

《研究ノート》

我国勤労者世帯における
富の分配の研究

富 樫 光 隆

我国において、土地・住宅等の実物資産を主とする富の分配の不平等感を訴える声が高まっているが、富が果たしてどの様に分配されているかは明きらかにされていない。

これは富に関する公式統計が不足していることに因をなしており、住宅に関する「住宅センサス」、金融資産に関する「貯蓄動向調査」の様な個別資産に関するデータは得られるものの、実物資産と金融資産を包括する公式統計データは得られないのが現状である。包括データに近いものとして「国勢調査」があるが、これも土地を調査しておらず、包括データとして使用できない。

このデータネットワークを回避する方法として、「投資収益アプローチ」や「相続遺産アプローチ」といった、何らかの仮定のもとに間接的データを使用する方法と、私的機関による標本調査を用いる方法とがあるが、本研究は後者によった。東京大学・富永社会学研究室が52年9月に行なった標本調査である「郵便

標 本 回 収 率

小都市-B	郡 部	合 計	ブロック別回収率
		466 / 735	63.4%
58 / 90	149 / 210	748 / 1140	65.6%
25 / 30	49 / 75	141 / 210	67.1%
25 / 30	103 / 135	500 / 645	77.5%
13 / 15	33 / 45	102 / 135	75.6%
35 / 45	77 / 120	656 / 1035	63.4%
32 / 45	84 / 120	275 / 405	67.9%
19 / 30	51 / 90	134 / 225	59.6%
50 / 75	164 / 225	481 / 675	71.3%
50 / 75	106 / 165	308 / 450	68.4%
21 / 30	51 / 90	203 / 300	67.7%
	6 / 15	26 / 45	57.8%
328 / 465	873 / 1290	4040 / 6000	67.3%
70.5%	67.7%	67.3%	

貯金を中心とした貯蓄行動及び貯蓄意識の全国調査」の資産関連部分のデータを借用する機会に恵まれたためである。

同調査においては、土地・住宅の評価額について、保有世帯にその評価額をインタヴューして調査する方式をとっており、何らかのバイアスを持っている可能性があるため、標本抽出誤差、非回答率誤差のチェックとも十分なチェックを行った。その方法と結果は第一章、第二章に示した。

さらに、同調査においては、土地・住宅以外の実物資産、例えば、農地・山林・事業用土地建物の評価額についてはインタヴューしていないため、それらの保有比率が高く、総資産に占めるウェイトも高いと考えられる農家世帯、一般世帯については分析を行わず、勤労者世帯についてのみ詳細な分析を行った。それらの結果は第三章、第四章に示した。

* 本論文は昭和53年度理論計量経済学会報告論文「総資産分布の実態」を加筆修正したものである。論文執筆の際、有益なコメントを下された塩野谷教授、溝口教授、データテープを借用させて頂いた富永教授（東京大）、計算作業の過程でアドバイスして下さった一橋大電算機室の方々に感謝の意を表する。なお計算には、一橋大産業経営研究施設の FACOM 230-25/35 を使用した。

(1) 「富」を物的なものに限っても、その構成要素を統計的に網羅することは不可能に近い。本研究において用いた調査でも金融資産・実物資産のすべては調査していない。そこで、一般論として「富」を議論する場合には「富」を、

表 1-1

規模		東京都区	9 大都市	中 都 市	小都市-A
東 京 関 東 信 東 北 越 近 海 中 陸 四 畿 九 国 東 国 北 州 北 北 海 道 沖 縄	京	361/570		52/ 75	53/ 90
	東		134/210	238/390	169/240
	越			34/ 60	33/ 45
	海		88/120	146/180	138/180
	陸			42/ 60	14/ 15
	畿		204/330	238/375	102/165
	国			95/150	64/ 90
	国			45/ 75	19/ 30
	州		84/120	106/150	77/105
	北			105/150	47/ 60
全 国	北		50/75	45/ 60	36/ 45
	海			12/ 15	8/ 15
全 国		361/570	560/855	1158/1740	760/1080
規模別回収率		63.3%	65.5%	66.6%	70.4%

職業構成 (中区分)

