

〔I〕 問題の所在^{*}

石油危機とそれにつづくインフレを契機として発生した各種の経済上の混乱は、わが国の経済のあり方に対して種々の疑問を提起するにいたった。その一つとして、「富の分配の公正さ」があげられよう。たしかに、今回の経済的混乱に乗じた一部企業の不当利得には目にあまるものがあつた。また、従来からしばしば問題となる近郊農家の土地成金ぶりにも批判が集中されてしかるべきであろう。このような状況を背景として、所得や富の分配のあり方を考えてみることは有意義なことであろうし、またそれを支える実証研究がすすめられることも期待されよう¹⁾。

一方、所得分布研究に対する要請は、開発途上国の経済分析からも発生している。現在の開発途上国がその所得の増加をめざすことは当然であるが、その所得の増加分が一部の階層に集中する傾向がみられる。このことから、経済成長と所得分布の平等さが斉合的であるかどうかという問題意識が提起されている。例えば Poukert が約 40 か国の所得分布を比較しているのはこの種の視点にもとづくものであろう²⁾。

一般的にいて、所得分布の研究のためのデータは不足しがちである。すなわち、この種の研究のためには個人または家計を対象とした標本調査が必要となるが、大多数の国ではこの種のデータは極めて限られた年次についておこなわれているにすぎない。したがって多くの研

究は、2～3 コのデータによる年次間比較または特定年次のサーベイの細部にわたる分析に集中している。

このような状況下において、わが国の資料の分布は研究者にとって極めてめぐまれた状況にある。すなわち、わが国の統計体系がサーベイを主体として組み立てられた結果、所得分布変化をある程度まで時系列的に知ることが出来る。このような時系列比較は、開発途上国の研究をすすめるにあたって貴重な情報を提供することになる³⁾。

本論では、所得分布型の変化を 1950 年代から 1971 年までの時系列データを利用して出来るだけ系統的に分析をすすめることにしたい。ここで、最新のデータが利用されなかったのは、1972 年以降のインフレーションの結果、所得分布の変化に新しい傾向が見出されることが予想されるからである。この傾向を検討することは、カレントな経済政策上の立場からは重要なことであろう。しかし、戦後十数年にわたる所得分布の変動分析の一環として観察をすすめるには、1972—73 年のデータはかなり「過渡期」的な性格のものといえよう。したがってこの検討は、なお若干の歳月をへたのちすすめるほうが適切であろう。

本論におけるいま 1 つの試みとしては、分析の範囲を所得以外の富、すなわち資産の分野まで拡大することである。このテーマはデータの制約上十分な成果を得ることは期待出来ないが、現在のデータでどの程度の分析が可能かを追求した一例にはなり得るであろう。

〔II〕 所得分布

(2.1) 従来の業績のサーベイ

戦後のわが国の所得分布研究は、1950 年代と 1960 年代の間に明確な断層があるようである。1950 年代にお

^{*} 本論の中で用いられた計算の多くは、一橋大学経済研究所電子計算室の援助に負っている。ここに感謝の意を表す。

1) 『週刊東洋経済』の「近代経済学シリーズ」、1973 年 10 月 3 日号 (No. 3764) では「日本の所得分配」に関する特集をおこなっており、わが国における所得分布研究の状況を知るうえに便利な情報を提供している。

2) Flex Paukert, "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence" *International Labour Review*, No. 2—3, 1973.

3) 特に開発途上国においては、所得分布型の変化を示す時系列データがいちぢるしく不足している。この意味では 1950 年代のわが国の経験は注目されよう。また、韓国は所得分布に関する時系列データをある程度まで有している数少ない国であり、その研究は今後の重要な課題といえよう。

第1表 所得の不平等係数の

系 列 番 号 文 献 番 号 推 定 方 法 デ ー タ 所 得 の 種 類	動 労 者 世 帯 所 得						動 労 者 賃 金 ・	
	1 (7) ジ ニ ー 家計調査 月収(家)	2 (8) ジ ニ ー 家計調査 月収(家)	3 (5) 変動係数 家計調査 月収(家)	4 (9) ジ ニ ー 家計調査 月収(家)	5 (5) 変動係数 就業構造 年収(個)	6 (10) ジ ニ ー 就業構造 年収(個)	7 (5) 変動係数 賃金構造 年収(個)	8 (5) 変動係数 民間給与 年収(個)
1954	95.27	95.79	92.14					88.95
55	97.96	97.46	93.24					90.13
56	95.15	95.66	96.52		88.38	89.90		89.93
57	98.99	99.14	96.95					94.14
58	98.25	98.99	96.40				100.33	95.12
59	98.09	97.85	95.08		96.61	95.31	100.92	97.42
60	100.00	100.00	100.00				100.00	100.00
61	100.49	102.67	93.30				97.46	97.84
62		98.17			100.00	100.00	93.64	94.28
63		98.83		109.43				
64		97.26		105.99				
65				101.99		98.36		
66				104.16				
67				105.55				
68				100.00				
69				93.76				
70				93.39				
71				94.78				

[注] データ欄の略号は次の通り，就業構造：『就業構造基本調査』，賃金構造：『賃金構造基本調査』，民間給与：『民間給与実態調

ける所得分布研究の問題意識は今日の開発途上国のそれ
にかなり近い性格をもっていたと思われる。高橋長太郎
氏を中心とする一橋大学経済研究所の共同研究および早
川三代治氏の研究はその先駆的なものといえよう。この
うち早川氏の研究は⁴⁾

(1) Miyoji Hayakawa, "The Application of Pareto's Law of Income to Japanese Data," *Econometrica* Vol, 19, No 2, 1951.

(2) M. Hayakawa, "Distribution of Income in Japan, 1905—1956," *Waseda Economic Papers*, No. 4, 1959

に発表されている。また，ほぼ同時代におこなわれていた高橋氏の研究および氏を中心とする共同研究の成果は，

(3) 高橋長太郎『所得分布の変動様式』，岩波書店，1955年，および

(4) Chotaro Takahashi, *Dynamic Changes of Income and Its Distribution of Japan*, Kinokuniya Bookstore, 1959

にまとめられている。これら二著においては，税務統計を利用した戦前から1950年代中期にかけての分析および家計調査，厚生行政基本調査を利用した1950年代中

期までの戦後分析がおこなわれた。しかし，その後日本の経済成長が国民一般の生活水準を向上せしめただけでなく，少なくとも現在の開発途上国で発生しているような明確な形で所得の不平等化が進行していかなかったために，多くの研究者の興味は所得分布そのものの課題からは遠のいていった。一方，皮肉なことに興味の減少とは逆に所得分布のための情報は急激に増加していった。

(5) 国民生活研究所『所得分布の実態および世帯構造変化に関する研究』，同研究所，1965年

は，これらの諸データからもたらされる戦後の所得分布の変動形態を比較した点では注目されるが，そこからもたらされている帰結に興味ある成果を見出すことは出来ない。むしろ，その後発生した労働不足経済下の所得分布の変動にも着目した

(6) Tadao Ishizaki, "The Income Distribution in Japan," *The Developing Economies*, Vol V, No. 2, 1967

の指摘のほうに多くの成果を見出すことが出来る。ここでは，就業構造基本調査の結果を利用して，「現金所得」の世帯分布が1950年代において不平等化し，1962—65年間に於いて平等化のきざしがみられることが指摘されている。

このような所得分布そのものの研究と並行して，所得分布におよぼす租税の再分配効果や，社会保障の効果を

4) 以下文献を引用するにあたっては，本節で付されている文献番号が利用される。

計 測 結 果 の 比 較

俸 給		農 家 世 帯			非農個人 営 業	無 業	申 告 所 得	
9 (8) ジ ニ ー 民間給与 年収(個)	10 (9) ジ ニ ー 民間給与 年収(個)	11 (5) 変動係数 農家生計 年収(家)	12 (5) 変動係数 就業構造 現収(家)	13 (10) ジ ニ ー 就業構造 現収(家)	14 (10) ジ ニ ー 就業構造 年収(家)	15 (10) ジ ニ ー 就業構造 年収(家)	16 (8) ジ ニ ー 税 務 年収(個)	17 (9) ジ ニ ー 税 務 年収(個)
88.24							71.60	
95.40		98.75					67.39	
97.78		96.27	84.85	88.37	87.40	90.41	76.20	
101.10		103.26					82.33	
100.24		102.58					82.03	
101.12		101.00	93.22	93.85	95.74	95.58	92.40	
100.00		100.00					100.00	
97.84		95.62					111.29	
94.26		103.07	100.00	100.00	100.00	100.00	113.02	
90.95							112.08	102.19
89.68							111.93	102.08
	103.77			98.19	97.95	112.55		98.98
	102.08							101.33
	99.64							100.43
	100.00							100.00
	96.38							112.94
	95.69							118.22
	95.21							127.38

査』、農家生計：『農家生計費調査』。所得の種類中(家)は家計の所得、(個)は個人の所得。

分析しようとした一連の研究がある。

(7) 貝塚啓明・新飯田宏、「租税の所得再分配効果」、館・渡部編『経済成長と財政金融』、岩波書店、1965年

(8) 村上雅子「財政による所得の再分配 昭和28—39年」、藤野・宇田川編『経済成長と財政金融政策』、勁草書房、1967年

(9) 石弘光「わが国税制の所得再分配効果」、『週刊東洋経済』No. 3764, 1974

(10) 地主重美「戦後日本における社会保障の所得再分配効果」、都留重人編『新しい政治経済学を求めて——第2集——』、勁草書房、1968年。

(11) 市川洋・仙石隆史「社会保険と所得階層別分布」『経済分析』、第41号、1972年(この要約は『週刊東洋経済』No. 3764に再掲)

がある⁵⁾。これらの論文の主題は、所得分布そのものの

変化の分析にはないが、そのプロセスで所得分布研究と重複しており、それを取りだすことによってわれわれの研究に利用することが出来る。このほか、『全国消費実態調査』を利用した興味ある研究として

(12) 倉林義正「わが国における所得と富の階層別分布」、『週刊東洋経済』No. 3764, 1974年がある。

ところで、これらの研究で利用されているデータや、測定に利用されている不平等係数の測定法には相違があるから、厳密な比較は出来ない。しかし、たとえ大まかな比較であっても過去の測定結果をまとめておくことは、以下の検討において独断的結論を導く危険から回避出来るというメリットを期待することが出来るという利点はある。第1表には、各論文に示されている不平等係数を、その性格に応じて1960年、62年、67年の基準の指数に換算した結果が示されている。いうまでもなく、この指数の値そのものは不平等係数の測定法に大きく依存しているから指数の絶対値そのものを比較することは適当ではなく変化の方向に主たる関心を集中するのが適切であろう⁶⁾。

てはめた研究があることを知ったが、時間的制約のためリファアすることが出来なかった。

6) 各々の不平等係数の性格については、倉林義正、『所得分布の型と生成』労働省大臣官房政策課(謄写刷)1974のレビューの参照が望ましい。

5) 早川氏の研究は、近年においてあまり引用されていない。この研究を知ることが出来たのは松田芳郎氏の御指摘に負う。また、高橋長太郎氏を中心とする研究の成果は、『経済研究』等に継続的に発表されているが、その主要な結果は本文の2著書にまとめられているので、各論文の引用は省略する。このほか、労働省労働大臣官房政策課システム分析室、『所得分布と資本形成に関するシステム分析(分析編)』(謄写刷)、1974年において、広範囲のデータにジブラ分布をあ

ところで第1表をみると多くの研究は勤労者世帯または勤労者賃金に集中している。わが国の勤労者世帯の比重は1960年代以降50%以上をしめてきている事実からすればこのようなかたよりがあることはむしろ当然かもしれない。そして、これらの計測ではほぼ共通していることは、1950年代において勤労者世帯の所得分布の不平等化が進行したらしいこと、そして1960年代の少なくとも中期以降平等化の動向がみられるということであろう。そして、この一般的傾向に関する結論は、この調査の後半において裏付けられる。

農家世帯および非農「一般世帯」(『家計調査年報』の定義による)についての計測結果は極めて少ない。特に農家については国民生活研究所の計測結果が利用し得るにすぎない。このほかに、『就業構造基本調査』を利用した計測結果はあるけれども、農家所得ではかなりの額にのぼる自家消費部分を無視している点で利用出来ない(このため第1表でもこの種の計測結果は示していない)。非農一般世帯についての計測結果は『就業構造基本調査』のものが利用出来るが、3年おきの結果であるため、第1表から確定的な傾向を見出すことは困難である。

