

〔調査〕 戦後日本の所得分布 (Ⅱ)*

序

前回の経済計測部門の「調査」において、日本の所得分布のサーベイと若干の分析をおこなって以来3年間が経過した¹⁾。この間、所得分布研究は各国で集中的にすすめられてきており、特に ILO, World Bank of Reconstruction and Development, CAMS (Council for Asian Manpower Studies) での共同研究には注目されるものがある。これらの成果をみると、「経済成長」と「所得分配の平等化」の関係の解明ということが重要なポイントであり、ゆるやかではあるがこの間に対する回答が見出されつつあるようである。このような状況からすると、戦後日本の経験は貴重なものであろう。すなわち、この期間は経済成長率が大であったところから、その所得分布に対する効果がより鮮明に現われるであろうというのがその第1の理由であり、所得分布推計のためのデータが比較的豊富であるというのが第2の理由である。

このような問題意識からわが国の所得分布研究の現状をみるとかならずしも満足すべき状況にあるとはいえない。溝口がサーベイしたように²⁾、わが国の所得分布

をとりあつかった論文はかなりの数にのぼっている。これらのものの大部分は、経済政策的な問題意識から出発した研究が多い。例えば、1960年代に多くの関心を集めた租税や社会保障の所得再分配効果に関する研究や、1970年代のインフレーションの所得分布におよぼす効果の分析などがその代表的なものといえよう。この種の研究はもちろん有意義なものであろう。ただ、この種の論文の集合体のみからは、所得分布の変動そのものに対する組織的な分析は生まれにくい。例えば、現在まで発表されてきている論文の大部分は、勤労者個人または勤労者世帯の所得に関するものが多く、わが国の全世帯の所得分布が時間の経過とともにどのような変動を示すかという分析は2,3の論文にとどまっている³⁾。この調査の目的は、このような研究上の空白を多少でもうめる目的でおこなわれたものである。

所得分布の検討をおこなう場合、まず「所得」の概念を明確にしておく必要がある。以下検討される所得は原則として国民所得統計でとりあつかわれる課税前家計所得が対象となる。したがって、賃金所得、個人業主所得だけでなく、財産所得、移転所得を含んでいる。ただ、得られるデータの制約から、持家の帰属家賃は所得に加算されていない。次に測定単位は「家計」である。データの状況より、家計はまず(1)普通世帯と(2)単身世帯に分類され、更に普通世帯は(1.1)勤労者世帯、(1.2)農家世帯、(1.3)その他世帯に再分割される。所得分布分析に使用される各種のデータは、ほぼこの分類に応じて整理出来る。このような分類基準でわが国のデータの分布状況をみるとかなりのバラツキが見出される。すなわち、(1)全世帯をカバーするデータは一応存在しているが、その信頼度は他のデータによってチェックされる必要が

in Japan,' IADRPHU (mimeographed) 参照。

3) Richard O. Wada (1975) "Impact of Economic Growth on the Size Distribution of Income: The Postwar Experience of Japan" in Japan Economic Research Center and Council for Asian Manpower Studies, *Income Distribution, Employment and Economic Development in Southeast and East Asia*, JERC-CAMS および溝口敏行(1976)「わが国全世帯の

* この研究は、昭和46,47年度トヨタ財団研究奨励金の援助による「経済成長と都市化にともなう所得・富の分布の変化」についての共同研究の一部である。この論文の主要な部分は、International Association for Research on Income and Wealthの第2回アジア大会(昭和52年4月、マニラ)、および理論経済学会(昭和52年10月東京)において報告された。この論文作成にあたっての計算は、上記共同研究グループが、一橋大学経済研究所電子計算機室の協力の下に開発した所得分布分析用のパッケージ・プログラムとデータ・ベースを利用しておこなわれた。同プログラムについては Yoshiro Matsuda, Noriyuki Nojima, Ayako Sugiyama and Yasuhiro Terasaki, "Size Distribution Package Program and Income Distribution Data Base," March, 1976 (Income and Assets Distribution Research Project, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University—IADRPHU) 参照。

1) 溝口敏行(1974)「戦後日本の所得分布と資産分布」『経済研究』第25巻第4号。

2) 溝口(1974)および T. Mizoguchi(1976) "A Review of Income and Assets Distribution Studies

ある、(2)勤労者世帯、農家世帯については、全世帯をカバーした統計よりも信頼性の高いものが存在する、(3)「その他世帯」については若干の補助情報が存在する、(4)単身世帯のデータは極めて弱く、それに関する結論には留保が必要である。

これらの点を考慮して、この調査では次のような論述に従うことにした。まず[I]では、全世帯についての統計を利用してわが国の全世帯分布がどのように変化したかを分析することにした。これはさきに発表した溝口論文を若干修正し⁴⁾、かつ分析期間を延長したものである。ついで[II], [III]では、まず[I]で利用されたデータからの帰結を他のデータよりのものと対比するとともに、より詳細な情報を利用して要因分析がすすめられる。

次に、所得分布の不平等度を測定する方法にふれておく必要がある。所得の不平等度測定に関する理論はかなり大幅な進歩をとげており、それに対応していくつかの測度が提案されている⁵⁾。しかし、われわれの経験によれば、少なくとも戦後日本の所得分布に関する分析においては、測度の選択によって結論が大きく左右される可能性は極めて少ない。このことから、われわれは以下の分析をすすめるのに便利な3種の測度を併用していくことにしたい。

第1の測度はジニーの集中度係数 G (以下単純に「ジニー係数」と呼ぶ)である。ジニー係数についての問題点はアトキンソンによってとりあげられており⁶⁾、2時点間比較においてローレンツ曲線が交差する時には、ジニー係数は不平等度の測定には適当な尺度ではないとされている。しかし、わが国のデータを用いた時点間の比較では、ローレンツ曲線の交差はあまり問題はないようであるし、過去の分析結果と対比するうえでも便利であるので、この尺度を中心に分析していくことにする。更に、ジニー係数はラオによって指摘されたように、構成要素について分解出来るという好ましい性質を有している⁷⁾。いま、所得 Y が k コの要素 $Y(i)$ ($i=1, 2, \dots, k$) に分解されたとしよう。

$$Y = Y(1) + Y(2) + \dots + Y(k) \quad (1)$$

次に Y を基準に作成された階層別データ (例えば10分位データ) から計算された Y についてのジニー係数を G とする。次に同じ表から $Y(i)$ について、ジニー係数を求めるのと同じ計算をおこなって求められる結果を $G(i)$ で示すことにする。この場合、 $G(i)$ は本来の意味でのジニー係数ではない。何故ならば、本来のジニー係数は標本を $Y(i)$ の大きさの順によってならべかえた表より求められなければならないからである。このことから $G(i)$ を「擬ジニー係数」と呼ぶことにしよう。この場合、

$$W(i) = Y(i)/Y \quad (2)$$

とすれば、

$$G = \sum_{i=1}^k W(i) G(i) \quad (3)$$

が成立する。この性質は、 Y のジニー係数の変化がどの要素に依存するかを分析するのに便利である。なお、ジニー係数の計算結果は利用される表の階層数に依存することが知られている。このため、本論の計算では十分位データを作成し、それよりの結果を利用することにした⁸⁾。なお、十分位データの利用は、諸外国の研究で採用されている標準的な方式であり、国際比較上も便利である。

第2の測度は、豊田敬氏によって提唱された不平等測度である⁹⁾。この測度は、基本的にはアトキンソンの測度にもとづいている。アトキンソンの測度では、ローレンツ曲線が交差する場合には、所得階層別に評価のためのウェイト付けをしなければならないとの立場から、比較的簡単な形で評価関数を定式化している。ただ、この測度は「分解可能性」という点では欠陥があった。いま全標本が何らかの基準で k コのグループに分割出来たとしよう。この場合、全標本についての不平等測度と各グループ内でのそれが計算出来るはずである。この場合、この2種の測度間に関連付けがなされることが望ましく、

$$I(T) = I(B) + \sum_{i=1}^k S_i I(W_i) \quad (4)$$

の分解が期待される。ここで $I(T)$ は全標本に適用された不平等測度、 $I(W_i)$ ($i=1, 2, \dots, k$) は第 i グループ内での不平等測度、 S_i は合計が1となるようなウェイトであり、 $I(B)$ は結果としてグループの平均間の所得水準差

所得分布推計」『経済研究』第27巻第3号参照。

4) 溝口(1976)。

5) この種の議論についてのサーベイは、高山憲之(1974)「所得不平等尺度：再検討」『国民経済』1974年4月号。

6) A. B. Atkinson (1970) "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, No. 3.

7) V. M. Rao (1969) "Two Decomposition of Concentration Ratio," *Journal of Royal Statistical*

Association, Series A, Vol. 132, Part 3.

8) 十分位データの計算を含む不平等度の計算にあたっては、既述のパッケージ・プログラムが利用された。

9) 豊田敬(1975)「所得分布の不平等度——不平等度の比較と尺度——」『国民経済』1975年11月号。

から生じる不平等度である。豊田氏は、アトキンソン測度の特色をいかしながら分解可能な測度 B を次のように定式化した。

$$\begin{aligned} B &= (1/a) \{1 - \sum (y_j/\bar{y})^a f(y_j)\} & (a \neq 0, a < 1) \\ B &= -\sum \{\log (y_j/\bar{y}) f(y_j)\} \\ B &= \sum (y_j/\bar{y}) \{\log (y_j/\bar{y}) f(y_j)\} & (a=1) \\ B &= (1/a) \{\sum (y_j/\bar{y})^a f(y_j) - 1\} & (a > 1) \end{aligned} \quad (5)$$

この式で、 $a=1$ の場合はタイルの不平等係数に¹⁰⁾、また $a=2$ の場合は変動係数の平方根の半分の値と一致する。更に、アトキンソンの尺度¹¹⁾

$$\begin{aligned} A &= 1 - [1 - (1 - \epsilon) B]^{1/(1-\epsilon)} & (\epsilon > 0) \\ A &= 1 - \exp(-B) & (\epsilon = 1) \end{aligned} \quad (6)$$

との間には

$$\begin{aligned} A &= 1 - (1 - aB)^{1/a} & (a \neq 0, a < 1) \\ A &= 1 - \exp(-B) & (a = 1) \end{aligned} \quad (7)$$

の関係があり、これらの尺度が有している特性をある程度まで反映しているといえる。豊田氏の測度は、その特殊な場合であるタイルの尺度と同様に分解可能である。すなわち、

$$\begin{aligned} B &= B_b + \sum W_i B_w(i) \\ W(i) &= g(y_i) (y_i/\bar{y})^a \end{aligned} \quad (8)$$

ただし、

- B_b : グループ間の不平等度、
- $B_w(i)$: 第 i グループ内での不平等度、
- y_i : 第 i グループの平均所得、
- $g(y_i)$: 第 i グループの世帯数の割合

である。分解可能性という面だけからすると、対数分散による尺度はより効率的なことが多い。というのは、この尺度には周知の分散分析の手法が利用出来るからであり、本論でこれを第3の尺度としてとりあげた理由もここにある。しかし、対数分散が最も容易に受け入れられるのは所得分布が対数正規型をとるときであるが、このような保障はかならずしも成立しない¹²⁾。このような理由から、対数分散は極めて限られた分析において利用されているにすぎない。