頻 度	比 率 (%)	修正比率 (%)	就調頻度 (千人)	就調比率 (%)
459	12.0	12.3	3695	8.5
537	14.4	14.4	2015	4.3
487	12.7	13.1	8275	17.8
576	15.1	15.5	6053	13.0
333	8.7	8.9	4762	10.2
12	0.3	0.3	68	0.2
238	6.2	6.4	2422	5.2
780	20.4	20.9	13838	29.7
71	1.9	1.9	567	1.2
127	3.3	3.4	3181	6.8
105	2.7	2.8	1394	3.8
96	2.5			
3821	100.0	100.0	46270	100.0

調査の分析結果を議論する場合には「総資産」とした。
(2) これらのアプローチについては、Atkinson, A. B and Harrison, A. J "Distribution of Personal wealth in Britain" Cambridge Univ. Press を参照された。
第一章 使用データの説明とバイアスチェック
使用データは前述の「郵便貯金を中心とした貯蓄行動及び貯

蓄意識の全国調査」である。同調査の調査対象は単身世帯を含む全世帯であり、標本抽出は層化二段無作為抽出法により、一地点十五サンプル、四百地点で六千サンプルを抽出している。回収標本数は四千四十で回収率は六七・三%となっている。
調査項目は、金融資産について、郵便局・銀行その他機関の普通・定期預金、信託・債券・株式の保有額、および借入金、土地について、保有面積・自己評価額、住宅について、住宅の種類(住居専用、店舗併用その他)、構造(木造、鉄筋、軽量鉄骨、その他)増改築の有無、建築年数、広さ、自己評価額となっている。実物資産関係では他に、農地、山林、別荘・貸家、事業用土地建物の保有の有無も調査されている。しかし、金融資産で、生命保険・年金の保有額が調査されていないため、生保・年金のウェイトが大きい低金融資産階層の金融資産についてはバイアスを持つ可能性がある。

このデータを使用して実際の分析に入っている前にバイアスチェックを行なう必要があるため、まず回収率の差によるバイアスのチェック、ついで各資産項目についての回答率の差によるバイアスのチェックを行なった。

表 1-2 回収サンプルの

専門的、技術的職業従事者 ……	科学研究者、技術者、医師、薬剤師、裁判官、弁護士、会計士、教師、芸術家、宗教家など
管理的職業従事者 ……	会社役員、課長以上の会社員、駅長、局長、学校長、管理的公務員など
事務従事者 ……	一般事務員、会計事務員、運輸事務員、集金作業 者、タイピストなど
販売従事者 ……	小売店主、卸売店主、飲食店主、販売店員、外交 員など
農林・漁業従事者 ……	農作業者、育林作業者、漁業作業者、漁船乗組員 など
採鉱・採石従事者 ……	採鉱作業者、採炭作業者、石切出作業者など
運輸・通信従業者 ……	鉄道、自動車等の運転手、車掌、客船・貨物船乗 組員、無線通信士、電話交換手など
生産工程従事者 ……	金属工業、機械工業、せんい工業などの生産工程 従事者、織物製品、竹製品、プラスチック製品、 紙製品などの製造者、建設作業、倉庫作業、 運搬作業、配達作業など
保安職業従事者 ……	自衛官、警察官、消防士、守衛など
サービス職業従事者 ……	理容師、美容師、バーテンダー、下宿・アパート の管理人、寮母など
そ の 他 ……	
無 回 答 ……	
合 計 ……	

(注) 修正比率は 合計から無回答を引いて比率を計算しなおしたものである。

都市規模別、ブロック別回収率を表 1-1 に示したが、このカテゴリでの回収率の差は小さく、標本誤差も小さいと見られる。我々が分析に用いようとする職業別、年齢別カテゴリでの回収率に関しては、調査機関がデータを公表していないため標本誤差をチェックすることが出来ない。ある程度の標本誤差を考慮して分析を進めてゆくことにする。

次に、抽出・回収サンプルの就業構造と実際の就業構造の比較のため、職業カテゴリでの就業構造を昭和52年の「就業構造基本調査」で調べ、両者の就業構造を表 1-2 に示した。これを見ると管理的職業世帯の比率の乖離度が大きいことが分かる。しかし第四章で詳細な分析を行なう勤労者世帯（中区分の一般従業者世帯）の乖離度は小さいため問題はないと言えよう。最後に必要となるチェックは調査項目の非回答率較差による誤差のチェックである。そこで調査項目のうち銀行定期預金、郵便局定額貯金、株式、土

