわれてきた。この2つの要素は一般国民の羨望感を刺激し、所得分配にたいする不公正感を高めることになる。

ところで、前節の計算では所得シェアについてはこの指摘をある程度までうらづけたが、上記の計算では所得格差については少なくともトレンドとしてはこのような傾向はみられない。むしろ、この時期における高額所得者内部での所得分布は平等化している。換言すれば、この時期には高額所得者の所得は全般的に上昇したが、大金持ちの出現などはあまりみられなかった。

表6および7は不平等係数の都道府県間の比較を試みたものである。表6では高額所得者名簿に示された所得1000万円以上の納税者に関する分布が示されている。表7は同名簿の個人情報からえた上位3000人を所属都道府県に配置した結果による分布である。前者については、全部の都道府県について計算結果が示されているが、後者については所属納税者が30人以上の都道府県についてのみ計算が行われている。これは、パレート係数の計算に利用する標本数が小さい時には係数が不安定となるためである。

不平等度に大きな差があることを推測している。

8) 戦前期の所得分布研究については、溝口(1986)参照。同論文では、他の情報も併用して戦前と戦後の

表6 パレート係数の府県間比較 1980(1)

	所得 1000 万円以上	
	人数	パレート係数
01 北海道	15,307	1.935
02 青 森	2,882	2.003
03 岩 手	2,529	2.133
04 宮 城	5,300	2.243
05 秋 田	2,074	2.232
06 山一形	2,630	2.564
07 福 島	4,024	2.143
08 茨 城	5,676	2.261
09 栃 木	4,500	2.277
10 群 馬	4,500	2.641
11 埼 玉	20,497	2.186
12 千 葉	18,228	2.205
13 東 京	97,866	2.105
14 神奈川	36,982	2.188
15 新 潟	5,404	2.605
16 富 山	2,842	2.252
17 石 川	3,167	2.759
18 福 井	2,021	2.304
19 山 梨	1,914	2.614
20 長 野	4,937	2.547
21 岐 阜	5,663	2.470
22 静 岡	11,115	2.489
23 愛 知	27,944	2.357
24 三 重	4,018	2.149
25 滋 賀	2,382	2.699
26 京 都	11,861	2.201
27 大 阪	37,311	2.132
28 兵 庫	22,562	2.140
29 奈 良	4,798	2.193
30 和歌山	2,747	2.143
31 鳥 取	1,184	2.852
32 島 根	1,438	2.703
33 岡 山	4,495	2.700
34 広 島	8,256	2.287
35 山 口	3,592	2.288
36 徳 島	2,026	2.209
37 香 川	2,808	2.150
38 愛 媛	3,477	2.100
39 高 知	2,039	2.002
40 福 岡	13,637	2.268
41 佐 賀	1,779	2.429
42 長 崎	3,214	2.151
43 熊 本	3,987	2.231
44 大 分	2,573	2.113
45 宮 崎	2,212	2.327
46 鹿児島	3,343	1.906
47 沖 縄	1,765	2.110
全 国	435,566	2.208

表7 パレート係数の府県間比較(2)

	所得 1000 万円以上 1980	所得上位 3000 人			
		1965	1970	1975	1980
01 北海道	1.935	4.554	1.852	2.519	2.898
08 茨 城	2.261			3.049	2.976
11 埼 玉	2.186	4.054	1.852	2.752	2.281
12 千 葉	2.205	2.651	2.262	1.995	1.721
13 東 京	2.105	2.066	2.259	2.186	2.279
14 神奈川	2.188	2.994	2.168	2.038	2.684
22 静 岡	2.489	2.178	1.789	2.000	1.396
23 愛 知	2.357	2.609	1.802	1.367	3.180
24 三 重	2.149				1.864
26 京 都	2.201	2.002	2.430	2.611	1.743
27 大 阪	2.132	2.131	2.014	2.224	2.450
28 兵 庫	2.140	2.082	1.479	1.789	2.620
29 奈 良	2.193		2.478		2.964
34 広 島	2.287	2.179	1.926	1.356	3.984
40 福 岡	2.268	3.483	1.623	1.598	3.592
46 鹿児島	1.906				2.249