これにかわるものとして、申告所得統計を利用した計算がある。この統計の利用にあたって問題となるのは次の3点である。第1はよく指摘されるように、税務統計が他の統計より多くのバイアスを含む可能性を有していることであり、第2は免税点以下の分布が除外されていることである。第3は、申告所得には譲渡所得を含んでいるということである。文献(7)の指摘によれば、1970年代の申告所得分布の不平等化の原因は譲渡所得に起因しているとされている。たしかに土地成金をめぐる不平等感の増大は、この統計にかなり明確な形であらわれているといえよう。ただここで問題となるのは、譲渡所得が国民所得概念でいう所得ではないということである。すなわち、土地を売却した世帯は対応する実物資産の減少をみているわけであり、現在価値で評価された資産保有量には変化がないはずである。この点を考慮すれば、譲渡所得をめぐる不平等度の増大は、本来資産分布の領域で処理されるべき問題であろう。本論では、このような配慮から譲渡所得の効果は所得分布の問題としてはとりあつかわない。したがって、第1表の申告所得に関する結果は一つの参考数字の域を出ない点に注意されたい。

従来の世帯ベースの研究において欠除していた分野に単身世帯の所得分布の研究がある。この領域についての統計はわが国において最も弱体な領域であり、わずかに

『全国消費実態調査』および『就業構造基本調査』から数字が得られるにすぎない。ただ、これらの世帯分布は全世帯についての分布を分析しようとする場合に不可欠な要素であり、本論でも若干の補充的検討がおこなわれる。

一方、全世帯の分布に対する関心も、文献(6)および(10)にあらわれている。これらの計測は、『就業構造基本調査』の分布をそのまま利用して全世帯についての所得分布を検討している。ただ既述のように、このデータは農家世帯の所得分布について大きなバイアスを有しているのでその結論をそのまま利用することは出来ない。第1表で、全世帯分布についての記述が省略されているのはこのためである。

以上は、既発表の論文に関する議論であるが、現在進行中の2種の研究があることを指摘しておく。一つは、1973年の理論経済学会総会で発表されたマオア氏の『家計調査』を利用した研究であり、その二は Richard Wada による『就業構造基本調査』を利用した分析である。いずれの研究も、データの吟味という点で過去の日本の水準をうまわまっているように思われるが、印刷物として公表されていない関係上ここでの引用はさしひかえる。

(2.2) 計測のためのデータと方法

所得分布を考える場合、所得者ベースでおこなうか世帯ベースでおこなうかがまず問題となる。前者は、所得の分配を機能的にみていくうえでたしかに利点をもっているし、この面からの総合的な分析がすすめられることは確かに興味あることである。しかし、実際のデータを利用して、この線にそった分析をすすめようとするといくつかの困難に直面する。例えば、勤労者の所得分布の資料としては『賃金構造基本調査』をあげることが出来る。このデータを利用すれば、個人ベースの勤労者の勤労収入の分布を得ることが出来る。しかし、この分布は、各勤労者の収入分布を正確にあらわしたものではない。一部の勤労者は、正規の就労以外の副収入を得ているであろうし、財産収入も獲得しているであろう。また、上記のデータでは移転収入の入りこむ余地もない。このような困難性は自営業主の所得分布を考える場合一層増大する。例えば、農家の所得を複数の家族従業者に配分することは、かなり恣意的な仮定を置かない限り不可能であろう。このような理由から、個人業主に関連ある個人ベースの所得分布統計は、税務統計を除けばほとんど存在しないといってさしつかえない。

一方、世帯ベースの分析にももちろん問題はある。ま

第2表 所得分布分析のためのデータ

資 料 名	調 査 対 象	標 本 数	特 色
(i) 家計調査	都市世帯	中	1963年に改訂
(ii) 全国消費実態調査	都市世帯	大	5年毎, 9—11月平均
(iii) 消費動向予測調査	全世帯	小	
(iv) 厚生行政基礎調査	全世帯	大	低所得層の情報大
(v) 農家生計費調査	農家世帯	中	
(vi) 農家の租税・公課負担調査	農家世帯	中	}リンクの必要性 3年毎, 実物所得含まず
(vii) 就業構造基本調査	全世帯・個人所得	大	
(viii) 賃金構造基本調査	勤労者賃金	大	
(ix) 民間給与実態調査	民間企業賃金	大	
(x) 申告所得の実態	申告所得	大	

ず所得形成の面からみると、一世帯が複数の有業者をもつという複雑な側面を有している。更に、所得を生活の基礎と考える立場からみた場合においても、世帯人員の変化をどうとりあつかうか等の難問がある。しかし、データ量からみる限り家計ベースのデータは個人ベースのそれよりもはるかに多い。これらの点を考慮しながら、本論文では主として家計ベースの分析を主体としながら議論をすすめていくことにしたい。

ところで、所得分布の分析に使用し得るデータとしてはどのようなものがあるであろうか。この種のサーベイは、1962年までの情報をもとに国民生活研究所がおこなった調査がある(文献(3)参照)。第2表は、この調査後の資料の整備状況をも加えて、主要な調査について作成したものである。同表に示された調査は比較的カバレッジの広いデータのみを示しているのも、これ以外にも興味のあるデータが存在していることも明記しておく必要がある。例えば、農林省統計調査部による『林家経済調査』、『漁家経済調査』は『農家経済調査』に匹敵するデータである。また日本国有鉄道公社等の政府企業が実施している職員の家計調査もしばしば部分的に利用されることがある。また、一部都道府県については、独自の家計調査が見出されている。この種のデータの分析はより進んだ段階の詳細な分析に利用し得るであろう。

ところで、同表をみる場合、2つの側面からの検討が要求されよう。第1のそれは、どれだけの標本数を有しているかということである。この点からみた場合『就業構造基本調査』は、2つの点で重要な地位をしめることになる。第1に、この調査は職業別の世帯分布を与えてくれることがあり、この情報は所得分布の分析のみならず多くの分野で利用されてきている。第2の特色は「現金収入」に関する調査であり、1965年までの調査では

収入項目別に、1968年以降の調査では収入総額についての情報が得られる。かくて、この調査で定義された「所得」が「現金所得」のみに限定されるという点を除けば、一応総合的な所得分布の状況を与えてくれるデータである。そしてそれ故にこそ、このデータを利用した研究も少なくない。ただ、この調査における収入項目の精度については、若干の人々によって疑問が提出されたことがある点も明記しておく必要がある。

この意味から第2の側面もまた所得分布研究にとって重要である。それは、統計を構成している所得に関する数字がどのようにして調査されたかということである。家計にとって、年間所得を正確に答えることは予想外に困難をとまなう。まして、特定の概念にあうように指定された金額を記憶にもとずいて算定することは非常な努力を必要とする。このような誤差を縮小せしめる有力な方法は「家計簿」を作成し、収支のバランスをチェックすることである。このような側面からみた場合、勤労者世帯についての『家計調査』、『全国消費実態調査』、農家についての『農家生計費調査』⁷⁾が注目されるようになる。以下の論述では、この点を重視してこれらデータを2職業グループについて利用していきたいと思う⁸⁾。

かくて残された職業グループとして、『家計調査』で「一般世帯」と呼ばれている世帯が残される。この世帯

7) 『農家生計費調査』自体には、農家世帯の収支バランス表が含まれているわけではない。しかし、この調査は収支バランス表をもつ『農家経済調査』の標本を再集計したものである点で『家計調査』と同じ性格をもつものといえる。

8) 『家計調査』等は、収支バランス表を作成するという意味では所得に関する数字の信頼度は高いが、その反面低所得層に調査拒否世帯が多いともいわれている。この問題は将来の研究課題となり得るであろう。

グループは、(イ)非農個人業主世帯、(ロ)無業世帯ということになるが、これらの世帯についてはアンケート方式による所得データが存在しているにすぎない。すなわち、『家計調査』においては、調査が特定の世帯について実施された時点から過去へさかのぼって1年間の所得のレポートを求めている。ただ同調査では、標本が逐次とりかえられているから、対象となった「年収」は厳密な意味では比較に耐え得るものではない。一方、『全国消費実態調査』は共通期間の「月収」をこれらの世帯グループについて調査している。この情報は詳細な分析をすすめるうえで重要なものではあるけれども、9—11月に調査が限定されているという欠点がある。一方、これら世帯を対象とした租税統計として『申告所得の実態』があるが、その信頼性に問題があることおよび免税点以下の分布が得られないという制約がある。かくて、残された可能性としては、『就業構造基本調査』がある。この調査の主眼が世帯別所得の調査にないこと等から、その信頼性はかならずしも充分とはいえないが、当面これを利用せざるを得ない。かくて、全職業グループに情報が得られるのは3年ごとということになる。

以上対象としてきた世帯は『就業構造基本調査』で「一般世帯」と呼ばれている世帯人員2名以上の世帯である(『家計調査』と『就業構造基本調査』間では「一般世帯」の定義がことなる)。これと並んで「単身世帯」が考えられなければならない。『全国消費実態調査』には単身世帯のうち勤労者世帯に属するものの情報があるので、これを利用した若干のチェックをすすめることは可能である。しかし、単身者世帯は非農個人業主世帯、無業世帯にも存在しており、上記のチェックのみでは充分ではない。そこで注目されるのが『就業構造基本調査』であるが、この調査報告書では職業別、一般・単身別の所得分布がすべての時点で与えられているわけではない⁹⁾。そこで時系列比較をすすめようとするすべての職業に属する単身世帯の分布を分析することに限定されることになる。勤労者に属する単身世帯と無業者のそれとではその性格が大きくことなることから、このようなプールは好ましいものではないが、データの制約上やむを得ない措置といえよう。

9) 『就業構造基本調査』では、ほとんどの時点について全世帯・一般世帯別の所得分布表をもっているから、その差より単身世帯についての所得分布を得ることが出来る。しかし、多くの時点での職業別分布表では一般世帯についての分布が与えられているにすぎない。

次に問題となるのは、われわれが考察の対象とする「所得」がどのようなレベルのものであるということであろう。過去の分析例をみると、可処分所得に租税を加えた額(例えば『家計調査年報』の定義による「実収入」)が採用されてきていた¹⁰⁾。この指標は多くの統計で共通の指標として利用し得る点では便利な概念である。ただ、倉林義正氏が文献(12)で所得の流れという視点から整理した図式からみれば、以上の定義は家計が生産活動によって入手し得る第1次所得と、消費活動のための所得——すなわち可処分所得——の中間的概念ということになる。このような体系にもとづく研究は今後進められる必要があるが、本論では従来よりの分析結果との対比に重点をおく考えから課税前所得を中心とし、可能な場合については第1次所得および可処分所得についても言及することにした。しかしこれらの総合的な分析についてはほとんど論じられず、将来の研究にゆだねられている。

所得分布の不平等度を測定する方式としては、(1)変動係数、(2)ジニー係数、(3)対数の分散またはジブラ(不平等度)係数、(4)パレート係数等があり、いずれも過去の研究において利用されている(第3表参照)。この結果をみると、ジニー係数が最も多く利用されており、この傾向は諸外国のそれにおいてもかわりはない。ただ、文献(11)で指摘され、筆者の計算結果も確認したところによれば、わが国の所得分布はかなり良好に対数正規分

第3表 各論文で利用された不平等係数の計測法

	文 献 番 号
変 動 係 数	(5)
ジ ニ ー 係 数	(7), (8), (9), (10)
ジ ブ ラ 係 数	(3), (4), (11)
パ レ ー ト 係 数	(1), (2), (12)

[注] 文献は、単一の不平等係数を算出していない。

布にフィットすることがわかっている。しかも、ジブラ係数は、分散分析の手法を準用して不平等係数の変化を要因別に分解することが可能となるという利点を有している。このような理由から、以下の計算では2つの不平等係数を併用しながら分析をすすめることにしたい。

ここで、念のために、2種の不平等係数の算出法を示しておく。ジブラ係数の推定には少なくとも2種の方式が考えられている。その1は、変数を対数変換した後分

10) データ上の理由から、自己保有家屋の帰属家賃部分は所得には加えられていない。

散を計算するものであり¹¹⁾、その2は対数正規分布の性質を利用して

$$N(y) = a + b \log x \quad (1)$$

に最小二乗法をあてはめ、 b の推定値を利用するものである。ここで x は所得等の分析指標であり、 y は指標が x 以下の標本数の全標本にしめる比率、 $N(z)$ は

$$\int_{-\infty}^{N(z)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx = z \quad (2)$$