[I] 全世帯の所得分布

(1.1) 問題の所在

最初にわが国の全世帯の所得分布の動きを大まかな形

で把握しておこう。わが国の所得分布分析の困難性は信頼性の高い調査がかたよった分野に集中していることである。所得分布統計の精度は(1)標本の大きさ、(2)各標本の回答に含まれる非標本誤差の2側面から評価されなければならない。このうち、(2)の面からみると、勤労者世帯をカバーしている『家計調査』、『全国消費実態調査』はすぐれたものといえるし、農家世帯をカバーしている『農家経済調査』およびその再集計よりなる『農家生計費調査』も信頼度の高いものといえる。というのは、これらの調査は家計簿にもとづいた家計の収支をバランス表の形で相互チェックをおこなっているからである。しかし、このようなデータは、非農個人業主世帯、無業世帯および単身者世帯についてはみられない。わが国の従来の世帯所得分布の分析が主として勤労者世帯に集中してきたのはこのような理由にもとづいている¹³⁾。

一方、これら3種の世帯グループをカバーしている調査は、勤労者世帯や農家世帯をも含むかなり大規模な調査であることが多い。したがって、標本誤差ということだけからみると、これらの調査のほうがすぐれていることになる。ただ、これらの調査でとられている所得値は単純なアンケートによって得られているので、どの程度の信頼度が得られるかについては当然疑問が残されている。この種の調査としてまずとりあげられるものに『就業構造基本調査』がある¹⁴⁾。このデータは、まず家族員別の現金所得を調査した後家族単位で合算し、それに別途調査した財産所得、移転所得を加えて家計の所得を推計している。このデータは、所得がアンケートでとられているという以外にいくつかの問題をもっている。その1は、調査が毎年ではなく3年おきにおこなわれていることであり、その2は「現金」所得だけが調査の対象となっていること、その3は1971年以降の調査では財産所得、移転所得の調査が実施されなくなったことである。

13) 勤労者世帯以外をカバーした分析としては、後述の『就業構造基本調査』を利用した一連の分析のほかに健康保険関係のデータを利用した倉林・市川氏の分析がある。倉林義正・市川洋「所得分布統計と健康保険被保険者実態調査報告」『経済研究』第26巻第3号、1975年。このほか、個人をベースとした所得分布研究があるがここではとりあげない。

14) 就業構造基本調査を利用した「現金所得」の分布については、次の2研究がある。Tadao Ishizaki (1967) "Income Distribution in Japan," *The Developing Economies*, Vol. V, No. 2. および地主重美 (1968) 「戦後日本における所得再分配効果」(都留重人編『新らしい政治経済学を求めて——第2集——』勁草書房)。

10) H. Theil (1967) *Economics and Information Theory*, North-Holland Pub. Co..

11) Atkinson (1970).

12) 対数分散は「ドルトンのトランスファー原理」を満さないという批判がある。高山 (1974) 参照。

第1表 各種データよりのジニー係数の比較

利 用 資 料	推 計 者	1962	1965	1968	1971
全 世 帯					
(1) 就 調・農 生 調	Wada (1975)	0.3819	0.3766	0.3800	—
(2) 国 実 調	溝 口(1976)	0.3759	0.3441	0.3488	0.3521
非 単 身 者 世 帯					
(3) 就 調・農 生 調	Wada (1975)	0.340	0.337	0.324	—
(4) 国 実 調	溝 口(1976)	0.3629	0.3276	0.3257	0.3301
(5) 家調・農生調・貯調	溝 口(1976)	0.2744	0.2392	0.2191	0.2094
(6) 消 調	溝 口(1976)	—	0.3050	0.2826	0.2661
非 単 身 非 農 世 帯					
(7) 国 実 調	溝 口(1976)	0.3636	0.3232	0.3184	0.3130
(8) 家調・農生調・貯調	溝 口(1976)	0.2745	0.2276	0.2104	0.2076
(9) 貯 調	経企庁(1975)	0.2972	0.2988	0.2712	0.2756

- [注] 1. 資料名の略記は次の通り。就調:『就業構造基本調査』, 農生調:『農家生計費調査』, 国実調:『国民生活実態調査』, 家調:『家計調査』, 貯調:『貯蓄動向調査』, 消調:『消費動向予測調査』。
2. 経企庁以外の推計は10分位データから, 経企庁では16階層データから計算。
3. 国実調は, 6月より過去1年の数字であるので厳密には他のデータと対象期間がことなる。
4. (5), (8)は可処分所得, 他は課税前所得についての結果である。

第2, 第3の点については, 所得分布の研究において大きな問題であり, 何らかの形での補正が要求されることになる。Wada氏は, 農家生計費調査の結果をも参照しながら農家世帯の現物所得部分を補正することによって第2の問題に解を与えるとともに, 若干の工夫によって, 1971年値の分布をも推計しようと試みている。前者はかなり成功的と思われるが, 後者についてはなお留保が必要ようである。

いま一つの広範囲をカバーしている調査として『国民生活実態調査』をあげることが出来る。この調査は厚生省が福祉事務所を通じて行なっている中規模な標本調査であるが, (1)低所得層を比較的良好に把握していること, (2)生活関連の調査が主体であるため, アンケート形式でおこなわれるものとしては所得調査の信頼性は比較的高いといわれている点ですぐれている。本論では, この調査をかなり重要データとして使用していくことにしたい。

全世帯分布を推計するいま1つの方法は, 信頼性の高いいくつかのデータを総合して計算をおこなうことである。例えば, 各標本別の所得値の信頼性が高いものとして, 勤労者世帯については『家計調査』, 農家世帯については『農家生計費調査』が考えられよう。勤労者世帯以外非農世帯である『一般世帯』(単身世帯を除く)の所得分布データとしては, 他の2世帯グループに対応するものはない。ただ, 経済企画庁主催の研究グループ¹⁵⁾がおこなったように『貯蓄動向調査』の年収を利用するの

も一案であろうし, 筆者の1人が試みたように『家計調査』の消費支出と『貯蓄動向調査』の貯蓄を組合せて可処分所得の分布を用いることも可能であろう¹⁶⁾。このように, グループ別の所得分布が与えられ, かつグループ別の総世帯数が与えられれば, 若干の近似計算によって全世帯分布の推計が可能となる。ただこの場合, 各グループ別の分布統計がかならずしも同質でないという問題は残る。本節では, 各種の推計から求められる分布の変化を比較することによって, わが国世帯分布の変化を推量することにしたい。

(1.2) 各統計よりの推計結果

前項で述べた各種統計を利用した推計結果の比較については, すでに筆者の1人が2回にわたって比較をおこなってきた¹⁷⁾。ただ, この『調査』で利用される各種のデータの特色を示しておくためには, 全世帯

またはややそれよりせまい世帯グループに対する推計結果の比較差を再録しておく。第1表は, 紙数を節約する目的から, 既発表の表から一部の年次を抜きだして示したものである。この結果によれば,

- (1) 就業構造基本調査, 国民生活実態調査より得られるジニー係数は, 家計調査を中心とした推計よりも高い値をとっている,
- (2) しかし, トレンド自体は各推定値間でかなり類似している,

との帰結が得られた。更に(1)の差については, 家計調査データが年間収入階級別に分布表を作成していることと, 家計調査の標本から低所得世帯が落ちがちであることに原因を求めることにした。この結果, 次のような推論が可能となる。いま全世帯の分布に対する不平等度の絶対的なレベルや各構成要素の全分布に対する貢献度を検討するには, 就業構造基本調査や国民生活実態調査が適当であろう。しかし, これらのデータは, 個々の所得の構成要素についての情報をもっていないから, 不平等度の時間的変化の要因などを分析するには, 家計調査などのより詳細なデータを利用すればよいことになる。こ

15) 経済企画庁総合計画局編(1975)『所得・資産分配の実態と問題点——所得分配に関する研究会報告——』大蔵省印刷局。

16) 溝口(1976)。

17) 溝口(1974), (1976)。

のような理由から、次項で国民生活実態調査を利用して全世帯分布の形成要因を分析した後、次節以降で各職業グループ別の分布についての検討を、家計調査、農家生計費調査、貯蓄動向調査等を利用して分析をすすめることにしたい。

(1.3) 全世帯不平等測度の分解

世帯を単位とする分布データを分析しようとする場合、世帯グループをいくつかの比較的等質なグループに分割して研究をすすめるのが一つの方法であろう。というのは、各グループ内での分布は、そのグループ特有の事情によって決定されることが多いであろうし、グループ間の所得格差もまた分析上興味をもたれるからである。そして、この場合前述の式(4)で表現出来る形の尺度が用いられることが望ましい。

世帯のグループングを考える場合、まずあげられるのは農家・非農家または都市・農村間の区分である。この種の区分は特に発展途上国で重要なものであり、わが国においても1960年代初期まではそれなりの重要性を有していた。しかし、近年のように農家のしめる比率が10%前後まで低下すると、農家と他の世帯とを対比せしめるにはやや疑問がある。むしろ近年のわが国で重視されなければならないのは、勤労者世帯と非勤労者世帯との対比であろう。こ

のような点を考慮した場合、世帯区分として次のようなものが考えられる。

(1) 勤労者世帯、

(2) 非勤労者有業世帯((2.1)農家、(2.2)非農自営業世帯)、

(3) 無業世帯。

世帯区分のいま一つの基準として、単身世帯と普通世帯(すなわち世帯人員2名以上の世帯)の区別も考えられる。この2者は消費行動などの面では明らかにことなっている。

第2表 世帯グループ別不平等係数
(a) ジニー係数

年	(1) 全世帯	(1.1) 単身 世帯	(1.2) 非単身 世帯	非 単 身 世 帯				
				(2.1) 常用勤 労 者	(2.2) 日雇勤 労 者	(2.3) 農 業	(2.4) 非農個 人業主	(2.5) 無 業
1962	0.3759	0.4215	0.3629	0.3244	0.2931	0.3192	0.3855	0.4275
1963	0.3607	0.4155	0.3461	0.3116	0.2816	0.3023	0.3818	0.3699
1964	0.3528	0.3672	0.3402	0.3027	0.2598	0.3187	0.3950	0.3661
1965	0.3441	0.4131	0.3276	0.2988	0.2765	0.2917	0.3971	0.4057
1966	...	...	...	...	...	...	...	...
1967	0.3523	0.3541	0.3307	0.2961	0.2590	0.2949	0.4374	0.4131
1968	0.3488	0.4591	0.3257	0.2961	0.2973	0.2925	0.3977	0.3561
1969	0.3539	0.4046	0.3319	0.3043	0.2682	0.2844	0.4915	0.3903
1970	0.3553	0.3733	0.3284	0.2934	0.2530	0.2938	0.4467	0.4155
1971	0.3521	0.3987	0.3301	0.2986	0.2570	0.3081	0.4328	0.4012
1972	0.3570	0.4304	0.3388	0.3022	0.2586	0.3197	0.4215	0.3826
1973	0.3496	0.4760	0.3287	0.2936	0.3271	0.3126	0.4073	0.4210
1974	0.3443	0.3651	0.3268	0.2890	0.4683	0.3041	0.4505	0.4172