まず、表6についてみると、首都圏及び京阪神地区のパレート係数は全国合計のそれと比較して低い値を示している。これらの地域は高額所得者のなかでも上位の階層に属する人が多い点に特色がある。一方、表7に示された上位3000人についてのパレート係数をみると、これらの地域の値が小になっているわけではない。この2つの事実から、パレート係数の地域差別の一部は、上位3000人で代表される最高所得層とそれ以下の高額所得者グループ間の所得差別がパレート法則では十分に説明できないことより発生していることが判る。換言すれば、上位3000人の中には一般の高額所得者とややことなつた性格をもっているものがあると、いうことができよう。

#### (4) 高山指標の利用

[2]と[3]では高額所得者の所得分布について対照的な動きが明らかになった。このような動きが一般国民にどのように評価されたかを考えてみることは興味あるテーマといえよう。この問題に接近するためにこの節では、高山憲之<sup>9)</sup>による“羨

9) 高山(1982), (1984)参照。なお貧困尺度については、Takayama(1979)がある。なお、この計算にあたり高山憲之・宇野富美子氏共同開発のプログラムを利用させていただいた。

望感”の指標を利用してみよう。

この指標は、元来貧困度合いを測定する為に作成されたものであり、その基本的アイデアは以下のようなものである。一定の所得水準(貧困線)以下の人々を貧困者と定義したとき、貧困問題を分析しようとする者にとっては、貧困線以上の人の所得分布には関心がない。このような場合には、貧困線以上の人の所得分布が一様分布であると仮定することによって、問題を鮮明にすることができる。高山は、このような仮定を通常のローレンツ曲線に応用して、“打ち切り所得分布”と名づけている。高山理論のおもしろさはこのような直感的な測定方法が経済理論からの接近によって開発されたセンなどの貧困測定度と明快な対応関係を持っていることである。

この考え方は、逆転することによって高額所得者の“リッチ”な気分を表す指標とすることができる。すなわち、人々が、一定の所得水準を越えた時「金持ちである」と意識するとしよう。これらの人々の所得を高額の方から順に並べて、

$$Y(1), Y(2), \dots, Y(N)$$

であったとしよう。このような気分の全体を表す指標として

$$R = A \sum W(I)(Y(I) - Z) + B$$

を考えてみよう。ここで、 $Z$ は高額所得者を規定する所得水準であり、 $W(I)$ は各人の気分が付するウェイトである。高山は1つのウェイトとして

$$W(I) = N + 1 - I$$

を採用する。すなわちここでは、より高額の所得をもつ人の意識をより重視することになっている。この条件が満たされると、 $R$ は $Z$ で打ち切られた所得分布のジニー係数と一致する。高山も指摘するように、高額所得者の‘リッチ’な気分は非高額所得者羨望感の裏返しとみることが可能であり、以下ではこの解釈をとっていくことにしたい。

高山指標の計算に必要なデータは、高額所得者の所得分布のほかに全体の所得者数と総所得金額である。このことからわかるように高山指標では[2]と[3]で指摘した2要素を組み込んでいる。ここでの計算では、前者について総世帯数、後者については国民経済計算の家計所得を利用すること

表8 高山指標による羨望感の数量化(単位: 1/10)

世帯シェア	0.01%	0.03%
1962	0.0289	0.0512
1963	0.0275	0.0498
1964	0.0265	0.0478
1965	0.0232	0.0426
1966	0.0225	0.0415
1967	0.0223	0.0415
1968	0.0217	0.0406
1969	0.0519	0.0898
1970	0.0536	0.0938
1971	0.0774	0.1365
1972	0.0638	0.1141
1973	0.0838	0.3345
1974	0.0303	0.0502
1975	0.0491	0.0721
1976	0.0165	0.0327
1977	0.0176	0.0333
1978	0.0179	0.0329
1979	0.0263	0.0498
1980	0.0208	0.0408
1981	0.0210	0.0410
1982	0.0214	0.0412

にした。

最初にこの指標が、対象世帯数の増加と共にどのように変化するかを検討してみよう。高額所得世帯として全世帯数の上位0.01%、0.05%、0.1%の3ケースについて3年の価を計算すると次のようになる。(単位; %)

ケース	1962	1970	1982
0.01%	2.89	5.36	2.14
0.05%	6.65	12.03	5.58
0.10%	9.35	16.60	8.98