を満す値である。以下の計算では第2の方式が採用されている。

ジニー係数 R の測定方法も一様ではない。以下利用される方式は、最も普通に利用されるものであって

$$R = 1 - \sum_t P_t(Q_t + Q_{t-1}) \quad (3)$$

の算式が利用される。ここで、 t は階層番号、 P_t は t 階層に属する世帯(または個人)の全体に対する比率、 Q_t は t 階層までの累計所得の全所得にしめる比率を表わしている。この方法は、計測に利用されるデータの階層数が比較的少ない場合には不安定となるという欠陥をもっている。この意味では、文献(10)で採用されているように、他の不平等係数——例えばパレート係数——から理論的に誘導された係数によるチェックは興味ある試みということが出来よう。しかし、この種の吟味はこの論文ではおこなわれていない。

(2・3) 勤労者世帯の所得分布

勤労者世帯の所得分布の推定には、『家計調査年報』が中心に吟味される。既述のように、このデータは各家計について収支バランス表を作成させていることから所得に関する数字にかなり信頼性がおかれている点で他の資料よりもすぐれている。しかし、このデータについても、いくつかの問題点があることは明記しておく必要がある。第1の問題は、この調査で採用されている標本がやや高所得層にかたよっているのではないかという指摘である。この問題は文献(4)において江見康一氏によって提起されている。確かに、厚生省の『厚生行政基礎調査』と『家計調査』とを比較してみると、後者の分布がやや上方にかたよっている傾向がある。この点に関する吟味は、他の資料とのつきあわせを含めて、今後検討される必要がある。

第2の問題点は、わが国の家計調査が「単身世帯」を

調査対象の中に含んでいないということである。このため、従来の分析では国鉄等の単身世帯に関する調査が補助情報として使用されてきた。ところで、『全国消費実態調査』の数字を利用すれば、単身世帯を除くことによって生じる結論のゆがみの程度についてある程度の情報を得ることが出来る。すなわち、同調査では3年次の時点について、『家計調査』とほぼ同じ母集団を対象とした調査のほかに単身世帯についての調査もおこなっている。単身世帯の抽出率が他の世帯に比して低いこと等の問題はあ¹²⁾、若干の誤差を覚悟すれば単身世帯を排

第4表 2人以上の世帯と全世帯の不平等係数の比較(勤労者世帯)

	ジ ニ ー 係 数		指 数	
	2人以上世帯	全世帯	2人以上世帯	全世帯
1959	0.2609	0.2280	100.0	100.0
64	0.2303	0.2176	88.4	95.4
69	0.2195	0.1679	84.1	73.6

〔資料〕『全国消費実態調査』

除したことによる影響をチェックすることは可能である。第4表は、『全国消費実態調査』に示された勤労者世帯(2人以上の世帯)に関する表から求められた所得分布と、この分布に抽出率調整済の単身世帯の分布を合算することによって求められる分布から計算される全勤労者世帯についての不平等係数が比較されている。この結果によれば、ジニー係数は単身世帯を加えた場合若干減少するけれども、3年間にわたる不平等係数の指数の傾向にはほとんど影響を与えないことがわかる。

第3、第4の問題は時系列比較上発生する技術的困難性に関連がある。前者は『家計調査』の1962年以前の数字が人口5万以上の都市世帯を対象としている。この結果は、町村をも含めた「全国」の数字と比較して多少の問題をもつであろう。しかし、時系列的比較をおこなっていくうえではそれほど大きな障害とはならないように思われる。第4の問題は、『家計調査年報』の集計方法に関連がある。われわれが利用し得るデータは、家計調査の個票ではなく、ある種の指標で集計された統計表である。しかるに、1962年以前のデータでは原則として月別の実収入で階級わけがなされているのに対し、

11) この方式は、所得分布の形として、対数正規分布を前提としないことを強調する目的でしばしば利用される。

12) 単身世帯の抽出率は年別にことなっており、特に1959年のそれは低い。また世帯人員2人以上の世帯の調査は9—11月平均であるが、単身世帯のそれは9—10月平均である。しかし、以下の計算ではこの点を見捨てて作業をすすめることにしたい。

第5表 家計調査による不平等係数の変化(勤労者世帯)

	ジ ニ ー 係 数		リ ン ク 指 数			
	課 税 前 所 得		ジ ニ ー 係 数			ジブラ係数
	年 収 分 類 デ ー タ	十 分 位 階 級 デ ー タ	第 1 次 所 得	課 税 前 所 得	可 処 分 所 得	課 税 前 所 得
* 1954		0.2963	120.11	119.22	113.49	114.86
55		0.2975	120.16	119.71	113.49	111.86
56		0.2830	114.80	144.34	114.82	118.39
* 57		0.3028	122.04	121.84	118.88	120.95
* 58		0.3010	122.00	121.11	118.72	119.70
59		0.3023	121.88	121.63	120.21	118.26
60		0.3078	124.05	124.04	122.03	121.40
61		0.3122	125.86	125.62	124.76	113.16
* 62		0.2994	121.00	120.47	119.92	110.69
63	0.2258	0.2985	121.08	120.11	119.88	113.00
64	0.2158		115.77	114.79	114.13	107.81
* 65	0.2081		111.59	110.69	109.69	103.08
66	0.2135		113.93	113.56	111.91	111.32
67	0.2123		113.55	112.93	111.50	111.78
68	0.2023		107.75	107.60	103.25	106.95
69	0.1893		100.81	100.69	100.34	99.34
70	0.1880		100.00	100.00	100.00	100.00
* 71	0.1884		100.00	100.21	100.22	99.16

[注] *印は不況年

[資料] 『家計調査年報』

1963年以降のデータでは調査時点における過去1年の年収によって階級わけがおこなわれている。後者の階級わけは、ボーナス支給月と他の月のデータをプールし、階層別年平均を求めるには便利である。一方、前者の定義においては、ボーナス収入が大な12月と他の11カ月の結果を単純に階層別に平均することには問題がある(1950年代では6—7月のボーナスが比較的少なかったことから、12月に集中的に矛盾があらわれている)。そこで1つの工夫として、全標本を大きさの順に並らべた後5等分し、各区分別の平均値を算定するという「実収入5分位階級表」の作成がおこなわれてきた。しかし、5階層による不平等係数の作成にはかなりの問題があるので、本論では「5分位階級」とほぼ同様の手法で「10分位階級」表を各月別データから作成し、不平等係数を計算することにした¹³⁾。しかし、このようにして求められた不平等係数も1963年以降の年間収入別表とは単純には比較出来ない。このようにいくつかの難点はあるけれども、依然として『家計調査』が最優先されるべきデータであることは否定出来ないので、工夫を重ねながら分析をすすめることにしたい。

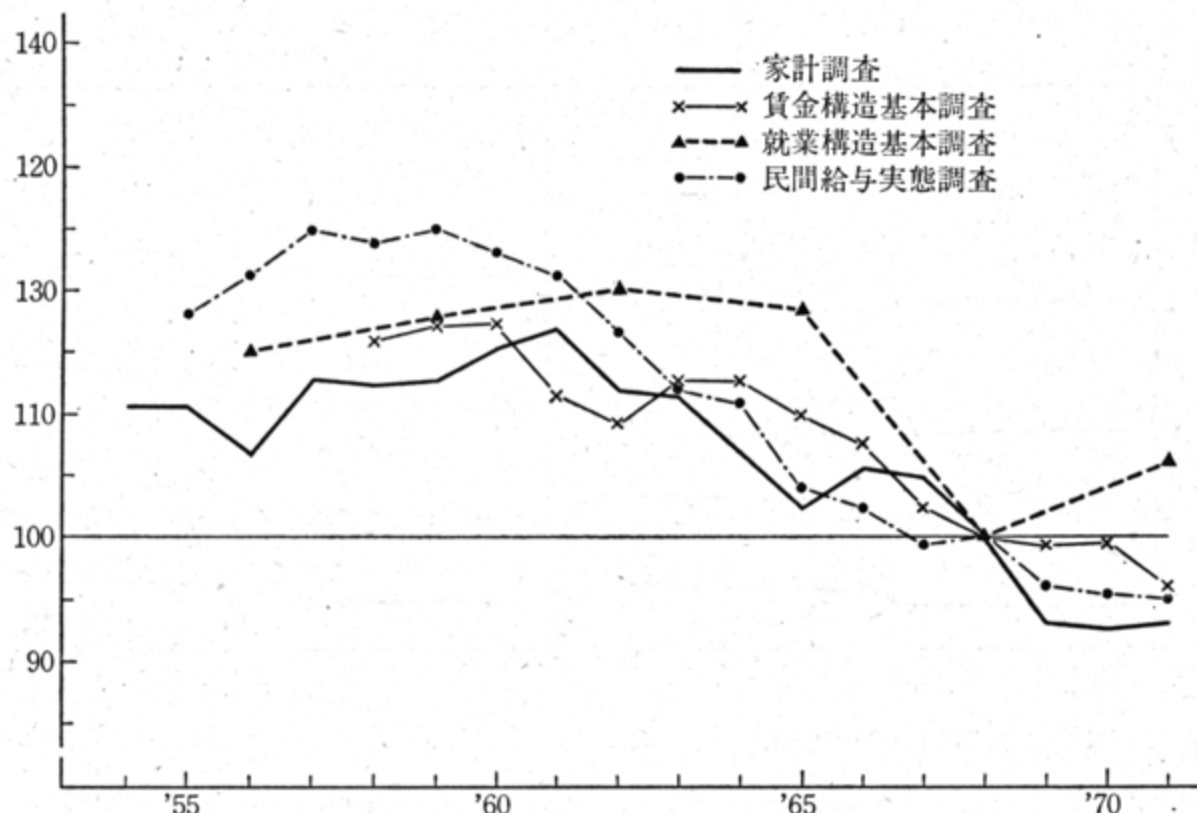
第5表は、『家計調査年報』の数字を利用して計算された勤労者世帯についての不平等係数の時系列変化を示

したものである。同表のリンク指数は、1963年以降については全国の年収データを、また1963年以前については5万人以上の都市に関する「10分位階級データ」をもとにして計算された2種の係数を1963年値間の比率によって単純にリンクしたものである。この計算方法にはもちろん留保が必要であろうが、さしあたり他のよりよい方法も思いつかないので、当面この方式にしたがうことにした。

ただ、このような留保条件がある以上このデータのしめす傾向が他のデータよりの結果とどの程度類似しているかを確かめておくことが必要であろう。第1図はこの目的のために作成されたものである。各調査について計算の対象となったのはいずれも課税前所得ではあるが、その調査範囲、標本の性格等に相違があるから、同図でおこなわれたような指数ベースの比較においてもある程度の相違から生じることは当然予想される。それにもかかわらず第1図の各指数はかなりの程度の類似性を示している。まず、『家計調査』と『賃金構造基本調査』、『民間給与実態調査』の指数は1950年代後半まで不平等係数が増加し、その後急速な下落を示している。ただ、この屈折年は賃金関係2調査が早めに出ているが、これは家計調査では含まれていない単身若年層の存在を考慮すれば説明出来る。また、1956年における『家計調査』からのくぼみは他の調査では見出されない。『就業構造基本調査』の指数も大勢としては他の3指数と同じ傾向を