(b) 対 数 分 散 の 分 解

年	(1) 全世帯 間分散	(1.1) 単身・ 非単身 世帯間 の分散	(1.2) 単身・ 非単身 世帯内 分散の 加重平 均	(1.2)のうちわけ		(1.2.2) の 分 解						
				(1.2.1) 単身世 帯内分 散	(1.2.2) 非単身 世帯内 分 散	(2.1) 5 グル ープ間 の分散	(2.2) 5 グル ープ内 分散の 加重平 均	(2.2) の う ち わ け				
								(2.2.1) 常用勤 労 者	(2.2.2) 日雇勤 労 者	(2.2.4) 農 業	(2.2.4) 非農個 人業主	(2.2.5) 無 業
1962	0.5227	0.0503	0.4724	0.5005	0.4702	0.0919	0.3783	0.3548	0.2800	0.3664	0.4681	0.5216
1963	0.5155	0.0640	0.4515	0.6018	0.4394	0.0847	0.3547	0.3313	0.2978	0.3335	0.4704	0.4284
1964	0.4604	0.0507	0.4103	0.5798	0.3963	0.0609	0.3354	0.2923	0.2539	0.3109	0.4793	0.5060
1965	0.4779	0.0627	0.4152	0.6527	0.3942	0.0538	0.3408	0.2898	0.2713	0.3317	0.4930	0.6174
1966	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1967	0.4861	0.0845	0.4016	0.5159	0.3898	0.0623	0.3275	0.3019	0.2488	0.3311	0.6044	0.5588
1968	0.5026	0.0869	0.4157	0.5928	0.3940	0.0456	0.3484	0.2933	0.3759	0.3315	0.5321	0.4414
1969	0.5077	0.0830	0.4247	0.5658	0.4070	0.0460	0.3610	0.3076	0.2685	0.3130	0.7943	0.5521
1970	0.5019	0.1006	0.4013	0.4551	0.3930	0.0364	0.3560	0.2862	0.2248	0.3126	0.6749	0.5612
1971	0.4890	0.0921	0.3979	0.4273	0.3955	0.0272	0.3683	0.3005	0.2402	0.3490	0.6745	0.5330
1972	0.4962	0.0818	0.4144	0.5609	0.4021	0.0301	0.3720	0.3148	0.2534	0.3853	0.5741	0.5048
1973	0.4554	0.0533	0.4021	0.7334	0.3661	0.0161	0.3500	0.2751	0.3645	0.3503	0.5152	0.6232
1974	0.4515	0.0577	0.3938	0.4744	0.3855	0.0055	0.3800	0.2766	0.5629	0.3519	0.6495	0.6045

【注】 1966年のデータはない。

【資料】 厚生省『国民生活実態調査』

る。しかし、所得分布という点だけからすると、このような区分をもちこむ積極的な理由はない。しかし、所得分布の分析に用いられる大部分の統計は普通世帯だけを対象としている。このことから、実際の分析ではこの区分を導入しておいたほうが便利である。そこで、まず、全世帯を単身世帯と普通世帯に分解した後、それを前述の区分で再分割することにしたい。

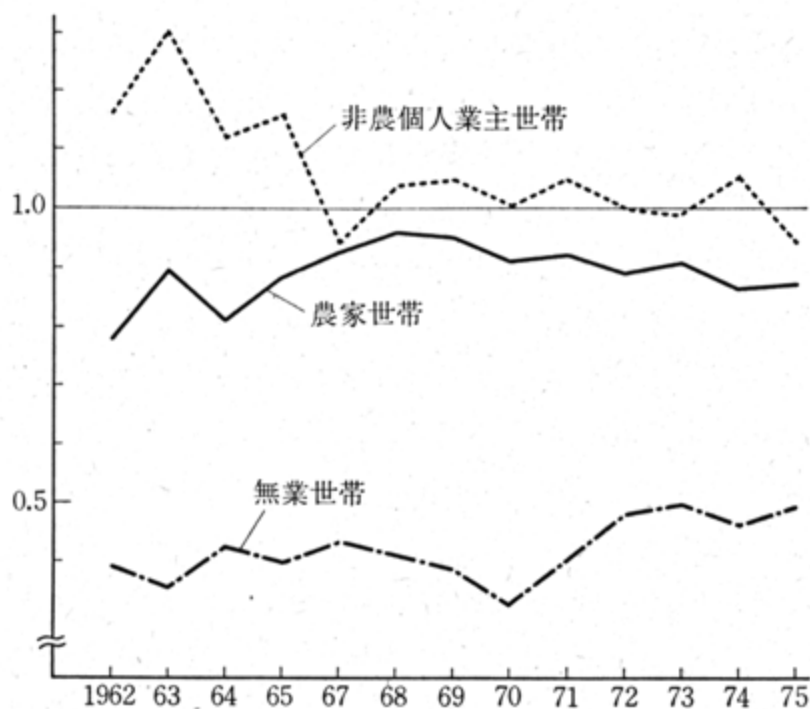
第2表、(a)、(b)はこのような発想にもとづいて作成されたものである。まず(a)では、グループ別のジニー係数が示されており、(b)では対数分散について適用された分散分析の結果が示されている。またここで利用されたデータは『国民生活実態調査』である。ところで、通常利用されるジニー係数の時間的な変化と対数分散のそれを対比してみると、対応グループ別に極めて類似した動きを見出すことが出来る。対数分散を所得分布の分析に利用することについては種々の問題点があげられているが、上記の類似性からみて実用上大きな問題はないであろう。更に分散分析法は、タイル測度などに比較して、より複雑な分解に耐え得るという利点をもっている。この点に着目して、全世帯についての所得分配の不平等度をあらわす対数分散をグループ内グループ間の効果に分解すると第2表が得られる。

同表では、まず全世帯を単身世帯と非単身世帯に分割することが試みられている。すなわち全世帯の分散は両世帯グループ間の所得格差から生じるちらばり(1.1)と2グループ内の分散の加重平均(1.2)に分割出来る。更に(1.2)の内容は(1.2.1)、(1.2.2)に示されている。ところで、全分散(1)をみるとかなり複雑な形の変動を示しており、それを説明する要因を発見することはかなり困難な印象を受ける。しかし第2表(b)の分解結果をみるとある程度の解析が可能となる。すなわち、全分散のトレンドを定めているのは(1.1)と(1.2.2)の2つのパターンである。まず、(1.2.2)で示された非単身世帯の分散は1960年前半から後半にかけて急激に下落した後、1970年代初期で上昇し、中期にいたって再下降するという形をとっている。そして原因は、後述のようにこの分散を再分解することによって明らかにされる。一方単身・非単身世帯間の所得格差から生じるちらばりは、1970年まで増加しその後下降に向っている。『国民生活実態調査』は、比較的低所得層をよくカバーしているとされており、このことは老令単身世帯にもあてはまる。1960年代の高度成長は、これら9世帯と普通世帯の所得格差を拡大したが、1970年代に入ってのいわゆる「福祉路線」による諸政策の結果、2者の差は縮小に向ったと考えて

よい。一方、単身世帯内の分散の時系列的な変化をみると変動は極めて不規則でありかつその振れも大きい。単身世帯の中には、かなり性格のことなる標本が混在しているにもかかわらず、通常この世帯グループに割りあてられる標本の数は比較的少ない。このような時、採用された標本の性格に応じて不平等係数が大きく変動して当然といえる。第2表(b)の単身世帯内の不平等係数の不安定性は、この原因に起因すると考えてよからう¹⁸⁾。

次に、非単身世帯の不平等度の内容を分析してみよう。この世帯は、国民生活実態調査では5つの世帯グループに分割されているが、最近では「日雇労働者世帯」の数が非常に少なくなっているため、実質的には4世帯グループであると考えてよい。まず、グループ間の所得格差から生じる不平等度をみると、トレンドとして減少傾向がみられる。この背景を説明するために作成されたのが第1図である。同図では、各世帯グループの平均所得に対する比率の年次間変化を示している。同図によれば、非農個人業主世帯および農家世帯の平均所得は、1962年から68年にかけて常用労働者世帯のそれに接近していることがわかる。一方、無業世帯と常用労働者世帯の所得格差は1970年以降縮小に向っている。第2表(b)の

第1図 各世帯グループの平均所得の常用労働者世帯の平均所得に対する比率



[資料]『国民生活実態調査』

18) 単身世帯をめぐるいま一つの問題として、無業若年単身世帯の急増傾向があげられよう。その主体は学生(いわゆる浪人を含む)であり、進学率の上昇とともに全世帯分布への影響も無視出来ないようになってきている。事実、『就業構造基本調査』を利用したWada(1975)では、この問題が指摘されている。ただ、『国民生活実態調査』の標本分布には、この影響はあまり明確には観察出来ない。これは、おそらくは同調査の標本のとられ方に由来していると考えられる。

(2.1)でみられた変化は、この2つのトレンドの合成結果とみなしてよい。

各世帯グループ内の不平等度の変化(2.2.1)―(2.2.5)をについてみると、次のような傾向を読みとることが出来る。

- (1) 常用勤労者世帯内の不平等度は1960年代前半において低下し、1970年代初期に上昇した後再低下へ向っている。
- (2) 農家世帯の不平等度は1960年代において低下し、1970年代で上昇している。
- (3) 非農個人業主世帯の不平等度は1960年代において不平等化し、その後若干平等化傾向がみられる。
- (4) 無業世帯内の分布は、1960年代ではほぼ同程度の不平等さを保っているが、1970年代に入って不平等度は増大する。

このような変化を、一般的な経済情勢をあらわす変数の動向と関連付けて説明することは可能であろう。しかし、本論では、これらの動きを他のデータと対比するとともに、他のデータより得られる情報をも利用して、より確かな説明を与えていくことにしたい。

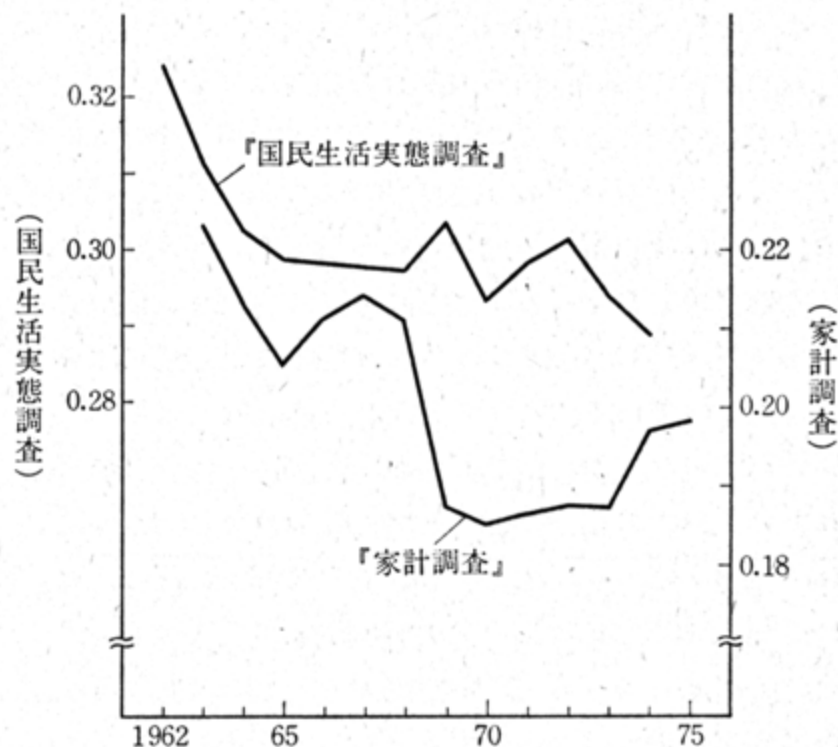
【II】 勤労者世帯の所得分布

(2.1) 家計調査の利用

わが国の在来の所得分布の分析では、『家計調査』を利用したものが中心をなしてきた。この調査は勤労者を対象とし収支バランスを保つ形の家計簿をもとにして所得推計をおこなっていることから、個々の標本についての所得の推計値は比較的信頼出来ると考えられる。この調査が毎年継続的におこなわれていることも、このデータが主として利用されてきた理由であろう。更にこのデータは所得の源泉別の情報をもっているという利点もある。

しかしその反面、『家計調査』を所得分布データとして利用しようとする場合問題がないわけではない¹⁹⁾。その第1は、家計調査の標本が6ヵ月ごとにとりかえられているため、各標本別の年間収支をとることが出来ない。この難点を解決するには、1950年代から『月報』でおこなわれていたように月別の実収入別に5分位データを作成して各分位毎に12ヵ月平均をもとめるか、1963年以