表 1-3 職業別非回答率

項目	銀行定期 (1)	郵便局定期 (2)	株 式 (3)	土地面積 (4)	土地評価額 (5)	住宅面積 (6)	住宅評価額 (7)	職業別サン プル数 (8)
一般従 業 者	286 (11.5%)	218 (8.3%)	66 (2.6%)	192 (7.7%)	348 (14.0%)	345 (13.8%)	463 (18.6%)	2491(51.7%)
個 人 自 由 業	57 (10.5%)	55 (10.1%)	15 (2.8%)	73 (13.5%)	130 (24.0%)	103 (19.0%)	177 (32.7%)	542(13.4%)
自営業主 経営者、 会社、団 体役員	73 (16.3%)	50 (11.2%)	16 (3.2%)	55 (12.3%)	85 (19.0%)	80 (17.7%)	126 (28.2%)	447(11.1%)
家族従 業 者	36 (17.2%)	23 (11.0%)	11 (5.3%)	27 (12.9%)	42 (20.1%)	40 (19.0%)	53 (25.4%)	209 (5.2%)
無 職	15 (7.5%)	14 (10.5%)	5 (1.5%)	18 (19.6%)	32 (34.8%)	23 (25.0%)	39 (42.4%)	92 (2.3%)
学 生	15 (7.5%)	21 (10.5%)	3 (1.5%)	28 (14.0%)	45 (22.5%)	31 (15.5%)	53 (29.0%)	196 (5.0%)
	0 (0.0%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	1 (5.3%)	1 (5.3%)	1 (5.3%)	1 (5.3%)	19 (0.5%)

(注) 各調査項目の数字は非回答サンプルの度数を、() 内の数字は非回答率を示す。
職業別サンプル数欄の () 内の数字は職業構成比率を示す。

表 1-4 土地・住宅保有・非保有世帯別非回答率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	保有・非保有 別サンプル数
住宅非保 有	131 (9.8%)	103 (7.7%)	30 (2.2%)	34 (2.2%)	53 (4.4%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	1341(54.0%)
住宅保有	344 (13.2%)	273 (10.5%)	85 (3.3%)	273 (10.7%)	552 (21.3%)	843 (32.4%)	543 (20.9%)	2598(56.0%)
土地非保 有	192 (10.7%)	155 (8.6%)	38 (1.1%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	218 (12.1%)	151 (8.4%)	1802(45.7%)
土地保有	283 (13.2%)	221 (10.3%)	77 (3.6%)	312 (14.6%)	605 (28.3%)	625 (29.2%)	392 (8.3%)	2137(54.3%)

(注) 各調査項目の数字は非回答サンプルの度数を、() 内の数字は非回答率を示す。
保有・非保有別サンプル数欄の () 内の数字は住宅・土地それぞれの保有・非保有サンプル数比率を
示す。

地面積、土地自己評価額、住宅面積、住宅自己評価額に関する非回答率を職業別、土地・住宅の保有者・非保有者のカテゴリで調べた結果を表一三、表一四に示した。

この結果をみると、職業別では土地自己評価額、住宅自己評価額、土地・住宅の保有者・非保有者別では、実物資産関連の調査項目について非回答率のばらつきが大きいと言える。特に後者については無視できない大きさと言える。

第二章 使用データの修正

本章においては、先ず非回答率較差による誤差の修正を行ない、次に、住宅・土地の自己評価額のバイアス修正を行なう。

第一章のチェックの結果明らかになった、実物資産関連の調査項目に関する、保有・非保有世帯間の非回答率較差を修正するため、土地・住宅の保有サンプルに回答率の逆数のウェイトをつけた。従って、土地・住宅を保有している実物資産関連の調査項目に回答しているサンプルは、その調査項目に関しては一サンプルではなく、1/(回答率)サンプルとして数えられる。

前述の様に、東大富永社会学研究室が行なっ

表 2-1 相関表 (土地)