13) 「10分位データ」の計算は、1962年以前の『家計調査年報』の付録で解説されている「現金実収入5分位階級」の作成法を若干修正して利用した。

第1図 不平等係数指数の比較



示している。ただ同調査から得られる1968—71年間の変化は他の調査結果からみて異常に思われる。

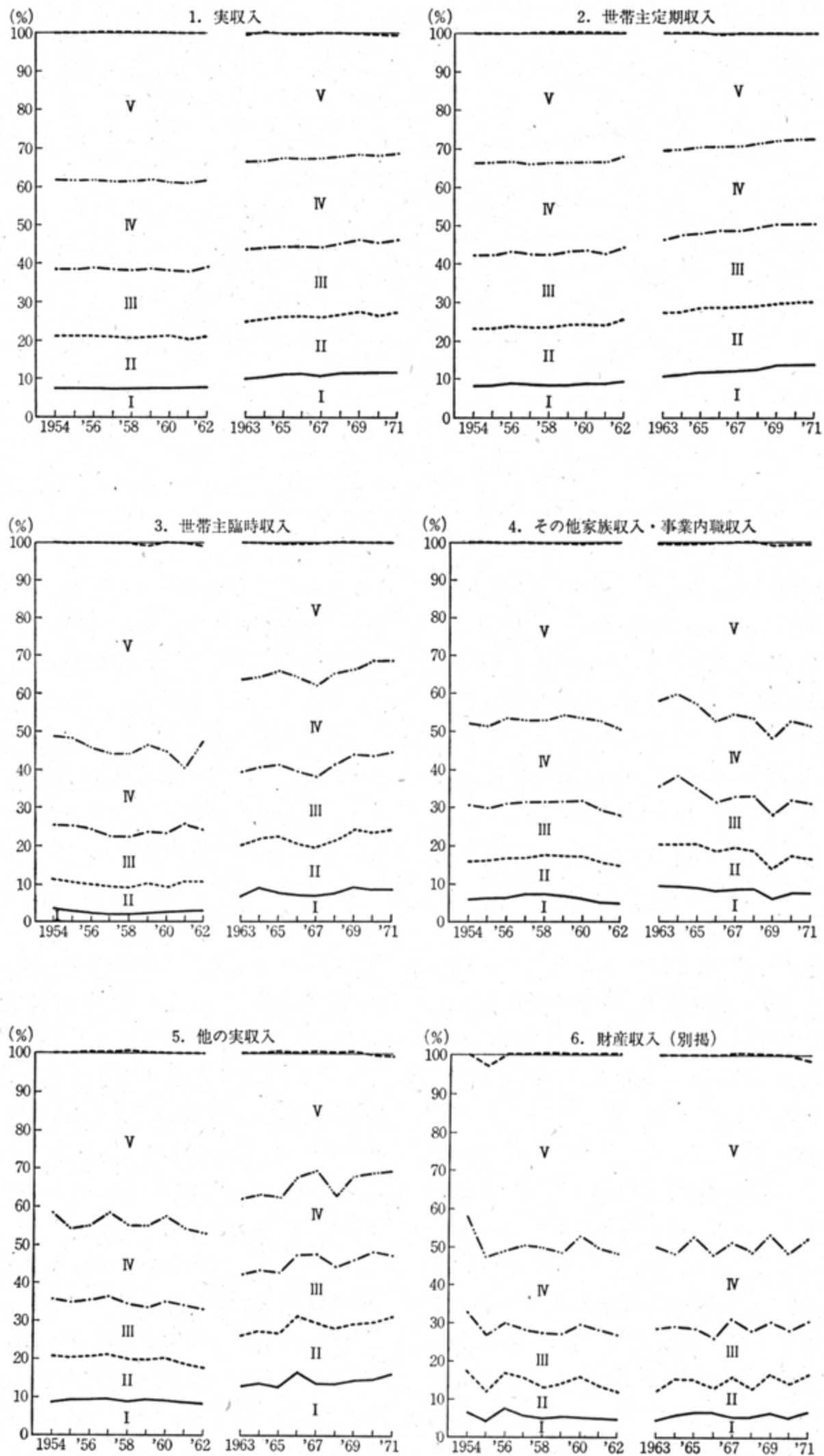
ところで、第5表の結果をみると、いくつかの興味ある事実を見出すことが出来る。第1に不平等係数のトレンドをみると、1950年代から60年代初期にかけて上昇し、60年代中期から70年代初期にかけて下降している。この屈折点が、わが国の若年労働者の不足が明らかになった時点以降不平等係数が低下していることは注目されてよい。それと同時に、1950年代において、不平等係数が増加した事実、過剰労働力の経済において経済成長と所得分布を考えるうえで重要である。したがって、以下の展開において不平等係数のトレンドを解析するには、この2期にわけて検討をすすめる必要がある。

第2に、やや副次的な問題として、不平等係数のトレンドよりの偏差の検討がある。すなわち、第5表の数字を詳細にみるとトレンドにかくされた形でそれほど明瞭ではないが、不平等係数には若干の循環変動的動きがみられ、それは景気変動とかなりの関連をもっていることである。経済企画庁の作成した『25系列による景気動向指標』による、不況期に対応する年次は第5表に印を付すことによって示されているが、これらの時点より若干おくれてジニー係数はトレンドに比し不平等係数は低い値をとっている。現在の開発途上国の問題意識は、経済成長率と所得分布の不平等係数に若干の時差を考慮したとき正相関が存在するということであるが、循環変動に関する限りこの命題はわが国にも妥当している。

これらの不平等係数の時系列変動の原因をみるために若干の分析を追加してみよう。その第1の試みは、勤労者世帯の収入を構成要素別に分解し、各々の分配状況を追跡してみることである。勤労者世帯の実収入は、(1)世帯主の勤め先からの定期収入、(2)世帯主の勤め先からの臨時収入、(3)その他の世帯員の勤労収入、(4)事業・内職収入、(5)その他の収入に分割出来る。そして、これらの所得階層間の分布は、時間の経過とともに変化する事が予想される。そこで、『家計調査年報』に示された「5分位階級データ」を利用して各所得の階級間分布の状況を示すと第2図が得られる。同図で1962年以前の数字は「実収入5分位階級」、1963年以降の数字は「年間収入5分位階級」よりとられているから、この両者を連続して利用することは適当でない。また同図では、比較的金額の少ない事業・内職収入をその他家族員の勤め先収入に合算して図示するとともに、「その他実収入」の中で特殊な地位をしめる財産収入については「別掲」の形で示しておいた。

ところで、同図作成のための原数字をも参照しながら、階級間の構成比を検討してみると興味ある事実を見出すことが出来る。まず実収入についてみると1963年以降と1962年以前に明確な相違がみられる。まず1963年以降については第V分位階級のシェアが減少し、第I分位のその急増と第I分位の漸増がみられ、不平等係数の低下を裏付けている。一方、1962年以前においては第I、II分位の低所得階級の所得シェアにはほとんど変化

第2図 5分位階級別所得分配状況



がなく、第V分位のシェアの増加と第Ⅲ・Ⅳ分位の減少が相殺されていることがわかる。要約すれば1950年代の所得分布の不平等係数の変化は主として中位の所得階層以上の所得配分の相違より生じたのに対し、1960年代中期以降のそれは低所得・高所得階層間のシェアの移動により発生したということが出来よう。

このような相違をもたらしただ原因は、所得構成要素のシェアの変化をみることによってある程度まで説明することが出来る。勤労者世帯の所得構成で最大の比重をしめるのは世帯主の勤め先からの定期収入(1970年で62.2%)であり、ついで同臨時収入(同21.7%)である。ところで定期収入の1963年以降の動きをみると、第Ⅰ、Ⅱ分位のシェアの増加と第V分位のシェアの低下を明確に読みとることが出来る。このことから、1963年以降の不平等係数の下降トレンドは世帯主定期収入のそれによって主として説明されるとみなし得るであろう。事実、年間収入階級別のデータを利用して、世帯主定期収入についてのジニー係数を指数化して実収入のその値と比較してみると、2者の変動傾向はいちぢるしく類似している。同様の傾向はより明確な形で世帯主の臨時収入についても見出すことが出来る。ただ、この収入の全収入にしめる比率が世帯主定期収入よりかなり低いことと、臨時収入の値が定期収入の大きさにかなり依存していることを考えれば、不平等係数低下の主役は世帯主定期収入にあるといってよい。しかし、実収入のジニー係数にあらわれた循環変動的な変化が、臨時収入のシェアの変化と密接に関連していることは読みとられる必要がある。その他家族の勤労収入(事業内職収入を含む)は、1963年以降不平等化の方向へ推移していることが認められる。特に、第V分位のシェアは1965年以降急増している。これは従来高所得層では非労働力であった女子労働力の就業に負うところが大きくなる。しかし、この所得の比重は、核的収入の示す平等化傾向を相殺するほどには大ではない。その他実収入は、財産収入、トランスファーおよび雑収入よりなる。このうち雑収入はその大きさからみて無視してさしつかえない。財産収入には、1963年以降ほとんどトレンドは認められない。一方、各種トランスファーには平等化の傾向がみられ、特に低所得層にその傾向が強い。その一因は、第Ⅰ分位にしめる老令世帯の比重が増加したことに認められよう。

1962年以前の分布の変化は、かなりことなつた構造より発生している。すなわち、勤労者世帯の核所得である世帯主定期収入については1954—62年にかけてむしろ平等化の傾向がみられ、実収入の不平等係数が示すト

レンドとは逆の現象がみられる。ところが、世帯主の臨時収入については、第V分位のシェアが大幅に増大し、実収入の不平等化の最大の原因となっている。特に1954—60年の期間は、定期収入に対する臨時収入の比率が大幅に増大した期間であった¹⁴⁾。このような時、大企業中小企業間の格差、年令間の格差、都市規模間の格差が発生したとしてもおどろくにはあたらない。しかし、このような格差の拡大は、1960年代初期の労働不足に直面してブレーキをかけられることになる。この意味では、1950年代の勤労者世帯における不平等係数の増大は、開発途上国が今後直面する1つのパターンを示しているといえるかもしれない。その他の世帯員の勤労収入、その他の実収入については、特にとりあげるべき傾向は見出せない。

以上の観察結果は次の推論を可能にする。1950年代の高度成長下においては、産業間、大小企業間の収益の格差が拡大し、その結果はボーナスの支払、時間外勤務時間の差の増大の形で勤労者世帯の所得分布を不平等化する方向に作用してきた。しかし、1960年代に入って、若年労働力の不足、転業者の増加等から、ボーナス支給額を含めて、企業間格差が縮小してきた。これに加えて、若年労働者の不足から生じる初任給の上昇は、年功序列賃金体系における年令間格差を減少せしめる方向に作用してきた。1960年代初期から1970年代初期にかけての世帯主定期収入に関する平等化傾向はこの事実を裏付けているといえる。更に、マオア氏の指摘する都市間における所得差の減少も無視することは出来ないであろう¹⁵⁾。

以上の「推論」の基礎を強化するための情報として2種類のものが存在している。第1のそれは1959, 64, 69の3年にわたる『全国消費実態調査』である。このデータは、9~11月という3カ月に調査が限定されているという欠点をもっている反面、各種要因別に所得階層別——階層別けの所得は要因別にことなる——データが与えられているという利点をもっている。したがって、この種のデータを利用すれば、3年間にわたる各種要因の所得分布の不平等係数におよぼす各要因の効果を分析することが出来る。そして、この目的のためには、ジブラの不平等係数が便利である。すなわち、ジブラの不平等係数の逆数は、対数正規分布の分散(以下対数分散と呼

14) この現象は、当時の勤労者家計の貯蓄率の上昇の説明要因として利用されている。拙著『貯蓄の経済学』、勁草書房、1973年参照。

15) マオア氏の1973年「理論経済学・計量経済学会総会報告要旨」参照。

第6表 対数分散の要因別分解

	世帯主年令間		職 業 間		府 県 間	
	級 内 分 散	級 間 分 散	級 内 分 散	級 間 分 散	級 内 分 散	級 間 分 散
	動 労 者 世 帯					
1959	0.1393	0.0694	0.1965	0.0584	0.2919	0.0278
1964	0.1198	0.0185	0.1601	0.0207	0.2371	0.0177
1969	0.1294	0.0174	0.1524	0.0253	0.2908	0.0113
	全 都 市 世 帯					
1959	—	—	0.2624	0.0881	0.2122	0.0227
1964	—	—	0.2141	0.0425	0.1684	0.0119
1969	—	—	0.2572	0.0438	0.1548	0.0065

【注】 世帯主年令別の計算では、『1969年報告』の分類を調整のうえ比較した

ぶ)にあたることから、近似的に分散分析が適用される¹⁶⁾。すなわち、勤労者世帯全体の対数分散 V は、各要因別(例えば年令別)表ごとに対数正規分布をあてはめて得られる対数分散 $X_i (i=1, 2, \dots, N; N$ は要因の分類数)の加重平均(加重のウェイト w_i は第 i 分類の標本数が全標本にしめす割合)と他の要因 Z に分解され、 Z はその要因が勤労者世帯の所得分布におよぼす効果と解

することが出来る。

$$V = \sum w_i X_i + Z \quad (4)$$

第6表は、課税前所得に関する(4)式右辺の2項の値の変化を要因別に比較したものである。1959年と1969年値を比較したとき、各要因とも Z の変化が重要な役割をはたしていることがわかるが、その傾向は世帯主年令別表において特にいちぢるしい。地域間の Z の減少は、事前に予想よりも小さな変化といえそうである。その1つの原因は「地域」の単位として府県をとったことにあるのかもしれない¹⁷⁾。勤労者世帯内における職業差をあらわす Z は比較的小さく、かつその時間的変化も明確ではない。このことは、後述の一般世帯を含む分析といちぢるしい対象をなしている¹⁸⁾。