第2図 家計調査と国民生活実態調査のジニー係数の比較



降の『年報』で採用されているように、各標本が採用された時点よりさかのぼる1年の年収の報告にもとづくクラスわけをおこなうより方式がない。前者は所得分布の相対的位置が月別に变化しないという仮定を要求するし、後者によって計算された実収入の不平等度は低めに出るという弊害がある。更に、『家計調査』の標本は低所得層を充分カバーしていないとの批判もある。そこで、『家計調査』より得られる不平等測度の変化が他のデータよりのものと比較してどのような特色をもっているかについて吟味をおこなっておく必要がある。第2図は、このような目的のために作成されたものであり、国民生活実態調査よりのジニー係数と、家計調査の年間収入階級データよりのそれとの対比がおこなわれている。この結果によれば、1960年代においては、いずれのデータにおいても平等化傾向が見出されている。しかし、1970年代に入ってから動きについては2者の間に若干の相違がある。しかし家計調査より算出された不平等係数は、そのレベルはやや低めに出るとしても、時間的变化についてのトレンドはかなり適切なものであることを示しているといえよう。

さて、ここで本格的に家計調査を利用して所得分布の不平等度の分析に入ろうとすると、2つの問題を事前に検討しておかなければならない。その1は、不平等度の変化の傾向が測度のとり方によってことなるかどうかを吟味することであり、その2は、観察の対象期間を1963年以前までさかのぼらせることが可能であるかどうかの検討である。まず、後者の問題から検討してみよう。周知のようにわが国の家計調査は1947年より継続して得られている。しかし、本格的な調査形態をとったのは

19) 『家計調査』を分布統計として使用する場合の問題点についてはマウアー氏の論文がある。Ross E. Mour(1973-4) "Income Distribution in Japan: An Examination of FIES Data," *Keio Economic Studies*, Vol. 10, No. 1 and Vol. 11, No. 1 参照。

第3表 『家計調査』による勤労者世帯の所得分布の不平等度

	月 間 収 入 10 分 位 デ ー タ							
	全 年				1 ~ 11 月 平 均			
	G	A (a=-4)	B (a=0)	B (a=2)	G	A (a=-4)	B (a=0)	B (a=2)
1953	0.2865	0.4876	0.1325	0.1410	0.2838	0.5034	0.1305	0.1376
1954	0.3145	0.5442	0.1615	0.1761	0.2908	0.5320	0.1382	0.1469
1955	0.3007	0.5240	0.1471	0.1580	0.2963	0.5363	0.1438	0.1542
1956	0.3134	0.5428	0.1616	0.1774	0.2899	0.5026	0.1384	0.1505
1957	0.3184	0.5623	0.1666	0.1822	0.2994	0.5211	0.1489	0.1643
1958	0.3212	0.5613	0.1711	0.1900	0.2991	0.5254	0.1479	0.1621
1959	0.3174	0.5752	0.1643	0.1759	0.2964	0.5249	0.1461	0.1605
1960	0.3217	0.5603	0.1702	0.1876	0.3015	0.5191	0.1516	0.1688
1961	0.3179	0.5657	0.1655	0.1797	0.2904	0.5288	0.1597	0.1793
1962	0.3081	0.5516	0.1555	0.1680	0.2963	0.5225	0.1465	0.1619
1963	0.3090	0.5325	0.1557	0.1687	0.2992	0.5115	0.1504	0.1688

年 間 収 入 10 分 位 デ ー タ				
1963	0.2237	0.3213	0.0795	0.0828
1964	0.2134	0.2790	0.0725	0.0765
1965	0.2056	0.2655	0.0660	0.0696
1966	0.2110	0.2703	0.0708	0.0767
1967	0.2150	0.2818	0.0736	0.0776
1968	0.2008	0.2444	0.0641	0.0676
1969	0.1874	0.2338	0.0560	0.0582
1970	0.1859	0.2338	0.0546	0.0561
1971	0.1862	0.2309	0.0545	0.0561
1972	0.1872	0.2316	0.0555	0.0574
1973	0.1873	0.2286	0.0551	0.0570
1974	0.1974	0.2478	0.0603	0.0638
1975	0.1979	0.0306	0.0604	0.0643

[注] G: ジニー係数, A: アトキンソン係数,
B: 豊田係数。
[資料] 『家計調査年報』

1953 年以降とみなしてよい。さらに、戦後のわが国経済の混乱状況をふまえてみると、無理をしてまでそれ以前までさかのぼる必要は認められない。これらの点を考慮して、本論では 1953 年以降を分析の対象としてとりあげることにした。

ところで、1962 年以前のデータと 1963 年以降のデータを比較しようとする時、2 つの問題が発生する。その 1 は、1963 年以降の家計調査の母集団が全国の非農普通世帯(世帯人員 2 名以上の世帯)を対象としているのに対して、1962 年以前の調査は「人口 5 万人以上の都市の世帯」を対象としていることである。しかし、1963 年以降の家計調査の分析を 5 万人以上の都市世帯に限定することはあまり特策ではない。というのは、1963 年以降ともなると、全国データと「人口 5 万人以上」のデータの間にはあまり差がないからである。1962 年以前のデータに小都市、町村の情報が含まれていないのは残念であるが、われわれの結論を大きく左右するほどのバイアスが、このカバレッチの相違から発生するとは思われない

ので、一応連続する系列として利用することにする。

いま 1 つの問題は、すでに指摘したように、1962 年以前のデータには「年間収入」についての報告がないことである。このため、年間収入を基準とした所得階層別データを利用することが出来ない。このため、1962 年以前のデータについては、各月別に 10 分位データ²⁰⁾を作成し、各分位階級の値を別々に 12 ヶ月にわたって平均し、その結果から分布統計を計算することにした。このようにして求められたデータから得られる不平等係数は、年間収入階級から得られる十分位データよりの結果と当然相違している。1963 年について両者のジニー係数を比較してみると、前者は 0.3090、後者は 0.2337 となる。したがって、1962 年以前の結果と、1963 年以降のそれを単純に比較することは出来ない。われわれの出来ることは、1963 年以降と、1962 年以前の不平等係数の変化

²⁰⁾ 10 分位データは、ある特定の指標の大きさの順に標本をならべ、それを等しい数の 10 グループに分割し、その標本値の平均を求めたものである。

第4表 ジニー係数の分解

	擬ジニー係数					所得構成比(%)			
	世帯主 定期収入	世帯主 臨時収入	其他世帯 員勤労収 入	其他収入	計	世帯主 定期収入	世帯主 臨時収入	其他世帯 員勤労収 入	其 他 収 入
1953	0.2146	0.3813	0.3802	0.2504	0.2865	54(40)	29(39)	13(17)	4(4)
1954	0.2326	0.4433	0.3900	0.2942	0.3139	55(41)	28(39)	13(16)	4(4)
1955	0.2178	0.4249	0.3697	0.3274	0.3007	55(40)	29(41)	12(15)	4(5)
1956	0.2203	0.4490	0.3410	0.3326	0.3134	52(36)	33(49)	11(12)	4(4)
1957	0.2216	0.4456	0.3694	0.2947	0.3184	50(35)	35(49)	11(12)	4(4)
1958	0.2231	0.4505	0.3650	0.3119	0.3212	50(35)	35(49)	11(12)	4(4)
1959	0.2214	0.4310	0.3645	0.3035	0.3174	48(34)	36(49)	12(13)	4(4)
1960	0.2209	0.4384	0.3471	0.2899	0.3271	47(32)	39(53)	11(12)	3(3)
1961	0.2151	0.4144	0.3920	0.3510	0.3179	46(31)	39(51)	11(14)	3(4)
1962	0.1916	0.4014	0.4050	0.4254	0.3081	45(28)	39(50)	12(15)	4(6)
1963	0.1938	0.4180	0.3497	0.4007	0.3090	45(28)	40(55)	11(12)	4(5)
1963*	0.1891	0.2937	0.3077	0.2291	0.2237	66(56)	17(22)	13(18)	5(5)
1964*	0.1785	0.2677	0.3265	0.2158	0.2134	66(56)	16(20)	12(19)	5(5)
1965*	0.1696	0.2617	0.3164	0.2201	0.2056	66(55)	16(21)	13(20)	5(5)
1966*	0.1678	0.2807	0.3635	0.1453	0.2110	66(53)	17(22)	13(22)	4(7)
1967*	0.1687	0.3047	0.3437	0.1598	0.2150	66(52)	18(25)	13(20)	4(3)
1968*	0.1502	0.2646	0.3606	0.2187	0.2009	65(49)	18(24)	13(23)	4(4)
1969*	0.1409	0.2243	0.3652	0.1791	0.1874	63(48)	20(25)	12(24)	4(4)
1970*	0.1369	0.2270	0.3686	0.1526	0.1859	62(46)	21(26)	13(23)	4(3)
1971*	0.1383	0.2216	0.3828	0.1328	0.1862	63(47)	21(25)	12(25)	4(3)
1972*	0.1385	0.2384	0.3802	0.1350	0.1872	64(47)	21(26)	12(24)	4(3)
1973*	0.1365	0.2172	0.3957	0.1750	0.1873	62(45)	22(25)	12(26)	4(4)
1974*	0.1336	0.2867	0.3560	0.2577	0.1979	63(42)	21(31)	12(22)	4(5)
1975*	0.1343	0.2854	0.3788	0.2470	0.1979	64(44)	20(28)	12(23)	4(5)

[注] 1. *印は年間収入階級、無印は月間実収入階級より計算。

2. 所得構成比欄の()内の値は、ジニー係数と所得構成比の積の全ジニー係数に対する比率を示す。

[資料] 『家計調査』

の動向を別々に比較することである。

第3表は、『家計調査』データから得られる各種の不平等係数を示したものである。同表の上部に示された数字は月間実収入階級別データから作成された10分位階級から、また下部には年間収入階級別データから計算された10分位階級から求められた不平等測度が計算されている。すなわち、ローレンツ曲線が交わる場合にはジニー係数による不平等の比較は困難であるとする Atkinson の指摘を考慮して²¹⁾、ほぼアトキンソン測度に対応する豊田測度による測定がおこなわれている。しかし、いずれの測度による測定結果によっても、時間的変化のパターンは極めて類似している。すなわち、「全年」についての結果をみると、

(1) 1953年から1960年前後まで不平等化傾向がみられる、

(2) 1960年代初期から1970年代初期にかけて明確な

平等化傾向がみられる、

(3) 1972年以降、不平等化が若干進行している、
ということがいえる。また1～11月のデータに限定すると、1950年代の不平等化傾向が明瞭にはあらわれないというのにも興味をもたれる。

われわれの目的は、このような変化が発生する原因を統計的分析手法を用いて解明しようとするにある。ただ、それにさきだって、この現象に対する既存の仮説をレビューしておくことが重要であろう。これらの仮説はわれわれの目からみて十分な分析にもとづいたものとはいえないものも含んでいるにしても、このような直観的な分析による仮説が当を得たものであることが少なくないからである。1950年代の不平等化の進行については、溝口が「ボーナス闘争」の効果を主張していた²²⁾。すなわち、同期間での大企業労組の主目的はボーナスの獲得であり、この結果支払能力についての企業間格差があらわれたと主張している。また同論では1960年代の

21) Atkinson(1970)。

22) 溝口(1976)。

平等化傾向を労働不足経済と関連付けて議論している。同様の立場からの研究は、『全国消費実態調査』を利用した高山・吉岡論文に見出すことが出来る²³⁾。一方、マウアー論文では、1960年代の平等化傾向が同年代に発生した中小都市から大都市への労働移動によるとして²⁴⁾。それらの主張を念頭におきながら、これからの論述では3種の分析がとりあげられる。その1は所得構成に着目した Rao の分解であり、その2は人口移動効果の分析に関するタイルの方法、その3は勤労者世帯の特性別グループに対する不平等測度の分解である。