この結果によれば、指標は世帯数のシェアが増加すれば高くなる。これは指標の定義からみて当然の帰結である。興味をもたれるのは、各々のケースの大小関係が世帯シェアによって相違していないことである。このことは、高額所得者を定義する世帯シェアを比較的自由に定めてもよいことを示唆している。

表8はこのような配慮にもとづいて高額所得者を、上位0.01%と0.03%とした場合の指標が示されている。同表の数字によれば、1969年から1973年にかけて指標は増大している。この時期は、いわゆる狂乱物価が出現した年であり所得分配の不



平等化が叫ばれた期間に対応している。またこの時期ほどではないが1975年の数値も高い値をとっている。高山指標を利用した結果によれば、高額所得者の所得シェアの上昇が国民の羨望感情に大きな効果をもたらしており、高額所得者間での所得格差の増大は、羨望感に大きな効果をもっていないことが判る。ただこの帰結は  $W(I)$  の定め方に大きく依存をしている点に注意が必要である。

(一橋大学経済研究所)

### 文 献 目 録

- [1] 溝口敏行(1981)「消費水準と消費構造」氏家(1981)。  
 [2] ——(1986)「日本の所得分布の長期変動」『経済研究』37-2。  
 [3] ——・高山憲之・寺崎康博(1978)「戦後日本の所得分布」『経済研究』29-1。  
 [4] 佐伯親義(1974)「所得分布・支出分布に関する一考察」『一橋大学大学院単位修得論文』。  
 [5] 汐見三郎他(1933)「国民所得の分配」有斐閣。  
 [6] 高山憲之「打ち切り所得分布とその応用につ

いての覚え書き」『一橋論叢』88-4。

[7] ——(1984)「貧困と羨望」アジア経済研究所『アジア諸国の所得分布研究(2)』。

[8] 寺崎康博(1986)「戦前期の所得分布の変動：展望」『長崎大学教養部紀要』26-2。

[9] ——(1986 A)「最近の所得格差の動向」『経済セミナー』373。

[10] 氏家正治他(編)(1981)『生活と福祉の課題』労働法研究所。

[11] Kuznets, S.(1950), "Share of Upper Income Groups in Income and Savings," *NBER Occasional Paper*.

[12] Mizoguchi, T., and N. Takayama(1984), *Equity and Poverty under Rapid Economic Growth*, Kinokuniya.

[13] Takayama, N.(1979), "Poverty, Income Inequality and Their Measures," *Econometrica*, 47.

[14] Atkinson, A.B.(1972), *Unequal Share Wealth in Britain*, Allen Lane The Penguin Press.

[15] Atkinson, A. B., and A. J. Harrison(1978), *Distribution of Personal Wealth in Britain*, Cambridge University Press.

[16] Lampman, R. J.(1967), *The Share of Top Wealth Holders in National Wealth*, Xerox Corporation.

## 農 業 経 済 研 究 第 58 卷 第 4 号

(発売中)

### 《 論 文 》

- 本間正義：日本の農業財政支出の構造  
 新谷正彦・小野直達：生糸価格の時系列分析  
 木南章：養豚経営における定性要因の定量的分析

### 《 研究ノート 》

- 犬塚昭治：開墾費の利子と農産物価格——新澤嘉芽統著『農産物価格論』への疑問——  
 坪井伸広：農地改革前における農地集団化論の展開

### 《 書 評 》

- 長谷川昭彦『農村の家族と地域社会』(相川良彦)  
 新保満・松田苑子『現代日本農村社会の変動』(工藤清光)  
 磯辺俊彦・常盤政治・保志恂編『日本農業論』(小林宏至)  
 金井道夫『砂糖消費の経済分析』(上路利雄)  
 阪本楠彦『中国農民の挑戦——「民営社会主義」の芽ばえ——』(高橋満)  
 P. Francks, *Technology & Agricultural Development in Pre-War Japan* (磯辺俊彦)  
 加用信文『米に関する論考——食糧制度に関連して——』(崎浦誠治)  
 速水佑次郎『農業経済論』(柘植徳雄)  
 碓正夫監修『現代農業経済論』(岡部守)

### 《 談話室 》

- 澤田学：減反の産出削減効果と要素代替

B5判・64頁・定価1200円

日本農業経済学会編集・発行／岩波書店発売