第2のデータは、『家計調査年報』に示された要因別の平均値である。これらの値は、平均値のみが示されているにすぎないから、第6表のような形式の分析をおこなうことは出来ない。ただ、各要因別の平均値について、変動係数を計算して指数化してみれば、(4)式の Z に対応する変化を時系列的に観測することが可能となろう。

第7表 要 因 別 階 級 間 の 変 動 係 数

	世帯主年令別		職 業 別		地 域 間		
	全 年 平 均	1, 4, 7, 10 月 平 均	全 年 平 均	2, 5, 8 11月平均	地 方 別	都 市 階 級 別	都 市 別
1955		0.1491		0.1515			0.1613
56		0.1560		0.1431			0.1170
57		0.1406		0.1557			0.1433
58		0.1379		0.1605			0.1389
59		0.1580		0.1661			0.1274
60		0.1645		0.1656			0.1531
61	0.1626	0.1492	0.1772	0.1541			0.1616
62	0.1526		0.1765				
63	0.1520		0.1757		0.0899	0.1210	
64	0.1689		0.1757		0.0999	0.1163	
65	0.1422		0.1767		0.0791	0.0951	
66	0.1515		0.1760		0.0781	0.1626	
67	0.1565		0.1675		0.0904	0.1000	
68	0.1412		0.1574		0.0519	0.0620	
69	0.1348		0.1484		0.0460	0.0509	
70	0.1346		0.1414		0.0517	0.0599	
71	0.1458		0.1529		0.0431	0.0450	

【注】 1. 世帯主年令別、職業別表は再集計表に相違があるので1961年前後を一つの系列として比較することは出来ない。

2. 「地域別」とは、北海道、東北等の区分、「都市階級」とは人口規模による区分である。なお、後者の区分が1968年で相違するので、不連続となっている。

3. 「都市別」は調査都市間の差をいう。

【資料】『家計調査年報』

16) 対数分散の推定が、ジブラ分布のあてはめによっておこなわれているために、級内分散と級間分散の合計が勤労者世帯の分散とは完全には一致しない。しかし、その誤差は比較的小さいの級間分散に含ませることにした。

17) 『全国消費実態調査』には、都市規模階級別の分類等がある。しかし1959年から1969年にかけての行政地域の統合を考えると、府県ベースの分析が最も適当と判断される。

18) 『全国消費実態調査』による所得分布の研究は、

第8表 農家世帯の所得分布

年 度	ジ ニ ー 係 数				農家所得指数	
	農家可 処分所得	農家所 得	農 業 所 得	農 外 所 得	ジ ニ ー 係 数	ジ ブ ラ 係 数
1953	0.2556	0.2612	0.2780	0.2278	108.7	117.2
54	0.2546	0.2593	0.2723	0.2328	108.0	115.3
55	0.2547	0.2599	0.2829	0.2043	108.2	112.5
56	0.2610	0.2610	0.2701	0.2865	108.7	115.6
57	0.2660	0.2694	0.2576	0.3000	112.2	116.3
58	0.2658	0.2687	0.2573	0.2896	111.8	115.4
59	0.2630	0.2654	0.2538	0.2864	110.5	110.9
60	0.2452	0.2647	0.2501	0.2866	110.2	114.8
61	0.2400	0.2644	0.2487	0.2857	110.1	116.2
62	0.2354	0.2645	0.2448	0.2853	110.1	119.3
63	0.2301	0.2647	0.2330	0.2984	110.2	118.7
64	0.2337	0.2645	0.2176	0.3068	110.1	116.7
65	0.2194	0.2492	0.2097	0.2844	103.7	114.0
66	0.2294	0.2365	0.2015	0.2667	98.5	99.9
67	0.2324	0.2382	0.2363	0.2400	99.2	101.0
68	0.2344	0.2402	0.2301	0.2491	100.0	100.0
69	0.2417	0.2476	0.2197	0.2680	103.1	108.7
70	0.2534	0.2524	0.2190	0.2715	105.1	110.0

【注】 農家所得は、農業および農外収入の合算であり、農家可処分所得は農家所得に移転所得を加え、税を差し引いたものである。

第7表は、このような視点から作成されたものである。ただ、1960年代初期においてデータの発表法がことなっているために時系列比較が不可能なことがあるので同表の脚注を参照されたい。また、これら2期間内においても、脚注に示されたような調査上の相違点があるから注意されたい。ところで同表によれば、いくつかの興味ある傾向が見出される。第1に、世帯主年令別階層間の変動係数は1955—61年間に於いてはトレンドは見出せないが、1964年以降減少している。第2に勤労者世帯内での職業間のそれは、1966年以降減少したほか大きな変化がみられない。第3に、都市間においては、1955—61年間にわずかに増加したほかはほとんど変化がみられない。しかし、1965年以降都市規模間の差は急減している。これらで共通なのは、1960年代後半において、各種の要因による所得差が縮小したことを示しており、これは上述のいくつかの推論を裏付けるに充分であろう。

(2・4) 農家世帯・其他世帯の所得分布

1950年代の日本においては、農家世帯の比重はかなり重要な比重をしめてきていた。例えば、1962年の『就業構造基本調査』によれば、農家世帯の全世帯に占める比重は17.7%となっている。このことから、戦後の日本の所得分布、特に1950年代のその動向をみるには、

文献(12)を除けばほとんどおこなわれていない。しかし、このデータによる所得分布研究は、分析の精度を高めるうえで今後重要性をもつであろう。

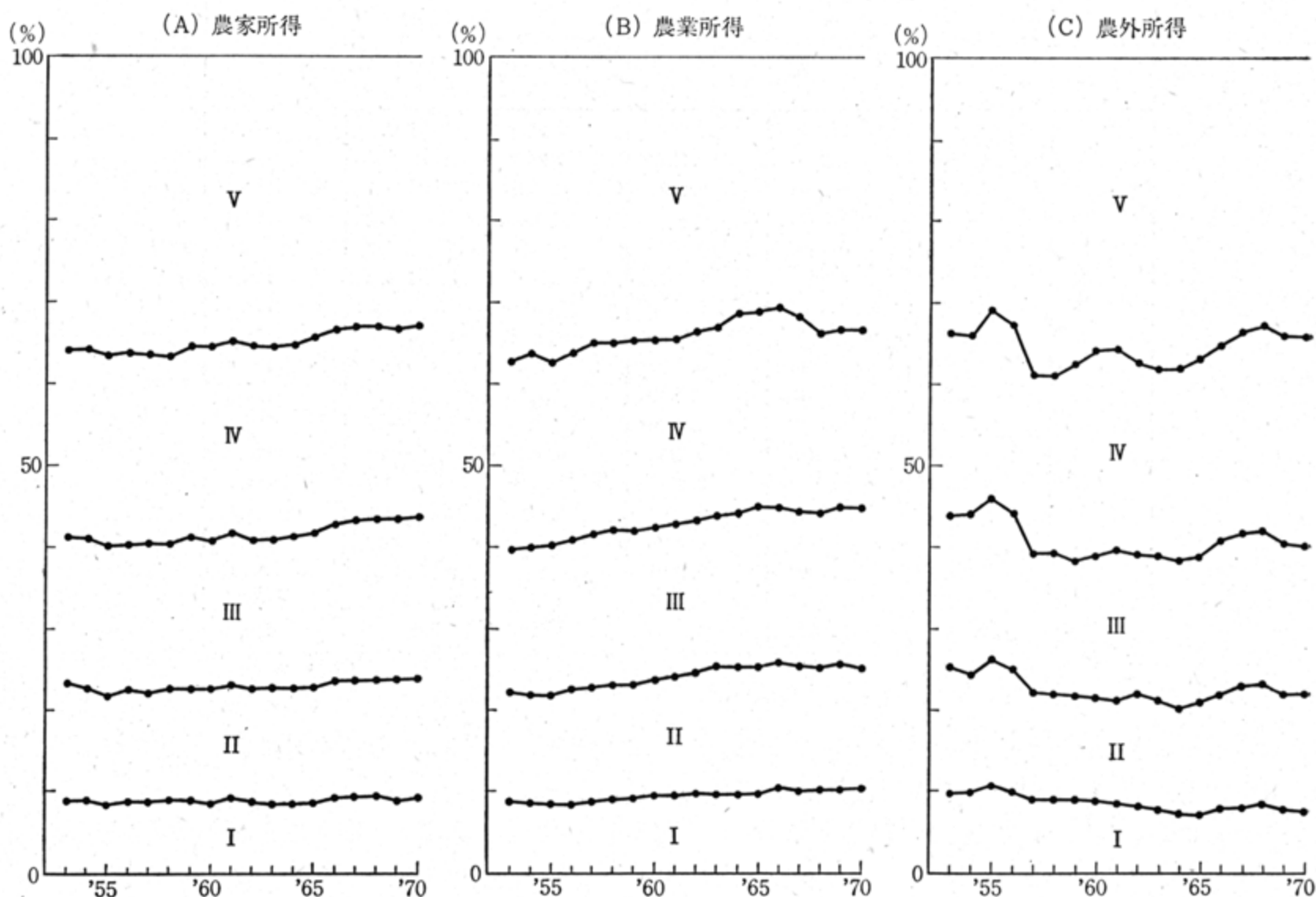
雇用世帯について農家世帯の所得分布の動向が注目されなければならない。

ところで、直感的に判断されるように、農家世帯の所得の調査は勤労者世帯の場合よりはるかに困難である。すなわち、農家所得は、(i)農業所得(自家労働に対する報酬、自家保有地代を含む)と(ii)農外収入よりなり、傾向的に後者の比重は急速に増大している。しかし、その比重がいちぢるしく低下した1970年においても前者の比率は平均36.5%をしめているから、農業所得の算定方法によって、農家の所得分布に対する結論が大きく左右される可能性を有している。農業所得の算定には、いくつかの問題がある。第1に、農業所得のかかなりの部分は自家消費された農産物によってしめられており、その評価は容易ではない¹⁹⁾。『就業構造基本調査』の農家所得が現金所得に限定されているのはこのためである。第2に、農業所得の算定にあたって減価償却をどのようにしてすすめるかという問題がある。以上の問題のほか、農家自身どの程度まで正確な一般的なコスト計算を日常おこなっているかについても当然の疑問が残る。

このような事情を考慮した場合、農家についての所得計算をおこなうには、ある程度規格化された調査が必要であり、アンケート式調査は危険であるということが出

19) 以下利用される『農家経済調査』では、住居用住宅の減価償却をも家計消費の中へ加えているが、他の世帯との対比上本論の分析ではこの部分を所得に含めないことにする。

第3図 5分位階級別農家所得の配分状況



来よう。この論文で『農家生計費調査』が使用されたのは、かかる背景を考慮したからにほかならない。『農家生計費調査』は、所得と家計消費支出が示されているにすぎないが、その数字は『農家経済調査』の標本を所得階層別に組みかえたものであるからである。『農家経済調査』の数字にも数多くの問題があることは事実であるが、各種収入、費用、資産・負債等の関係を一連のバランス表でとらえているという意味で最も信頼出来る調査ということが出来よう。ただこの調査は1962年以降についてしか得られていないので、それ以前の時点については『租税公課諸負担に関する調査』を利用した。この調査は1960年代初期までは『農家生計費調査』と別だてにおこなわれてきており1962年の数字も完全には一致しない。しかし、その差はそれほど大でないのもので、1962年の2者の比率を乗じて『農家生計調査』の系列にリンクすることにした。次に、ここで用いられる所得の概念についてふれておこう。『農家生計費調査』における「農家所得」は、勤労者世帯の第1次所得にあたるものであり、それは農業所得(農業収入から減価償却²⁰⁾

を含む農業のための支出を差し引いたもの)と、農業外への就労による賃金収入を主体とする農外所得より構成されている。この農家所得に移転収入を加え、租税・公課諸負担を差し引いたものが農家可処分所得となる²¹⁾。

第8表は、農家所得および農家可処分所得について計算された不平等係数が示されている。これらの結果によれば、農家の所得分布は、1950年代初期から中期においてやや不平等化した但其後1950年代末期より平等化に転じ、1966年以降再び不平等化の傾向がみられることがわかる。この原因をさぐるには第3図が便利である。同図は、農家可処分所得(または農家所得)階級別のデータを利用して、「所得5分位階級別データ」を作成したものであるが、同図によれば農業所得と農外所得の間に微妙な相違を見出すことが出来る。すなわち、農業

数多くの問題があることが指摘されている。特に付加減価償却については、筆者は強い疑問をもっている。しかし、これらの数字についての修正と、『農家生計費調査』のデータについておこなうことは困難であるので、ここでは減価償却後の数字について計算をすすめることにした。