まず、勤労者世帯の所得構成に着目して勤労者世帯の所得の不平等測度の変化を分析してみよう。勤労者世帯の所得を大別すると、(i) 世帯主の勤労収入のうち定期収入、(ii) 同臨時収入、(iii) 他の世帯員の勤労収入、(iv) その他の収入に大別出来る。第4表は、この区分にもとづいて Rao の分解がおこなわれている。同表の第1~4欄は、各構成要素について計算された擬ジニー係数が示されており、第6欄から9欄には全所得に対する各構成要素の比率((3)式の $W(i)$)と、全所得に対するジニー係数に対する各要素の貢献度((3)式の表記では $W(i)G(i)/G$)を示している。この表から次の事実を読みとることは容易であろう。まず、1960年代初期までについては以下の4点が指摘出来る。

- (a) 構成要素(ii), (iii)の不平等度は、(i)のそれよりも大である。
- (b) 構成要素(i)の擬ジニー係数には大きな変化はみられないが、構成要素(ii)は年々大きく変動している。
- (c) (i)の所得構成比が減少しているのに対して(ii)のそれは増大している。
- (d) (a)と(c)の結果から、(ii)の全不平等度への貢献度は増大している。

ラオの分解の結果は、溝口がさきにやや直観的な手法で帰結した結論を裏付けることになる。やや蛇足になるが、このボーナス比率の増大は、わが国の貯蓄率の上昇でも大きな役割をはたしてきた²⁵⁾。この意味では、1950年代の労働組合の行動とそれに対する経営者の対応を吟味することには興味もたれる。

23) Noriyuki Takayama and Shin-ichi Yoshioka (1976) "Factors Determining the Size Distribution of Income in Japan—A Comparative Analysis of the NFIE with the FIES," IADRPHU (mimeographed).

24) Mour (1973-4)。

25) 溝口敏行(1964)『消費関数の統計的研究』岩波書店。

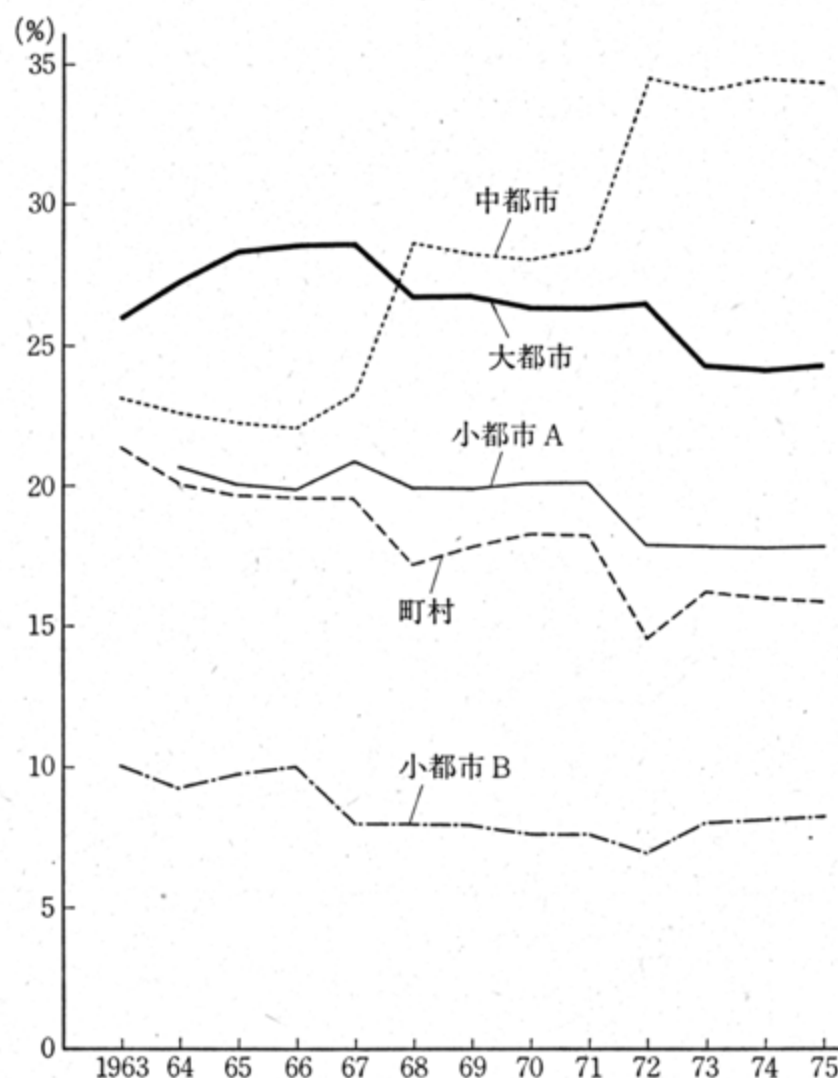
1960年代から以降については、次のような観察が可能であろう。

- (e) (i)の不平等度は依然としてほぼ全期間にわたって最低である。しかし、最大の不平等度は(iii)について見出される。
- (f) (i)の擬ジニー係数は、1960年代で下降傾向を示すのに対して、(iii)のそれは上昇傾向を示している。
- (g) 1970年代にいと(iii), (iv)の擬ジニー係数が上昇を示す。
- (h) 1950年代と比較すれば、1960年代、1970年代の所得構成比は安定している。このことは、全所得に対する不平等度の変化が、各擬ジニー係数の変化で説明出来ることを意味している。
- (i) 1960年代の平等化は(i), 1970年代の不平等化は(iii), (iv)の分布の変化に負うところが多い。

かくて、われわれの最も興味のある1960年代の平等化傾向の分析は、世帯主の定期収入の格差の縮小に帰せられることになる。

次に、第2のテーマである人口移動の効果について検討してみよう。いうまでもなく、1960年代における人口

第3図 『家計調査』による世帯分布



[注] 各区分の定義は次の通り。大都市: 人口100万以上, 中都市: 人口15万以上100万未満, 小都市A: 人口5万以上15万未満, 小都市B: 人口5万未満の市。

[資料] 『家計調査年報』

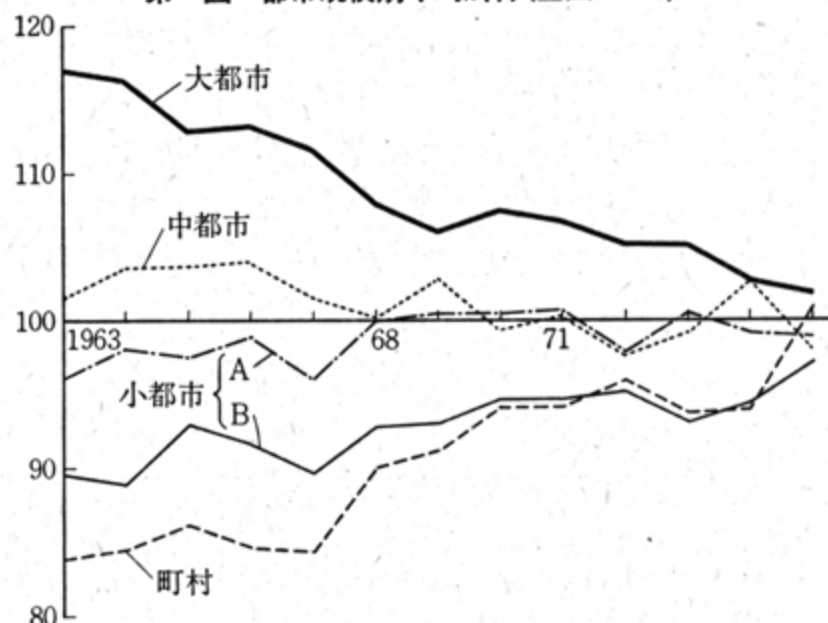
移動は顕著なものがある。特に、同年代後半からは、大都市よりはみ出した人口が中規模都市に集中した時期と一致している。この傾向は『家計調査年報』の世帯数分布にも明確に現われており、第4図にみられるような大幅な変動が観察されている。一方、『家計調査年報』に示された家計収入の都市規模別にみても大都市と町村の間にはかなりの差が見出される。そこで考えられることは、人口が所得の比較的高い都市部に集中すれば不平等度が減少する可能性がある。Mour氏の主張は、この効果をかなり重視したものであった。そこで、一つの擬制的な計算によってこの効果の大きさを測定してみよう。第5表はこの目的のために作成されたものである。同表の第1欄の値は、都市規模別の平均データにあてはめた不平等係数を示しており、その値は急減している。問題は、このような急減が人口移動の直接効果によって

第5表 人口移動の不平等係数への効果
(都市階級別データにB(a=1)測定)

	実 現 値	人 口 固 定 年	
		1963	1968
1963	0.0073	0.0073	...
1964	0.0068	0.0069	...
1965	0.0045	0.0046	...
1966	0.0053	0.0054	...
1967	0.0051	0.0052	...
1968	0.0019	0.0022	0.0019
1969	0.0015	0.0017	0.0015
1970	0.0012	0.0013	0.0012
1971	0.0010	0.0011	0.0010
1972	0.0007	0.0007	0.0007
1973	0.0009	0.0010	0.0010
1974	0.0006	0.0007	0.0006
1975	0.0002	0.0002	0.0002

【資料】『家計調査年報』

第4図 都市規模別平均所得(全国=100)



【資料】『家計調査年報』

どの程度説明出来るかということである。そこで、世帯分布を1963年、1968年に固定した条件の下で不平等係数を計算してみると第2欄、第3欄が得られる。この数字を実現値と比較してみると、ほとんど差が見出せない。この結果からみると、人口移動の「直接効果」はほとんどないといってよい。しかし、この事実はその間接効果をも否定するものではないことはいうまでもない。第4図に示したように、都市規模別の平均所得の格差が縮小しているが、その原因の一部は人口移動にもとづくものであろう。しかし、それと同時に、工場の地方都市への進出もまた都市規模間の所得格差の縮小に大きな効果をもっていることも否定出来ない。したがって、ここでもたらされた結果は、「人口移動のみでは、1960年代の平等化傾向は説明するのに充分でない」ということにすぎない。

このようにみえてくると、これからとりあげる不平等測度の分解のほうにより重要になる。これまでの分析では、勤労者世帯をほぼ等質的なグループと考えて不平等係数を測定してきた。しかし、勤労者世帯はその有する特性によってよりこまかいグループに再分割出来、そのような場合には(4)式の形式に従って、勤労者すべての不平等度をグループ間の所得格差とグループ内のちらばりに分割出来る。われわれの目的は、比較的大きなグループ間の格差をもつ副次グループを見出すことである。このような目的を満すグループ別けの方法としては種々のものが考えられが、データの制約上『家計調査年報』が有している副次分類に限定されることになる。すなわち、そこに示されている分類基準としては、(1)世帯主の年齢、(2)世帯の所在する都市規模、(3)家族の人数、(4)世帯主の職業、(5)世帯主の勤務先の産業、(6)世帯主の勤め先の企業規模の6種である。もちろん、これらの分類は相互に独立ではなく、互いに何らかの依存関係にある。したがって、各分類が全不平等度におよぼす純粋な効果を算出するにはクロス集計が必要であるが、家計調査からはそのようなデータを得ることが出来ない。そこでやむを得ず、全不平等度と各々の分類を個別に関連付ける作業に限定されざるを得なかった。