	修正自己評価額											総計 (百万円)
	0-5	-10	-15	-20	-25	-30	-35	-40	-45	-50	50-	
自己評価額												
0-5	177	55	13	7	3	2	2	1	4	0	10	274
-10	90	202	62	17	11	10	5	2	2	0	12	413
-15	14	106	101	32	16	3	3	3	0	0	10	283
-20	3	20	44	35	16	5	0	1	1	1	9	135
-25	0	3	12	27	28	9	10	3	2	2	7	103
-30	0	1	1	10	11	2	4	1	1	0	7	40
-35	1	0	1	5	6	9	6	10	4	5	8	55
-40	0	1	1	1	2	1	4	5	1	2	4	22
-45	0	1	1	1	1	2	0	6	1	0	6	19
-50	0	0	0	1	0	0	1	3	3	0	2	10
50-	0	1	4	1	3	5	4	4	7	9	42	30
(百万円)												
総計	285	390	240	137	97	50	35	39	26	19	117	1435

た調査は、一地点十五サンプル、四百地点の計六千サンプルが抽出されている。従って、同一地点の抽出・回収サンプルの、土地に関する単位面積あたり自己評価額は、土地が同質である限り、土地保有者の余剰(surplus)分を除けば差はない筈である。しかし原データを見ると、明きらかに統計的に異常値とみなされるものも含まれている。そこで、先ず異常値処理をし、次に余剰分の平準化のため各サンプルの平均値をとって各地点の単位面積あたり修正自己評価額とした。

異常値処理をして平均をとる方法として 3σ 検定をして算術平均をとる方法と、メディアン値を平均とする方法があるが、両者の比較をするため、国土庁「地価公示」と抽出地点が一致する八十四地点に関して、両平均値と、同調査の公示価格との関係を調べた。関係を調べるには、次の様な回帰式をたて係数推定を行なった。

$$V_{sl} = \alpha V_{ol} + \beta u \quad \dots \dots \dots (1)$$

ここで V_{sl} : 修正自己評価額 (異常値処理済平均値、単位面積あたり)

V_{ol} : 公示価格 (単位面積あたり)

u : 攪乱項、

α, β : 係数

係数推定の結果は次の通り。

ケース 1 (V_{sl} が各地点のサンプルの自己評価額の算術平均の場合)

表 2-2 相関表 (住宅)

	修正自己評価額												総計
	0-2	-4	-6	-8	-10	-12	-14	-16	-18	-20	20-	(百万円)	
自己評価額	0-2	69	87	35	2	3	4	2	1	2	1	28	234
	-4	42	121	71	23	5	4	3	3	0	1	26	299
	-6	38	106	96	28	7	7	2	1	3	1	41	330
	-8	9	35	42	5	4	3	3	0	1	1	19	122
	-10	3	13	41	28	5	1	1	1	0	0	12	105
	-12	9	25	33	27	14	6	4	2	1	0	21	142
	-14	0	4	10	8	6	1	1	3	0	1	4	38
	-16	1	3	13	12	5	4	1	2	1	0	9	51
	-18	0	0	0	0	1	3	0	0	0	0	1	5
	-20	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1	4
	20-	1	7	4	9	10	7	4	0	4	0	16	62
	(百万円)												
総計	172	401	345	143	61	40	21	13	13	5	178	1392	

$$\ln V_{si} = \ln 8.476 + 0.524 \ln V_{oi} \quad (7.783)$$

$$R^2 = 0.42$$

$$\text{ケース 2 } (V_{si} \text{ が各地点のサンプルのメディアン値の場合})$$

$$\ln V_{si} = \ln 8.421 + 0.441 \ln V_{oi} \quad (7.828)$$

$$R^2 = 0.42$$

() 内は t 値

この結果を見ると両者に大差ないことが分かる。そこで、 V_{si} を各地点のサンプルの算術平均値 (3σ 検定済) とすることとし、各サンプルについて V_{si} に土地面積を乗じて修正自己評価額を出した。

住宅についても同様に、余剰分の平準化が必要となるが、同質性を仮定するには地点カテゴリーのみでは不可能であり、建築構造、建築年数、用途など多次元カテゴリーで同質性を仮定する必要がある。

そこで建築構造、用途の各カテゴリーで次の様な回帰式をたて係数推定を行なった後、内生変数を代入して得た推定値に保有面積を乗じた値を修正自己評価額とした。

$$V_{sh} = \frac{\alpha V_{oh} \beta \delta}{\epsilon \delta t} u \dots \dots \dots 2)$$

ここで V_{sh} : 自己評価額 (単位面積あたり)

V_{oh} : 府県別平均建築コスト (単位面積あたり)