21) ここでいう所得には、もちろん農地売却による収入は算入されていない。

20) 農家世帯に関する減価償却の定め方については、

所得については1963年から1970年にかけてゆるやかな平等化傾向がみられるのに対して、農外所得は1960年代中期までいちぢるしく不平等化の傾向を示しその後逆転方向を示している。そして、1960年代中期までおいて見出される農家所得ないし農家可処分所得の不平等係数の傾向は、農業・農外所得間の逆の分配状況の変化の相殺効果によって説明し得る。ところで、これらの時期において、農業所得が平等化したというのは一見奇異にみえるかもしれない。しかし、この事実、われわれのデータが農家可処分所得等によって分類されていることを想起すれば理解出来よう。1960年代の農家所得は兼業収入の増加によって大幅な向上した。この結果、兼業収入に依存する度合の多い小規模農家は、可処分所得等の階層でみる限りより上位にランクされることになる。このような場合、たとえば農業所得の分布自体に変化が見出せないとしても、可処分所得階層データから計測される農業所得の不平等係数は平等化傾向を示すであろう。ただ、農外所得自体、1960年代の後半には平等化へ転じていることには注目されなければならない。一方、農家の兼業化が、後進地域を中心になお進行中であることを考慮すれば、これらの分析結果は将来の農家の所得分布を予想する場合の参考となり得る。

勤労者世帯、農家世帯以外の(2人以上の)世帯は(1)非農個人業主世帯と無業主世帯に分割出来る。(1・2)で述べたように、これらの世帯についての所得分布を求め得る「最良」のデータは『就業構造基本調査』に限定される。この調査は一部の時点については所得の内容についても示しているが、比較的新らしい時点についてはこの

れるにすぎないから、断定的な結論を引き出すことは出来ない。しかし、多少の危険をおかして推論をおこなえば以下の暫定的な帰結が得られるように思われる。まず非農個人業主世帯の所得分布の不平等係数は、1956年から1962年にかけて上昇し、以後下降の傾向を示している。元来、この業主の所得分布は景気動向に大きく左右されると考えられるから、とびとびのデータからトレンドを断定することには若干の留保が必要であるにしても、この傾向はある程度確かなようである。そして、この動向が勤労者世帯に関する不平等係数の動きとかなりの類似性をもっていることには注目されてよい。農家の場合と同様に、小規模な非農個人業主世帯においては、その家族員の労働時間の配分について勤労者世帯の所得の動きを参照することが充分考えられるからである。

無業主世帯²²⁾の不平等係数の動きはかなり不規則であり何らかの結論を引き出すのは困難である。ただ、これらの世帯のわが国での比率が先進国中では非常に低いために、これら世帯についての分析は従来あまりおこなわれてこなかった²³⁾。しかし、今後のわが国の人口構成が老令化傾向をたどることを考えれば、その解析は重要である。ただ、その内容を追求するには、『就業構造基本調査』の公表結果のみでは不充分であり、厚生省関係のデータを含む総合的な分析が要求される。これらについては、従来の研究にゆずりたいと思う。

単身世帯については、1965年の結果が得られないことが「推論」を下すうえで大きな障害となる。しかし、全体的傾向としては、不平等係数が増大しているといつてさしつかえない。単身世帯の中には、かなりの割合をしめる不就業世帯をかかえている。これらの世帯の所得と就業単身世帯(主として若年層)の所得差が1960年代の労働不足の結果増大したとしたのは当然であろう。

最後に、これら世帯グループ別のデータを総合して、わが国全体の所得分布に関する不平等係数を計測する作業が残されている。この不平等係数に影響を与える要因としては、(1)各職業グループ内における不平等係数の変化、(2)各世帯グループの全世帯にしめる割合の変化、(3)世帯グループ間に存在する平均所得の格差がある。このうち(1)の中では最大の世帯グループである勤労者世帯および非農個人業主世帯に関する帰結が最も注目されよう。ただ、1960年代以後においては一部の時点で農家

第9表 非農個人業主世帯・無業主世帯
独身世帯のジニー係数

	非農個人 業主世帯	無業主 世帯	単身 世帯
1956	0.3566	0.3822	0.3889
1959	0.3637	0.4340	0.4385
1962	0.4086	0.4543	0.3693
1965	0.3800	0.4476	—
1968	0.3594	0.3583	0.4540
1971	0.3368	0.5262	0.4911

【資料】『就業構造基本調査』

種のデータを得ることが出来ないののでわれわれの比較は年間収入(『家計調査』の課税前所得に対応)に限定されることになる。なお、同調査からは、1965年を除いて単身世帯についての不平等係数を算出することが出来るので、この係数も付記されている。

ところで、第9表の結果は、3年毎の数値を与えてく

22) 無業主世帯の中には、『就業構造基本調査』の定義による「休業者世帯」をも含めている。

23) 文献(10)は、この問題を取りあげている数少ない例である。

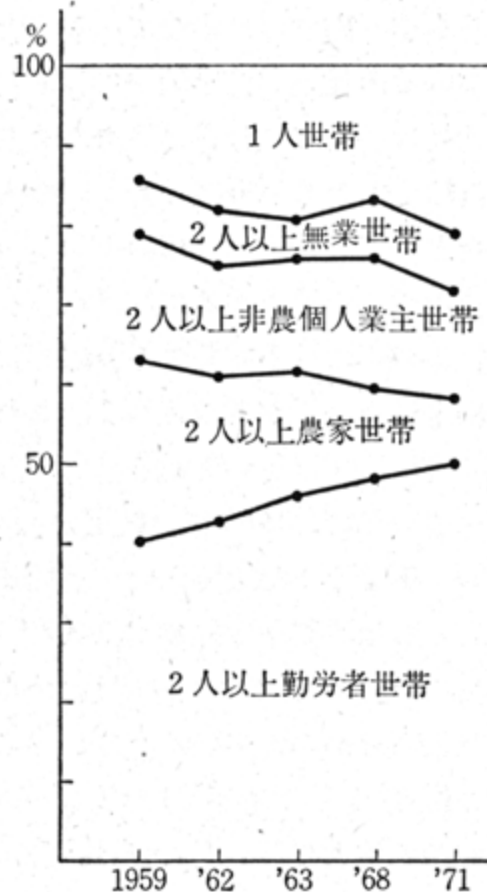
第10表 世帯グループ別平均所得および変動係数

	世 帯 当 た り 所 得 (万円)					変 動 係 数	
	2 人 以 上 世 帯				単 身 世 帯	2人以上 世 帯 内	全 世 帯 内
	雇 用 者	農 家	非 農 個 人 業 主	無 業			
1959	41.5	40.3	33.8	21.7	12.8	0.147	0.295
1962	57.3	57.1	50.5	34.2	18.3	0.122	0.315
1965	78.2	82.5	72.2	47.9	25.3	0.113	0.314
1968	105.1	122.6	100.2	44.8	30.1	0.186	0.377
1971	149.5	168.7	163.9	76.4	48.3	0.158	0.365

世帯および単身世帯の不平等係数が勤労者世帯と逆の方向に動いていることには注目されなければならない。

各世帯グループの全世帯に占める割合の変化は第4図に示されている。同図によれば農家および非農個人業主

第4図 世帯数の分布の変化



世帯の構成比が減少し、そのかなりの部分をうめる形で勤労者世帯が増加している。勤労者世帯内のジニー係数は、他の2グループに比して小であるから、この現象は世帯人員が2名以上の世帯グループ内でのジニー係数を低める方向に作用するであろう。いま1つの特色に単身世帯の比重の増加があげられる。この世帯は、若年就業者世帯、若年未就業者世帯、老年無業者世帯等よりなると考えられ、極めて複雑な構造をもっていると考えられる。しかし、すでに述べたように、この世帯グループ内の所得分布の分析をおこなうための十分なデータはない。しかし、このグループのジニー係数が極めて高いことから、このグループの比重の増加は全世帯の分布を不平等化の

方向に導くであろう。一方、(3)の要素はかなり重要である。第10表には(イ)勤労者世帯、(ロ)農家世帯、(ハ)非農個人業主世帯、(ニ)無業世帯(以上いずれも2人以上の世帯)、(ホ)単身世帯の各平均値間に存在する相違の変化を変動係数の形で示している²⁴⁾。この結果によれば、2人以上世帯グループ間の格差は1959年から1965年の間に縮小するが1965年以降年に再び増大する。その前者の主原因は、雇用者と農家、非農個人業主間の平均所得との間の差が急速に接近したことに求められよう。更に、この2グループ間の平均所得のは1971年には完全に逆転し、むしろ2人以上世帯グループ間の不平等度を増大する方向に作用している。ただ、1つだけコメントを追加するとすれば、勤労者世帯と他の2世帯グループの間には世帯人員の差が存在していることである。この点を考慮すれば、1971年における不平等度の拡大傾向に関する解釈には微妙な問題が介在してくることになる。全世帯についての不平等度の動きは、単身世帯の動向にかなり大きく左右されている。ただ、たびたび述べてきたように、われわれの単身世帯に関する在来の分析は、この表について適切な解釈を加えるには不十分である。

第11表 全世帯の所得分布

	全世帯 本推計	2人以上世帯		
		本推計	参考A	参考B
1956	0.3892	0.3545	0.3435	0.3445
59	0.4170	0.3749	0.3672	0.3642
62	0.4531	0.4005	0.3892	0.3971
65	—	0.3504	0.3409	0.3539
68	0.3492	0.3082	0.3074	0.3253
71	0.3456	0.3017	0.3045	0.3288

[注] 参考Bは『就業構造基本調査』の分布をそのまま利用したもの。同Aは農家世帯のみを『農家生計調査』でおきかえたもの

24) この計算にあたって使用した世帯分布および(ハ)、(ニ)、(ホ)のデータは『就業構造基本調査』、(イ)は家計調査、(ロ)は農家生計費調査の数字が利用されている。

最後に、これらの諸効果の総合結果であるわが国全世帯についての所得分布の計算をおこなっておこう。この目的のために、まず『家計調査』『農家生計費調査』の所得階層区分を『就業構造基本調査』のそれに合わせた後、その標本数の合計が就業構造基本調査のそれと一致するように修正した。このようなデータから求められたジニー係数は第11表に示されている。この結果をみると、『就業構造基本調査』による「一般世帯」の分布は1956年から1962年間にやや不平等化した後1962年以降平等化の傾向が見られる。全世帯については、1965年値が得られない関係上決定的なことはいえないが、ほぼ同様の傾向があったとしてさしつかえなからう。

なお、以上の結果について若干のコメントを追加しておく。第1にいくつかの副次的情報によれば、わが国の世帯の所得分布は1970年以降不平等化に向った可能性がある。このことから1968—71年の傾向をそのまま延長することには慎重でなければならない。第2に、われわれの計算は、通常『就業構造基本調査』を利用して算出される結果と若干相違している。その主たる原因は、農家の所得分布を現物所得をも含む形に再計算したことによるが、雇用者の数字を『家計調査』でおきかえた効果もみのがすことは出来ない。その相違については、第11表の参考数字を参照されたい。

〔III〕 資産分布

(3.1) 分析のためのデータと方法

既述のように、資産分布のためのデータは予想されるようにいちぢるしく少ない。このため、既存の研究も当然数少ないペーパーに限定されることになる。戦後の家計の資産分布の研究としては、『1969年全国消費実態調査』に含まれている金融資産額の分布を分析した

倉林義正 「わが国における所得と富の階層別分布」

『週刊東洋経済』, No. 3764 および

江藤勝 「物価・地価上昇の所得再分配への影響」

『週刊東洋経済』 No. 3764

の2者をあげることが出来よう。倉林論文は、社会勘定体系の一部として各種の支出分布とともに金融資産の分布をとりあげているにすぎないこと、およびその計測が一年次に限定されていることからここでは参考文献として利用するにとどめる。江藤論文では、年収5分位階級別、職業別、住宅保有形態別の金融資産保有額を『貯蓄動向調査』より求めた後、それに過去からの住宅・土地への純投資額の累積を利用して実物資産額を求め、地価上昇にもとづくキャピタル・ゲインをも計算している。

同論の問題意識自体は非常に高く評価されるべきものを有しているが、所得階層間、住宅保有形態別階層間において時間の経過とともに発生する世帯の移動を無視している点に問題が残る。