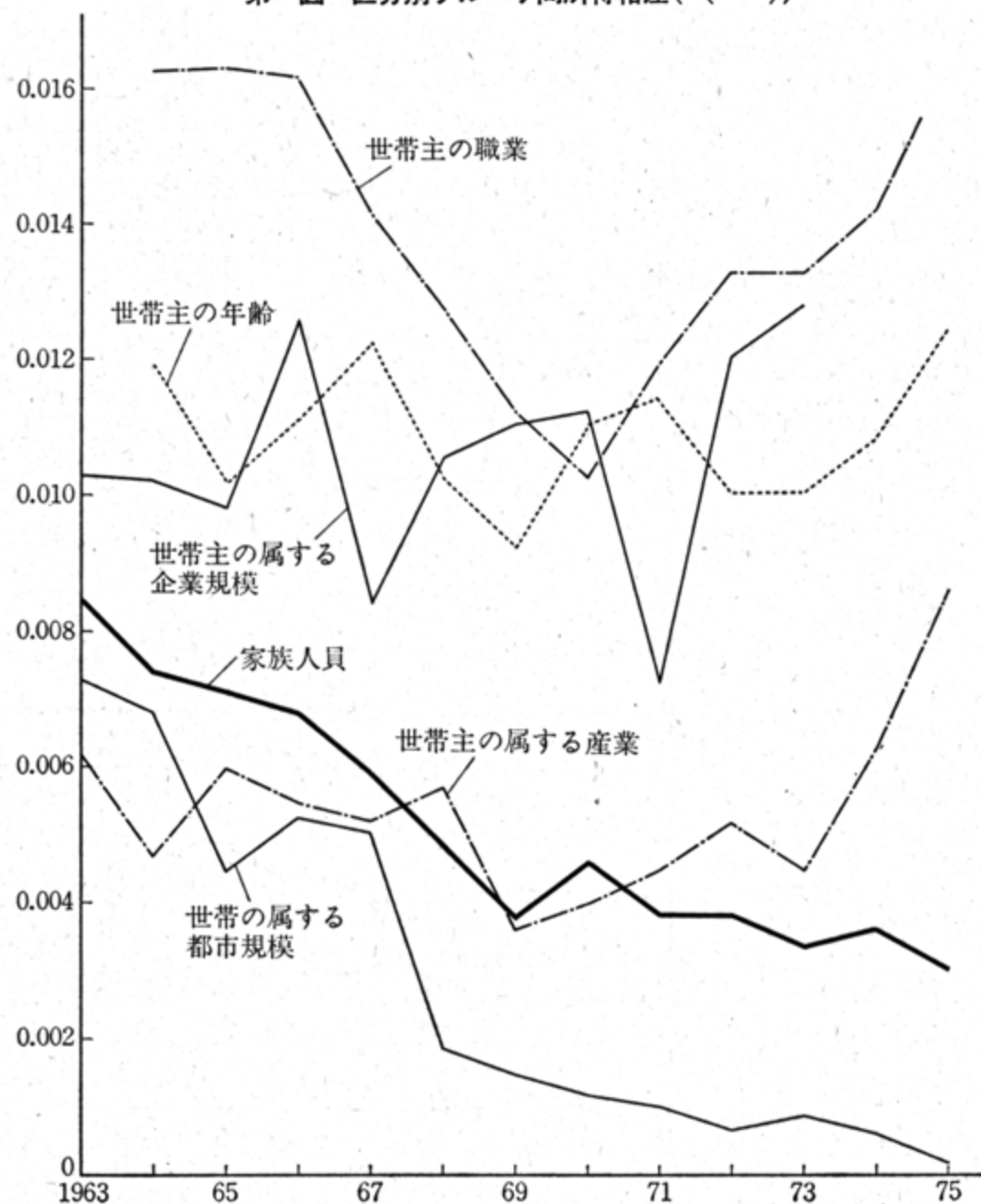
第6表と第5図は、これらの分類によるグループ間の所得格差がどの程度であるかを示すために作成されたものである。すなわち、第6表では勤労者世帯所得の不平等度のうちどの程度の割合がグループ間の所得格差によって説明出来るかを示したものであり、他方第5図はその部分のもつ大きさの変化を図示したものである。この2つの情報から、われわれは次の事実を観測結果として見出すことが出来る。

第6表 区分別グループ間所得格差の全グループ不平等度への貢献度(B(a=1))

	比 率(%)						全グループの不平等度
	世帯主 年 令	世帯の 属する 都市規模	家族人員	世帯主の 職 業	世帯主の 属する 産 業	世帯主の 属する 企業規模	
1963	—	9.2	10.7	—	7.8	13.0	0.0795
1964	16.4	9.4	10.2	22.3	6.5	14.1	0.0725
1965	15.3	6.7	10.6	24.4	9.0	14.7	0.0667
1966	16.4	7.5	9.6	22.7	7.8	17.7	0.0708
1967	16.6	6.9	8.0	19.2	7.1	11.4	0.0736
1968	15.9	3.0	7.6	19.8	8.9	16.4	0.0641
1969	16.4	2.7	6.8	20.0	6.4	19.6	0.0560
1970	20.1	2.2	8.4	18.7	7.3	20.7	0.0546
1971	20.9	1.8	7.0	21.7	8.3	13.2	0.0545
1972	17.5	1.2	6.6	23.1	9.1	21.0	0.0572
1973	18.1	1.6	6.0	24.0	8.0	23.0	0.0551
1974	16.9	0.9	4.6	22.9	10.1	23.3	0.0615
1975	20.3	0.2	4.1	26.8	13.9	26.8	0.0618

[資料]『家計調査年報』

第5図 区分別グループ間所得格差(B(a=1))



[資料]『家計調査年報』

(a) グループ間所得格差の全不平等係数におよぼす効果は、世帯主の職業、世帯主の年令による区分で大である。

(b) 世帯の所属する都市規模、家族数による区分のグループ間所得格差は1963年から75年にかけて急減している。

(c) 世帯主の職業による区分のグループ間格差は'60年代に急落し、'70年代に入って再上昇している。この場合ほどには明確ではないが、世帯主の属する企業の産業による区分もほぼ類似した動きを示しているとみなしてよい。

(d) 世帯主の属している企業の規模にもとづくグループ間格差は、'60年代には明確なトレンドを見出すことが出来ないが、'70年代に入ると急上昇している。

ここで、これらの観察結果について若干のコメントを追加しておこう。まず、(a)の事実のうち、世帯主年令による格差は、わが国の賃金体系が年功序列型となっていることに加えて、欧米諸国におけると同様有業者率が世帯主年令の増加とともに上昇する効果があげられよう。世帯主の職業差による所得格差はいずれの国においてもみられるところであり、特にここで議論を展開する必要はない。むしろ興味をもたれるのは(b)~(d)の時間的变化であろう。

1960年代には、勤労者世帯全体の不平等度は急落している。そしてその基本的な原因の一つは、1950年代後半より生じた労働不足にあったといえてよい。この結果はまず若年労働者の相対的賃金の上昇をうみ、ついで労務者と職員との間の所得格差の縮小をもたらすことになる。一方、地方よりの余剰労働力の獲得が困難となるにつれて地方都市への企業の進出がはじまり、大都市と中・小都市の所得格差は縮小

した。それと同時に、通勤圏の拡大もまた所得格差の縮小に作用したことも充分考えられる。(c)に述べられた60年代の変化もほぼ同じ原因で説明することが可能であるように思われる。

(b)でとりあげられているいま一つの要素である世帯人員効果は、他の要因とはことなった原因にもとづいている。わが国の戦後の大きな流れに「核家族化」がある。家計調査をみても平均世帯人員数は年々低下している。一般に、非核家族は核家族に比較して有業人員が大であり、この2グループ間の所得格差の効果は、核家族化の進行とともに縮小してきた。注意すべきは、この傾向は経済要因とは比較的独立に進んでいるということである。

1970年代のインフレーションによる所得分配の不平等度の増加は、多くの人々によって関心を集めた。しかし、キャピタル・ゲインを含めない国民所得概念による限り不平等度の増大はそれほど顕著ではない。ただ第5図にみられるように企業の力の格差が再び家計の所得格差にあらわれてきたことは注目されてよい。更に、オイル・ショック後の不況が所得分布にどのような効果をもつかを判定するには、より多くの年次に関する観察が不可欠であるので、将来の課題として留保しておくことにしたい。

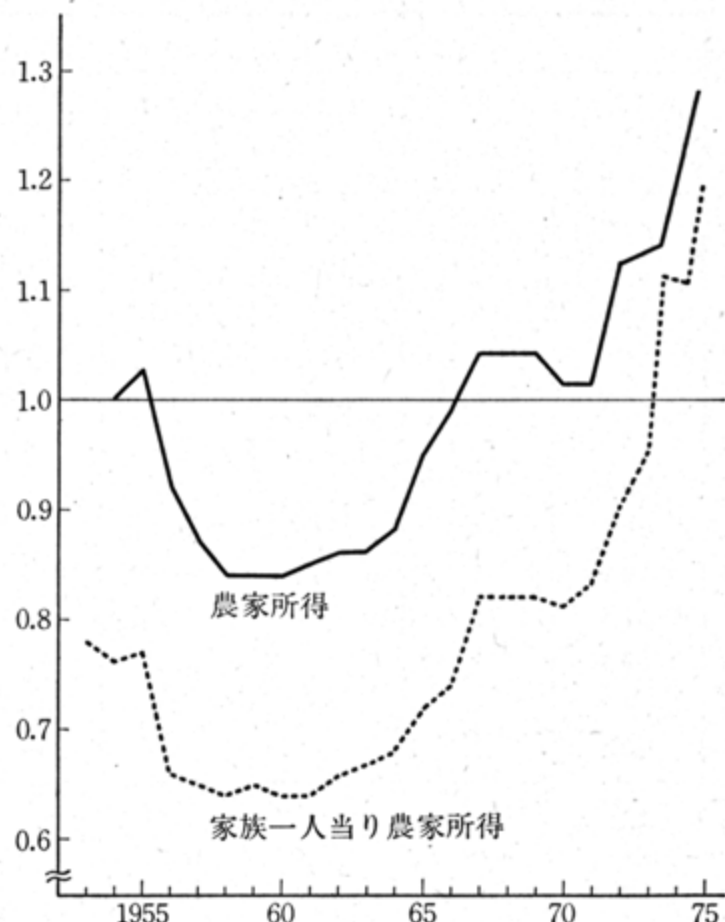
【III】 非勤労者世帯の所得分布

(3.1) 農家世帯の所得分布

戦後の経済発展の最も明確な結果は、農業の相対的地位の低下にあらわれている。国民総生産に占める農業所得は、1950年代初期の20数パーセントから、1970年代の7~8%への急落している。同様の傾向は、全世帯数に占める農家数の割合にもあらわれており、1956年の25.4%から1974年の8.1%へ低下している。このような急激な変化が生じた場合、社会的にある種の混乱が生じていても不思議はない。しかし、わが国の場合、この移行は比較的スムーズに推移したといってもさしつかえない。この原因をさぐってみることは重要なテーマであるといえる。特に、発展途上国における重要な問題の一つが、「農工間格差」にあることを考えればなおさらであろう。

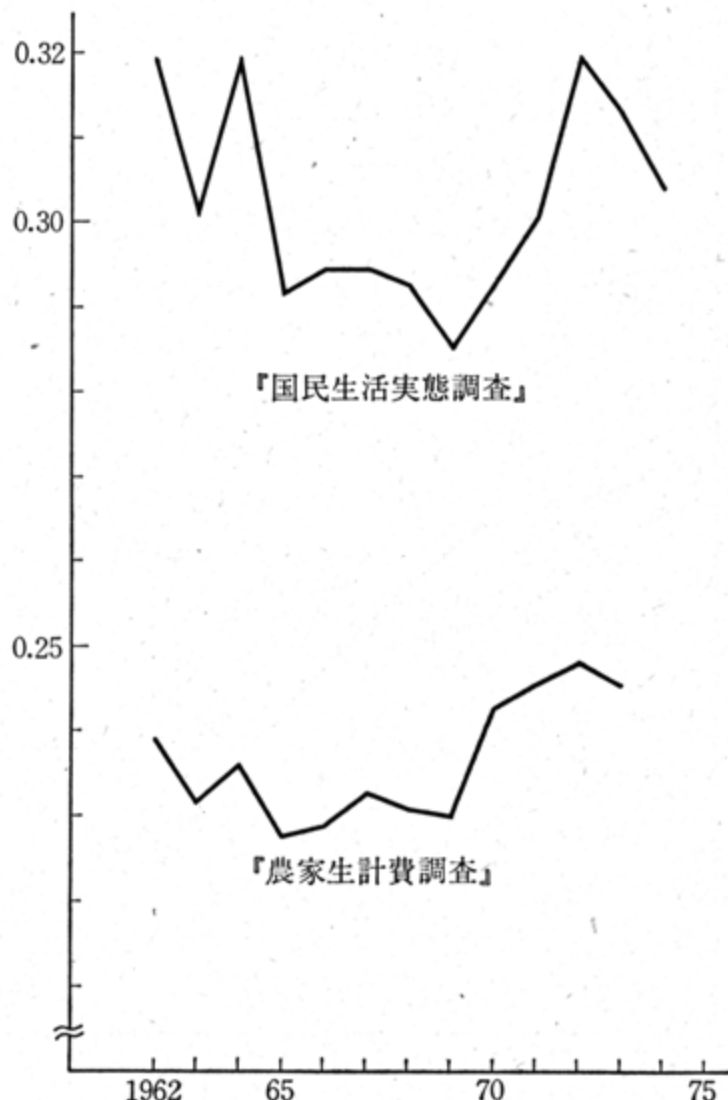
勤労者世帯の『家計調査』に対応するものとして『農家経済調査』がある。一般に、農家のような自営業において、その正確な所得を記憶にもとづいておこなうことはかなり困難である。このような場合、税金の申告の情報が利用されがちであり、その所得は低めに報告されるおそれがある。これに対して、『農家経済調査』では、独自の家計簿形式にもとづいて所得を推計して報告をお

第6図 農家所得の勤労者所得に対する比率



【資料】『農家生計費調査』、『家計調査』。

第7図 『国民生活実態調査』と『農家生計費調査』よりの農家のジニー係数の比較



こなうことになっているので、個々の標本における報告の精度は、『国民生活実態調査』等におけるよりもはるかに高いと考えられる。また[1]で用いられた『国民生活実態調査』の定義による「農家」と『農家経済調査』のそれとの間には若干の相違があり、後者のほうがより広い範囲の世帯を農家としている²⁶⁾。このような理由から、2つのデータからの数字を厳密に比較することは出来ない。しかし、あえてこの比較をおこなってみると、2者の間にはかなり大きな相違が見出される。

まず、第6図には、勤労者世帯の所得を1.0とした場合の農家所得の比率を示している。この値を第1図と比較してみると、予想通り『農家経済調査』のほうがより大となっている。ただ問題は、『農家経済調査』にみられるかなり大きな時系列的変化が第1図には見出せないことである。2者の相違は、農家世帯内のジニー係数の比較についてもみられる。第7図に示された2種のデータからのジニー係数の比較にもみられる。『農家経済調査報告』は、経営面積階層別のデータしかもっていないので、ジニー係数はその再集計結果である『農家生計費調査』を利用しておこなわれる。このようにして得られたジニー係数は『国民生活実態調査』のものよりも低く、その変動型もこまかい点では相違している。しかし、データの性質よりみて農家の分析にあたっては『農家生計費調査』の結果を尊重すべきであろう。

第7表 農家の兼業を説明する指標

(a) 農業所得の勤労者所得に対する比率(%)

	1953	1958	1963	1968	1973
0.1-0.3 ha	21.3	12.5	9.6	8.2	9.7
0.3-0.5		21.4	18.1	16.9	
0.5-1.0	54.0	42.3	36.8	37.5	29.2
1.0-1.5	80.4	66.8	60.1	65.0	54.4
1.5-2.0	100.6	94.3	80.6	69.1	71.1
3.0-	144.3	126.8	106.9	121.2	93.6

(b) 農家所得に占める農業所得の比率(%)

	1953	1958	1963	1968	1973
0.1-0.3	28.7	16.1	11.3	7.6	7.5
0.3-0.5		25.8	20.1	7.8	
0.5-1.0	57.7	51.6	42.3	24.9	22.7
1.0-1.5	76.0	76.3	62.4	56.8	41.4
1.5-2.0	79.0	78.1	72.0	63.5	52.2
2.0-	81.0	83.2	79.4	79.1	61.8

[資料] 『農家経済調査』、『家計調査』。

26) 『国民生活実態調査』の「農家」は0.3 ha以上の農地を有する世帯であるのに対して、『農家経済調査』では0.1 ha以上の農地を経営するか、それと同等の農業所得を得るものと定義している。

農家世帯の分析を考える場合まず問題となるのは勤労者世帯との相対所得の変化である。わが国の農家の勤労者世帯に対する相対所得は、1950年代初期まで高い水準にあった。その原因は、終戦時における鉱工業生産水準の下降にともなう実質賃金の下落と食糧不足にともなうその相対価格の上昇によるところが多い。しかしその後鉱工業生産の回復にともなう、農家の相対所得は急落を示すようになる。第6図にみられる1960年までの下降は、この間のプロセスをあらわしているものといつてよい。しかし、この時期になると経営面積の小さい農家はその生活を維持するために兼業に入るようになる。そして、その傾向は、小規模農家から中規模農家へ波及していくことになる。これに加えて、兼業に従事する労働力も主婦などの副次的なものから農家の世帯主へと変化し、兼業形態も日々雇用的なものから恒常的勤務的なものへと変化していった。これを可能にしたのは、農業機械の普及と農薬の大量使用による農業特に米作における省力化である²⁷⁾。第7表はこの間のプロセスを説明するために作成されたものである。すなわち、同表の(a)は農家所得のうちの農業所得が、勤労者の平均所得のどの程度をカバーし得るかを経営面積階層別に示しており、(b)は対応する年と階層について農家所得の中に占める農業所得の比率を示している。この結果によれば、(a)の比率が下降するとそれを追うように(b)の比率が下落しており、その傾向が小規模から大規模農家へ波及していくことが読みとられる。この兼業化傾向に加えて、1960年代よりの高米価政策もまた注目されなければならない。

しかし、米在庫の過剰にもとづく減反政策は1967-71年間の農家所得の伸びに歯止めをかけるとともに、兼業化傾向を一層推進することになった。しかし、其後生じてきた食料危機への配慮による各種補助金の増額、農産物価格支持政策の結果、農家の所得は勤労者のそれを大幅にうわまわるようになった。このようにみえてくると、現在のわが国においては発展途上国でみられる意味での農工間所得格差の問題は解決済みであるといつてよい。逆に農家の所得が勤労者の所得を大きくうわまわっている点に問題が生じつつある。この点が特に重視されるのは、農家の有する資産が明らかに勤労者世帯のそれを大

27) この仮説の実証を試みたものに、筆者の計量モデルによる研究がある。T. Mizoguchi (1973) "An Econometric Comparison of Farm Households: Economic Behavior in Japan, Korea and Taiwan," *The Developing Economies*, Vol. XI, No. 3.

幅にうわまわっていることに由来するところが多い²⁸⁾。しかし、この点についてはこれ以上立ち入らないことにする。

次に農家世帯グループ内での不平等度の測定の問題をとりあげてみよう。この目的のためには、既述のように『農家生計費調査』が利用される。ただ、この調査は1950年代の一部の時点について得ることが出来ない²⁹⁾ので、『農家の租税・公課諸負担に関する調査』の情報を利用して補うことにした。なお、この2種の調査より得られる不平等係数は同一年について比較した時多少の差があるので、補間年次に最も近い時点についての2種の不平等係数の比率を用いて比較をおこなうことにした。第8表には、農家世帯内での不平等係数と、『農家生計費調査』が得られる年についての Rao の分解が示されている。

ところで同表をみると次のような特色を指摘することが可能であろう。

(a) 1950年代では不平等係数はほぼ一

定である。これは、農家世帯内での不平等度が農業所得の分布によって主として決定され、しかもその分布は経営面積に依存していたためと考えられる。

(b) 1950年代後半から1960年代中期にかけて分布の平等化傾向がみられる。これは、中小規模農家に兼業化が進行し、農外所得の増大が、農業所得による所得格差を縮小する働きをなしたことに由来している。

(c) 1960年代後半から1970年代にかけて、農家内での不平等化傾向はかなり明瞭に観察される。その原因としては、兼業化が大規模農家へも波及してきたこと、および農業補助金による移転収入が、大規模農家に集中したことが考えられよう²⁹⁾。

(3.2) その他の世帯の所得分布

次にとりあげられるべき世帯グループはいうまでもな

28) 溝口(1974)。

29) 1970年代における農業補助金は、米作より他の農業生産への転換に対して支出されている。中小規模農家は、農業にまわし得る労働時間が兼業のため大きく制約されているため、省力化が最も進行し価格の安定している米作に集中している。このため、各種補助金は結果的に大規模農家に集中することになっている。

第8表 農家世帯の不平等度の変化

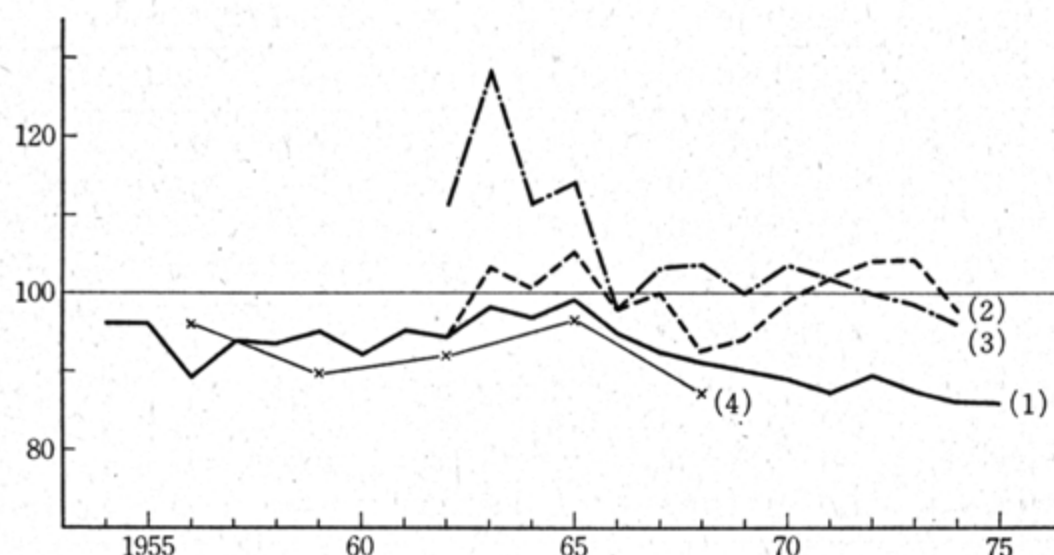
	タイル不 平等係数	対数分散	ジ ニ - 係 数	擬 ジ ニ - 係 数		
				農業所得	農外所得	移転所得
1953	(0.0992)	(0.1930)	(0.2436)	—	—	—
1954	(0.0993)	(0.1910)	(0.2427)	—	—	—
1955	0.0994	0.1910	0.2427	0.2786	0.1823	0.1710
1956	0.0921	0.1936	0.2408	0.2505	0.2359	0.1698
1957	0.0979	0.1959	0.2476	0.2578	0.2749	0.0358
1958	(0.0962)	(0.1899)	(0.2444)	—	—	—
1959	0.0932	0.1840	0.2412	0.2380	0.2871	0.0728
1960	0.0887	0.1807	0.2354	0.2395	0.2776	-0.0101
1961	0.0928	0.1693	0.2409	0.2489	0.2663	0.0481
1962	0.0913	0.1895	0.2391	0.2323	0.3023	-0.0810
1963	0.0853	0.1712	0.2316	0.2283	0.2961	-0.0877
1964	0.0902	0.1768	0.2373	0.2179	0.3072	-0.0476
1965	0.0831	0.1846	0.2286	0.2137	0.2908	-0.0451
1966	0.0879	0.1796	0.2297	0.2012	0.2660	0.1645
1967	0.0844	0.1946	0.2344	0.2387	0.2409	0.1765
1968	0.0918	0.1796	0.2317	0.2294	0.2486	0.1523
1969	0.0919	0.1991	0.2310	0.2192	0.2678	0.1698
1970	0.0945	0.2054	0.2438	0.2162	0.2697	0.1993
1971	0.0951	0.2074	0.2469	0.2140	0.2964	0.1874
1972	0.0996	0.2730	0.2491	0.2105	0.2737	0.2196
1973	0.0932	0.1917	0.2414	0.2221	0.2495	0.2449
1974	0.1048	0.2260	0.2558	0.2103	0.2799	0.2409