以上のように、問題の重要さにもかかわらず分析例の少ないのは主としてデータ上の制約に由来している。わが国だけでなく、家計の資産分布に関するデータは少ない。金融資産保有量の分布は、主としてサーベイデータより求められるが、この種のデータとしてはアメリカの *Survey of Consumer Finance*, 連合王国の *Oxford Survey* をはじめ、インド、オランダ、スウェーデン等に散見されるにすぎない²⁵⁾。特に、この種のデータがまがりなりにも時系列として得ることが出来るのはアメリカのみといってよい。このような視点からは、わが国の家計の金融資産に関するデータは他国との比較さでは相対的に極めて豊富であるといってよい。すなわち、利用し得るデータとしては、第12表にかかげられた(1)～(5)の調査をあげることが出来よう。一般に、資産に関する調査は収支に関するものと比較して信頼性がおとすることはさけられない。ただ、これらの調査のうち『貯蓄動向調査』が『家計調査』との相互チェックによって改良がおこなわれているという意味では注目される。ただ、この調査には、農家世帯および単身世帯を含んでいないという欠点がある。これを調整するには、『消費動向予測調査』または『貯蓄に関する世論調査』を利用するか、『農家経済調査』の結果を組み合わせる農家世帯の欠落を補充するとともに、『1969年全国消費実態調査』の情報を利用して1人世帯欠落の影響をチェックしなければならない。

実物資産についてのデータは極めて少ない。農家世帯に対しては、『農家経済調査』があり、土地、農業用固定資本、家計用家屋を含めて資産についての詳細な数字が金額で与えられているが、非農世帯に対する数字は皆無であるといってよい。わずかに、1955年の『国富調査』において家計用実物資産(土地を除く)に対する金額評価が示されており、勤労者世帯について勤め先所得階層別の数字が与えられているにすぎない(その後、『国富調査』は継続しておこなわれているが、家計用資産は調査の対象外となっている)。このような状況下では、たとえ不十分なものであっても補助的なデータが必要となってくる。その1つの候補として、『住宅統計調査』(以

25) この種のデータについては Toshiyuki Mizoguchi, *Personal Savings and Consumption in Postwar Japan*, Kinokuniya Bookstore, 1970, p.100—101 参照。

第12表 資産分布のための調査

調 査 名	調 査 期 間	調 査 対 象	調 査 項 目	階 層 分 類
(1) 総理府統計局、『貯蓄動向調査』	1959 年以後毎年	都市世帯	金融資産・負債	年収階級・金融資産階級
(2) 同、『1969 年全国消費実態調査』	1969 年 9—11 月	都市世帯・単身世帯	上同・帰属家賃	年収階級
(3) 経済企画庁、『消費動向予測調査』	1956 年以後毎年	全 世 帯	金融資産・負債	上 同
(4) 日本銀行、『貯蓄に関する世論調査』	1962 年以後毎年	全 世 帯	上 同	上 同
(5) 農林省『農家経済調査』	1953 年以後毎年	農 家 世 帯	上同・実物資産	経営面積階級
(6) 総理府統計局、『住宅統計調査』	1963, 1968 年	都 市 世 帯	家 屋	年収階級
(7) 経済企画庁、『1955 年国富調査』	1955 年	勤労者世帯	上 同	勤め先収入階級

下『住宅センサス』と呼ぶ)があげられよう。勤労者世帯の主要な実物資産が居住用の住宅にあることはいうまでもない。『住宅センサス』では、居住用の住宅に関する物的な情報を所得階層別に示しているの、この物的な数値を何らかの形で金額換算すれば、住宅に対する金額分布を得ることが出来る。このような視点から、注目される試みが『1969 年全国消費実態調査報告』に示されている。ここでは、『住宅センサス』に示された特性別の賃貸住宅の家賃を参考として、所有者居住用の住宅の帰属家賃を計算している²⁶⁾。ところで、消費者が合理的に行動している限り、この種の帰属家賃と家屋価値の間に一定の比率が存在しているであろう。したがって、帰属家賃の分布は一種の実物資産保有額の分布の近似とみなすことが出来よう。ただ、この試みは、1969 年の『全国消費実態調査』に示されているにすぎないので、時系列比較は不可能である。この意味で現在進行中の 1974 年調査の結果が期待されるが、当面、これを補充する目的から『全国消費実態調査』の採用した推計法をかなり簡易化して 1963, 1968 の両年の『住宅センサス』にあてはめてみた。この推計には、若干の誤差を含むと考えられるけれども、住宅の分布の変化をみるうえである程度の参考指標となり得るであろう。もちろん、この指標自体、勤労者世帯のすべての実物資産をカバーしているわけではない。勤労者世帯の一部は、賃貸また給与住宅に住みながら、自宅のための土地をすでに購入しているであろう。また、近年ブームとなった別荘の保有の効果も無視し得ないかもしれない。しかし、居住用住宅が勤労者世帯保有の実物資産の核であることが確かである以上、慎重な留保条件の下で検討される限り上記の分析は無意味ではなからう。

資産分布の問題を考えると、使用される分類基準に

配慮が必要となる。第 12 表に示されているように、多くのデータは何らかの所得変数にもとづく分類が利用されている。この分類による資産分布の分析は、それなりの意義を有している。例えば、金融資産を所得の支出の一部である貯蓄と関連付けることも可能であるし、所得と資産の合計を「富」の分布として考察することも可能である。しかし、いま資産の分布そのものに関心のある研究にとっては、資産階級別データから計算された係数により興味を示すことになる。この場合、資産階級別のデータから算出される不平等係数が所得階層別のそれとかなり相違することも充分予想される。以下の分析はデータ上の制約から所得階層別の表が主として利用されるけれども以上述べた問題点は留意しておく必要がある。

資産分布の不平等係数の算出には、ジニー係数およびジブラの不平等係数が利用される。簡単なグラフチェックによれば、わが国の金融資産の分布は、比較的良好に対数正規分布をしているように思われる。このことから、通常使用されるジニー係数とならんでジブラ係数も併用されている。というのは、前節でみたように、ジブラ不平等係数は、分布の構成要因の分析に極めて便利な性格をもっているからである。

(3.2) 非農世帯の金融資産分布

最初に、統計データが比較的豊富である金融資産および純金融資産の不平等係数を計算してみよう。第 12 表は、『貯蓄動向調査』から計算されたジニー係数および一部の項目についてジブラ係数が示されている。同表に示されていない項目についても、この 2 種の係数の間にはその時間的変化に対して大きな差は認められないから、以下の論述ではジニー係数のみに着目して議論をすすめることにする。

ところで、同表の所得階層別データから求められたジニー係数は所得に関するものよりもかなり大である。更に、金融資産と純金融資産に関する係数が若干大であることも注目される。ところで、この係数の動きをみると、

26) 詳細は、総理府統計局『1969 年全国消費実態調査報告、要約編』に示されている。

第13表 金融資産の不平等係数

世帯の種類計算 に用いたデータ	ジニー係数						ジニー係数指数		ジブラ係数指数	
	金融資産				純金融資産		金融資産		金融資産	
	全所	全資	勤労所	勤労資	全所	勤労所	全所	勤労所	全所	勤労所
1959	0.4839		0.4797		0.4830	0.4820	148.8	151.7	150.3	140.2
60	0.4690		0.4351		0.4764	0.4407	144.1	137.6	142.5	134.2
61	0.4628		0.4190		0.4296	0.4204	142.3	132.6	148.5	126.2
62	0.4651	0.5972	0.4354	0.5702	0.4727	0.4377	143.0	137.7	121.9	118.2
63	0.4496	0.5272	0.4034	0.5621	0.4536	0.4449	138.2	127.6	128.7	120.7
64	0.3882	0.4959	0.3665	0.5214	0.4094	0.3834	117.5	115.9	130.2	118.6
65	0.3561	0.4860	0.3531	0.4978	0.3972	0.3535	109.4	111.7	115.2	120.5
66	0.3864	0.4678	0.3331	0.4532	0.4084	0.3429	118.8	105.4	104.3	115.4
67	0.3380	0.4293	0.3253	0.4667	0.3483	0.3249	103.9	102.9	100.3	110.7
68	0.3253	0.4028	0.3161	0.4059	0.3312	0.3035	100.0	100.0	100.0	100.0
69	0.3053	0.3589	0.3013	0.3638	0.3010	0.2933	93.9	95.3	89.7	86.3
70	0.3248		0.2992	0.3316	0.3297	0.2933	99.8	94.6	99.5	75.6
71	0.3275		0.2836	0.3776	0.3399	0.2838	100.7	89.7	103.2	69.6

[注] 1. 「純金融資産」とは金融資産から負債を差し引いたもの。

2. 世帯の種類欄の「全」は全都市世帯、「勤労」は勤労者世帯を示す。

3. 計算に用いたデータ欄の「所」は所得階層別データ、「資」は金融資産階層別データから計算されたことを示す。

[資料] 総理府統計局、『貯蓄動向調査報告』

勤労者世帯については1959年以降71年にかけて急速な平等化傾向が見出される。同様の傾向は、この勤労者世帯を一部として含む全都市世帯についても見出すことが出来る。ただ、全都市世帯の場合には1969年以降再び不平等化の「きざし」が見られる点に注意が必要であろう。所得階層別データに関するこのような傾向は、『消費動向予測調査』および『貯蓄に関する世論調査』を利用してチェックすることが出来る。もっとも、この2者とも農家世帯をも含んだデータである点で『貯蓄動向調査』と相違しているが、この点を無視して不平等係数の時間的变化をみると『消費動向予測調査』についてはほぼわれわれの結果を裏付けてくれる。『貯蓄に関する世論調査』から求められる不平等係数は時系列的にかなり不安定な動きを示すので、われわれの結果と直接対比することはおこなわなかった。

次に金融資産階級別データから求められるジニー係数をみると、所得階層別データから求めたものより若干大となっている。その原因の一部は、資産を比較的多く有している老令世帯が低い所得層に属していること等が考えられる(これらの世帯の多くは比較的低い収入で再就職しているものが多いから、上記の説明は勤労者世帯についても妥当する)。金融資産階級別データは全年次について存在しているわけではないから断定的なことはいえないけれども、トレンドに関する限り所得階層別データから得られたと同様の帰結が得られるようである。

それでは、このような金融資産分布の平等化傾向をもたらした原因はどのようなものであろうか。筆者は、わ

が国家計の貯蓄行動の分析にあたって金融資産・所得比率の低さを指摘してきた。この現象と貯蓄率の高さとを同時に考慮したとき、金融資産にしめる年々の金融資産増の比率はかなり高い水準にあると考えられる。一般に、フローの貯蓄の分布は所得分布の平等化とともに平等化する傾向がある。少なくともわが国の金融資産水準は、資産よりの収益がより多くの不平等をもたらしほどには高い水準にはないことが第13表を支えている一つの背景といえよう。

いま1つの要因は、われわれの対象としている期間において実物資産の購入がかなりおこなわれたということである。住宅およびそのための土地購入が金融資産減をもたらしことは明らである。一般に、実物資産の購入は、比較的多くの金融資産を保有する者によっておこなわれるから、金融資産階層別データから求められた資産分布が平等化傾向を示すのは当然であろう。一方、この効果は、所得階層別データから求められる金融資産分布の平等化傾向をも説明することが出来る。すなわち、1960年代の初期において、実物資産は退職金によってかなりの程度購入されていた。これらの世帯は比較的低い所得階層に区分されているから、実物資産の購入は所得階層別データから計算される不平等度を低める方向に作用する。しかし、年の経過とともに実物資産購入の主体は中年令層へ移行するようになる。これらの世代の所得が比較的高いことおよびその負債が当分残されることを考えれば、この傾向が所得階層別データよりの金融資産に関する不平等係数を低める方向に働くであろう。この問題