〔資料〕『農家生計費調査』、『農家の租税・公課諸負担に関する調査』。

く非農個人業主世帯である。これらの世帯の全世帯数にしめる比率が減少傾向にあることは事実であるが、その比重は決して無視し得るレベルにあるわけではない。したがってこの世帯グループの所得分布を検討してみるとは重要である。しかし、このグループについての調査は少ないだけでなく、精度の点でも問題が多いもののみにしめられている。個人業主世帯の所得を正確に調査するには、『農家経済調査』についてなされてきたような努力が業主別になされなければならない。しかし、現実のデータでは、調査対象を「消費支出」に限定して調査の精度を維持するか、またはアンケート方式をとることによって大ざっぱな所得を把握しようとするかのいずれかの手法が採用されている。そこで、これらのデータを利用して分析をすすめるにはおのずから限界がある。

このような制約を明記したうえで、若干の分析をすすめてみよう。最初に問題となるのは、非農個人業主の所得ないしその代理変数が、対応する勤労者世帯の水準に対してどのような水準にあるかということであろう。このような比較をおこなうには、4種のデータが存在している。すなわち、(1)『家計調査』に示された「一般世帯」の消費支出の勤労者世帯の消費支出に対する比率、(2)『家計調査』の非農個人業主世帯の消費支出と『貯

第8図 非農個人業主世帯の勤労者世帯に対する相対所得



【資料】 本文参照。

『貯蓄動向調査』と同グループの「貯蓄」³⁰⁾の合計値と、『家計調査』よりの勤労者世帯「可処分所得」の比率、(3)『国民生活実態調査』よりとられた非農個人業主世帯と勤労者世帯の所得の比率、(4)『就業構造基本調査』より得られる「世帯所得」についての2グループの比率がそれである。

第8図はこれらの比率の時間的変化が示されている。利用されたデータが、ことになった目的をもち、かつかなりの差がある調査方法による結果から導かれた点を考えれば、同図の類似性は充分注目されてよい。すなわち、(3)についての1960年代初期の数字を例外とすれば、多くの値は100のまわりに分布している。すなわち、非農個人業主世帯の所得は、平均的な勤労者世帯の水準に近く維持されてきたことがわかる。もっともこの事実、わが国の非農個人業主が容易に勤労者世帯に転化出来る事実を想起すれば充分に納得し得るものであろう。非農個人業主世帯の世帯員の一部が勤労者であることは決してめづらしくないし、また個人経営が不振な場合、より有利な就業を求めるケースはしばしば見出される。第8図は、このようなバランスを示しているといえるかもしれない。

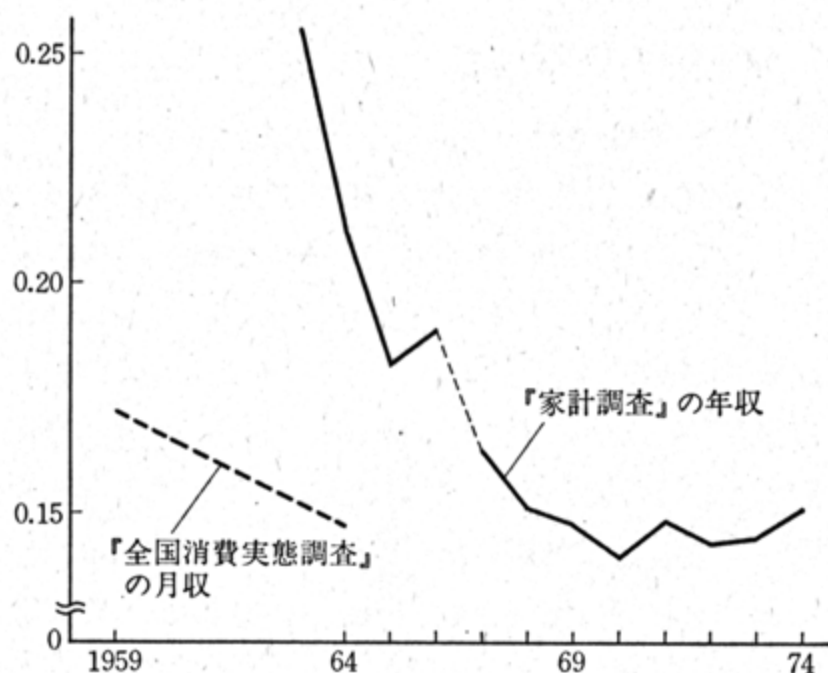
次に、非農個人業主内での分布を考えてみよう。第I節で利用された『国民生活実態調査』よりの結果によれば、この世帯グループ内での不平等度は増大したことが明らかにされている。しかし、これに反するようないま一つの計測結果がある。『家計調査』には、信頼度には問題を含んでいることさえ覚悟すれば「年収」に対する

数字が1963年以降について示されている。そこで非農個人業主の主体である「商人・職人」について不平等係数を計算してみると第9図のような大幅な下降がみられる。一方、1962年以前の情報としては『全国消費実態調査』の1959年、1964年の月間実収入分布(9—11月平均)が得られるが、そこでもやはり下降傾向がみられる。それではこの2データ間の「矛盾」を充分に説明出来る情報はない。ただ、総理府統計局による『個人企業経済調査』は一つの興味ある現象を示している。第9表に示されたデータでは、経済の成長にもなって小規模企業の比重が増大している。

その反面、工業、サービス業の比較的大きな企業の相対所得は増加傾向がみられる。ただ、この種の分析をより詳細に分析するためには、同調査の充実が必要であろう。

無業世帯については、第I節で述べたことに特に追加すべき情報は少ない。というのは、『家計調査』や『全国消費実態調査』からも無業世帯についての情報は得られるけれども、このグループについてはかなり高所得にかたよった標本がとられているように思われる。かくて、われわれが利用出来るデータは、『就業構造基本調査』と『国民生活実態調査』に限定されることになる。そこで、これらのデータから得られる無業世帯の平均所得と勤労者のそれとの比を求めてみると第1図が得られる。同図の示すところによれば、2種のデータとの間にレベルの相違はあるが、データ別にみると1950年代から1960年代にかけていちじるしいトレンドは見出せないようである。この間、勤労者世帯の所得が高度成長過程

第9図 商人・職人世帯内での不平等係数(B: a=1)



【資料】 『家計調査』、『全国消費実態調査』。

30) 『貯蓄動向調査』の「実物投資」の中には、家計用の建物、土地のみが含まれているにすぎないから、ここで求められた非農個人業主世帯の「可処分所得」には若干のバイアスがある。

で大きく増加したことを考えればこの
 事実は充分注目されてよい。更に、
 1970年代に入ると相対所得は増加の
 傾向すらしめしているのである。一方、
 無業世帯内での不平等度は第2表によ
 ればU型の変動を示している。ただ、
 この世帯グループは最も調査にのりに
 くい集団であることから、この結論に
 あたっても十分に慎重でなければなら
 ない。

これまでの分析では単身世帯を別に
 してすすめられてきた。これは、多く
 のデータが単身世帯をカバーしていな
 いという極めて技術的な理由にもとづ
 くものであり、単身世帯という等質的
 な世帯グループが存在すると思ったか
 らではない。事実、単身世帯は、(1)
 独身勤労者世帯、(2)老令単身者世帯、および(3)学生ま
 たはそれに準ずる若年無業世帯の3者より構成されてお
 り、各世帯グループの所得形成のプロセスはことなる。
 これらの世帯を比較的良好にカバーしているものに『就
 業構造基本調査』がある。Wada氏の計測によれば、単
 身世帯内での不平等度は明確に増大しており、しかも単
 身世帯数の全世帯数にしめる比率も増大した結果、全世
 帯の所得分布をより不平等な方向へ導いているとしている³¹⁾。この場合、既述の3種の世帯グループのうち、最
 後のグループがかなり重要な役割をはたしているように
 思われる。一方、われわれの利用した『国民生活実態調
 査』から得られた結果は、Wada氏のものほど明確な帰
 結を与えていない。これは、同調査の標本がややもする
 と第2のグループにかたよっていることに由来するのか

31) Wada(1975)。

第9表 個人企業内における所得格差

	雇用者数	世 帯 分 布(%)				相 対 所 得(平均=100.0)			
		1959	1964	1969	1973	1959	1964	1969	1973
工 業	2 以下	31.9	37.5	38.4	47.9	41.9	40.3	44.7	52.0
	3	17.2	16.6	16.6	14.6	66.4	88.8	83.2	90.8
	4	13.1	13.4	13.8	9.9	74.8	86.2	94.8	100.3
	5 以上	37.7	32.6	31.1	27.9	173.4	180.9	178.2	189.2
卸 小 売 業	1	26.2	26.5	23.7	29.5	38.4	34.7	34.0	33.9
	2	35.1	35.4	34.8	35.6	71.4	68.7	73.6	83.9
	3	18.0	16.8	18.1	16.2	126.4	109.6	110.1	121.6
	4	8.9	10.1	10.2	7.7	142.9	166.7	144.0	170.0
	5 以上	12.5	11.1	13.2	11.0	258.5	276.4	237.3	252.6
サービ ス 業	1		28.9	21.6	35.2		51.0	47.8	53.5
	2		30.5	34.6	31.4		80.9	86.8	94.4
	3		17.1	20.0	17.2		118.0	101.4	117.9
	4		9.9	11.8	8.0		127.2	134.4	157.4
	5 以上		13.6	12.1	8.2		204.8	186.0	229.7

〔資料〕『個人企業経済調査』

も知れない。

〔IV〕 おわりに

本論の目的は、現有のデータを出来るだけ利用して、
 わが国の所得分布の不平等度の時系列的な変化を明らか
 にすることにあった。そして、全世帯についての大まか
 な傾向と、それを支える主要な要因については、ある程
 度までの解明をおこなうことが出来た。しかし、データ
 の不足からなお残された問題は少なくない。特に、無業
 世帯や単身世帯の所得分布研究はほとんど未着手である
 といってもよい。これらの分析は、今後の調査とそれを
 利用した研究に待つことにしたい。

溝 口 敏 行・高 山 憲 之・寺 崎 康 博

(一橋大学経済研究所・武蔵大学経済学部・一橋大学院博士過程)