第14表 『全国消費実態調査』からのジニー係数

		金 融 資 産	純 金 融 資 産	総 資 産	所 得		
					1969	1964	1959
全 世 帯		0.3598	0.4924	—	0.3144	0.2337	0.3107
動 労 者 世 帯		0.2581	0.2495	0.1625	0.2195	0.2303	0.2607
世帯労働者 人員世帯別	2 人	0.2811	0.2306	0.1277	0.2419	0.5508	0.2401
	3 人	0.2574	0.2475	0.1546	0.2137	0.2263	0.2456
	4 人	0.2267	0.2177	0.1197	0.1939	0.2104	0.2422
	5 人	0.2283	0.2395	0.1164	0.1979	0.2152	0.2432
世帯主の 職業別	常用労働者	0.1951	0.1812	0.1268	0.2057	0.2123	0.2322
	日雇労働者	0.2910	0.3361	0.1345	0.2468	0.2649	0.2585
	民間職員	0.2447	0.2402	0.1614	0.2148	0.2355	0.2690
	官公職員	0.1562	0.2060	0.1261	0.1932	0.2022	0.2189
	商人職人	0.3580	0.3795	—	0.3683	0.3022	0.3158
	個人経営者	0.3306	0.3413	—	0.3792	0.3454	0.3927
	法人経営者	0.3384	0.3532	—	0.3108	0.3273	0.3019
	自由業	0.1822	0.1934	—	0.4305	0.4259	0.4316
	その他有業者	0.2335	0.2313	—	0.3353	0.3079	0.3838
	無業者	0.3763	0.4038	—	0.3876	0.3265	0.3406
世帯主の 年齢令	～24	0.1069	0.0938	0.0453	0.1801	0.1009	0.1521
	25～29					0.1105	0.1372
	30～34					0.1291	0.1488
	35～39	0.1813	0.1784	0.0867	0.1727	0.1422	0.1980
	40～44					0.1752	0.2207
	45～49	0.2090	0.1996	0.1128	0.1862	0.1886	0.2375
	50～54					0.1990	0.2621
	55～59	0.1946	0.1846	0.1258	0.2296	0.2205	0.2676
	60～64	0.2315	0.2389	0.1236	0.2722	0.2116	0.2405
	65～					0.2364	0.2445

〔注〕 1. 「総資産」は「純金融資産」に、帰属家賃を10%の利率で割引いた値を加えたもの

2. 世帯主年齢別は「勤め先収入」階級データ、他は実収入階級データから計算

については(3.3)において再び論じることにはしたい。

次に、『全国消費実態調査』から導き得る情報について付記しておこう。このデータは、多くのクロス・テーブルをもっている関係上、われわれの分析にとっては極めて有用なものである。ただ、現在のところ1969年調査に資産に関する情報が含まれているにすぎないので、当面の分析は極めて限定されることになる。しかし、1974年調査の発表には、資産関係の項目が含まれる予定とされているので、その結果の利用は資産分布の研究を大きく前進せしめることが期待される。しかし、現時ではわずかに1時点について結果が得られるにすぎないから、あまり詳細な分析をすすめることは適当ではない。そこで、同調査から発見されたいくつかの事実を指摘するにとどめることにする。第14表は、『全国消費実態調査』から求められるジニー係数を一覧表の形でまとめたものである。これに対応するジブラ係数も計算されているが、それから求められる帰結が同表のものと大差がないので、紙数の制約上省略した。ところで、同表の金融資産に関する職業グループ別の比較をみると、同一職業間に関する限り金融資産に関する不平等係数は所得

分布のそれとほぼ同じ値を示している。しかし、全世帯平均または勤労者世帯平均でみると金融資産の不平等係数は所得分布のそれよりも大となっている。これは、職業グループ別平均値間のバラツキが所得分布の場合より大であることを示している。事実、ジブラ係数より求められる全世帯の対数分散を分散分析の手法を用いて分解してみると、所得分布の級間分散が全分散の14.6%であるのに対して、金融資産のそれが38.4%になっている。世帯主年齢別の金融資産分布をみると、金融資産の不平等係数は、同一年令の所得分布よりも若干より不平等となっている。この問題は、年齢別の貯蓄行動との関連でより詳細に分析してみる必要がある。更に、金融資産の府県別分布についての研究も同調査からおこなうことが出来るが、紙数の制約上別の機会にゆずりたい。なお、同表には次項で利用される帰属家賃についての結果とともに、1959、64年の所得分布の不平等係数を参考として示してある。

(3.3) 実物資産の分布

既述のように、実物資産の分布を吟味するためのデータは極めて少ない。したがって、以下展開される分析は

試論の域を出ないといえよう。最初に勤労者世帯について検討をおこなってみよう。勤労者世帯の保有している実物資産としては、(イ)土地、(ロ)居住用住宅、(ハ)その他住宅、(ニ)その他固定設備、(ホ)耐久消費財が考えられる。このうち、(ホ)については『全国消費実態調査』をはじめとしてかなりの数のデータがあるが、ここでは一応分析の対象外におく。(ニ)は、個人業主世帯にとっては重要なものであるが、勤労者世帯についてはそれほど考慮する必要がない。(ハ)は、現在においても無視し得るとは考えられないが、信頼出来る最近時点の調査は皆無であるといつてよい。しかし、これを無視したことによって生じる誤差は勤労者世帯についてはそれほど大ではなかろう。かくて問題となるのは(イ)、(ロ)の分布をどのようにしてとらえるかということに帰着する²⁷⁾。

われわれの利用し得る第1のデータは、『住宅センサス』である。このデータでは、勤労者の月収別に自己家屋の保有状況が示されており、1963年および1968年調査では坪数、建設時点、所在する都市階級等の情報が付記されている。一方、同調査にはほぼ対応する形で賃貸家屋の家賃が示されているから、それを利用して家屋特性別の坪当たり家賃を求め、それを自宅保有世帯の帰属家賃推定に利用した。このような試みをおこなうには、自己保有家屋の特性が詳細にわかっていることが望ましいが、『住宅センサス』の場合の条件を満たしているとはかならずしもいい得ない。しかし、より詳細な情報を利用して計算された『1969年全国消費実態調査』よりの不平等係数0.1516が第15表の1968年値に近い値をと

第15表 勤労者世帯の資産分布

	1963	1968
実 物 資 産	0.0617	0.1652
全 資 産 (6%)	0.2044	0.2252
(10%)	0.2496	0.2403
(15%)	0.2847	0.2516

っていることからみてその計算基礎は一応認められよう。しかし、ここで計算された「実物資産」の評価はかなり複雑な性格のものである。すなわち、われわれの帰属家賃の評価は、同一タイプの住居についても地域によってことなる評価を与えている。これは、その建物の属する

地価の相違をかなりの程度反映したものといつてよい。この点、建物そのものの評価をおこなった『国富調査』とは大きく相違している。一般に、地価の高い都市部には延面積の小さい住宅が見出される傾向のあることから帰属家賃方式による計算は不平等係数を低く算出する可能性をもっている事実、第15表の実物資産のジニー係数はかなり低い。このことは1955年の『国富調査』よりのジニー係数が0.27程度を示すことから明らかであろう²⁸⁾。しかし、以前の限定の下で、第15表の比較をおこなってみると、対象となった2時点間では不平等化がかなり進んでいることがわかる。そして、この傾向は(2.2)で述べた金融資産分布の不平等係数と逆の動きを示している。

そこで1つの試みとして、実物資産と金融資産の合算をおこなってみよう。このためには、帰属家賃をある種の割引率でわることによって資産価値に換算し合算を試みることとなる。第14表に示された3系列は、この割引率を(a)6%、(b)10%、(c)15%と想定して各々実物資産額を求め、それを金融資産と合算した後不平等係数を算出している²⁹⁾。(ここで採用した割引率は(a)正常時の定期預金金利、(b)住宅ローンの貸出金利、(c)土地の値上りを考慮して(b)を割り増したものの、という理由にもとづいている)。ところで、同表をみると、総資産の不平等係数の1963—68年間の動きはその想定する割引率によってかなり相違している。ただ、かなり合理的な割引率と考えられる10%の値が2時点間でやや不平等化の方向を示していることは注目されてよい。これと同様な試みは、『1969年全国消費実態調査』についておこなうことが出来、その一部は第14表に付記されている³⁰⁾。しかし、その詳細な吟味は別の機会にゆずりたい。

農家についての金融資産・実物資産のデータは『農家

28) 『国富調査報告』には、月収別の実物資産保有額が示されているが、月収別の世帯分布は示されていないので、『家計調査』の分布を利用して計算した。

29) 金融資産のデータが得られる『貯蓄動向調査』は年間収入で区分されているので、『住宅統計調査』の階層区分とは厳密には一致しない。そこで、所得分布上の相対的位置をめやすとして、住宅センサスに対応する金融資産分布表を作成した。

30) ここで問題となるのは、帰属家賃の数字が要因別表には付記されていないことである。そこで第14表では、帰属家賃がかなりの比重をしめている「現物消費」について不平等係数を計算しその結果を全世帯分布に対する帰属家賃と現物消費の不平等係数の比率で修正することにした。

27) 日本銀行調査局「昭和48年の金融経済の動向」『調査月報』1974年6月には、家計の土地の保有分布を示す図が示されているが、その出所は明らかではない。

『経済調査報告』より求め得ることはすでに述べた。その詳細さは、資産関係のデータとしては最良なものといえよう。ただ、このデータを利用するにあたっては次の注意が必要である。

第16表 農家の資産分布のジニー係数(全府県)

	1952	1957	1962	1967
全 純 資 金	0.2452	0.2112	0.1918	0.1474
純 金 融 資 産	0.2632	0.2467	0.2325	0.2284
固 定 資 産	0.1063	0.0949	0.0834	0.0771
う ち 土 地	0.0779	0.0756	0.0530	0.0609

- (1) 『農家経済調査』では5~6の階層区分しか発表していない。このようなとき、ジニー係数にはある程度の誤差をさけることが出来ない。
- (2) 『農家経済調査』では、標本を5年間固定している。この場合、5年目毎に不平等係数が段階的変化をとる可能性がある。
- (3) 土地価格は農地価格で評価されており、売買価格との間には差がある。

第16表では、(2)の問題点を考慮して標本変更がおこなわれる5年毎の数字を示すことにした。ところで同表の結果によれば、農家の資産は1952年以降平等化の傾向を示し、特にその傾向は土地を除く固定資産(住宅・農機具・大動物等)においていちぢるしい。ただ、既述のデータの制約を考慮した場合、この帰結もかなり暫定的なものであるといえよう。

〔IV〕 結 語

この調査でみてきたように、わが国の所得分布研究は

かなり古い歴史を有している。そして、少なくとも相対的な意味では、それを解析するためのデータもかなり豊富であるといつてさしつかえない。それにもかかわらず、現存する諸業績は1960年代初頭までの期間に限定されている場合が多い。最近のインフレーションを動機として、所得分布の問題に対する関心が増大しつつあるように思われる。このこと自体は非常に好ましいことである。ただ、所得分布の変化の分析は、かなり長期的な変化としてとらえられるべきものであり、地道な継続的な作業がすすめられない限り大きな成果は期待し得ない。その意味では、近年のインフレーションによる所得分配の問題等を論じるための本格的作業のためにはなお数年の年月を必要としよう。この調査が、1960年代初期から現在にいたるまでの研究のギャップを多少でもうめる役割をはたし得れば幸いである。

資産をも含めた「富」の分布の不平等化についての問題意識は、多くの人々によって提起されている。しかし、この分野の基礎的研究はおどろくほど少ないし、統計調査の面でも極めて制約された状況にあるといつてよい。これらの問題をすすめるにあたっては、新規調査をも含めた総合的対策が必要となる。したがって、この調査の位置付けは、具体的な成果を提出することにあるよりも、この面に関連して存在する問題点を指摘することによって、将来の出発点を形成することにあつたとされるべきであろう。

【溝口敏行：一橋大学経済研究所】

投 稿 規 程

本誌は、1962年7月発行の第13巻3号で紙面の一部を研究者の自発的な投稿制による原稿のために割くことを公表いたしました。それ以来かなりの数の研究者の投稿を経て今日にいたりました。ここに改めて本誌が投稿制を併用していることを明らかにし、投稿希望者を募ります。投稿規程は次のとおりです。

1. 投稿は「論文」(400字詰30枚)「寄書」(400字詰20枚以内)の2種とします。
2. 投稿者は、原則として、日本学術会議選挙有権者と、同資格以上のもの(大学院博士課程に在籍する学生をふくむ)に限ります。
3. 投稿の問題別範囲は、本研究所がその業務とする研究活動に密接な関係をもつ分野に限ります。本研究所の研究部門は次のとおりです。
日本経済。アメリカ経済。ソ連経済。英国および英連邦経済。中国および東南アジア経済。国際経済機構。国民所得・国富。統計学およびその応用。経済計測。学説史および経済史。比較経済体制。
4. 投稿原稿の採否は、編集部が委嘱する審査委員の審査にもとづき編集部で決定させていただきます。原稿は採否にかかわらずお返しします。
5. 投稿原稿で採択ときまったものは、原則として原稿到着後9カ月ないし12カ月のあいだに誌上に掲載いたします。
6. 原稿の送り先：東京都国立市 一橋大学経済研究所「経済研究」編集部。(電話 0425(72)1101 内線374)