δ : 増改築ダミー (有 1・無 2)

(121) 研究ノート

t : 建築年数
 u : 攪乱項
 $\alpha \cdot \beta \cdot \gamma$: 係数

(2)式において V_{0h} は建築時点の価値であり、 δ は増改築による価値上昇率、 ϵ は減価率、 u は一プラス余剰率を示す。

(2)式の係数推定結果は次の通りである。

(a) 木造住居専用住宅 (データ数・1125)
 $\ln V_{0h} = -1.909 + 1.855 \ln V_{0h} + 0.108 \ln \delta - 0.026 \epsilon$
 (8.977) (1.770) (-13.875)

$R^2 = 0.21$

(b) 木造店舗併用住宅 (データ数・177)
 $\ln V_{0h} = -0.022 + 2.201 \ln V_{0h} + 0.173 \ln \delta - 0.010 \epsilon$
 (3.907) (0.605) (-2.499)

$R^2 = 0.11$

(c) 鉄筋コンクリート住宅 (専用及び併用、データ数・55)
 $\ln V_{0h} = -0.405 + 0.945 \ln V_{0h} + 0.945 \ln \delta - 0.020 \epsilon$
 (2.000) (0.871) (-1.925)

$R^2 = 0.13$

() 内は t 値

いずれの推定式においても決定係数が低い、木造住居専用住宅の場合、サンプル数が1125と多いこと、鉄筋コンクリート住宅の場合、内装コストにかなり差があることに起因していると思われる。また増改築ダミーが、いずれの推定式においても有意にきいていないが、これは住宅保有者が増改築を保有住宅の価値をあげる要素と考えていないということであろう。次に

表 2-3 自己評価額と修正自己評価額の分布の乖離度
 (ジニ係数) (全世帯)

	住 宅	土 地	総 資 産
V 自己評価額	0.6379	0.7585	0.6142
$\hat{V}$ 修正自己評価額	0.6998	0.8295	0.6480
$(\hat{V}-V)/V$ 乖 離 度	9.7%	9.4%	5.5%

* 総資産=(住宅資産)+(土地資産)+(金融資産)

土地・住宅の自己評価額と修正自己評価額の相関度を見るため
 相関表を表二一、表二二に示す。

これらを見ると表二一における相関度はかなり高いと言えるが、表二二においては、自己評価額の低い階層のサンプルで修正自己評価額の高い階層に位置しているものがかなりあり、必ずしも相関度が高いとは言えない。これが自己評価額の下方バイアスによるものか、修正自己評価額の上方バイアスによるものかは定かでない。

次に、自己評価額の分布と修正自己評価額の分布の差を調べるために、住宅資産・土地資産・総資産の項目別にジニ係数を計算してみると表二三の様になる。

乖離度を見ると、いずれも十パーセント以内の範囲内におさまっていることが分かる。

(2) ここで攪乱項は各地点間の余剰分の較差とみなされる。

(3) 建設省「建築着工統計」より。

第三章 勤労者世帯における富の分配の不平等度と

その要因分析

前章までのデータチェックと修正の結果、職業別、年齢別などの小さいカテゴリで不平等度を計算した場合、ある程度信頼度が落ちる危険があるものの、全世帯といった大きなカテゴリでは、自己評価額の誤差である10%程度の誤差を考慮すれば良いと言えるであろう。

表3-1 資産別ジニ係数

住 宅	土 地	金融資産	総 資 産
0.7045 (0.4432)	0.7530 (0.4413)	0.6610 (0.5610)	0.6142 (0.5832)

(注) () 内の数字は、各資産の保有世帯のみの値を示す。

以上の誤差の他に、富の構成要素でありながら調査項目から落ちているもの、例えば、農地・山林・事業用土地建物などがあることによる誤差があるが、それらを多く所有している農家世帯、自営業主などの一般世帯を分析対象から除き、勤労者世帯に分析対象をしばることによって誤差を小さくした。

住宅資産、土地資産、金融資産の和である総資産を「富」として、勤労者世帯に關し不平等度を計算した結果を表三一に示したが、この結果によると住宅資産と土地資産について、非保有世帯を除いた場合と除かない場合の不平等度の違いが非常に大きなものとなっている。こ

表3-2 累積資産保有比率

資産 累積度数	土 地	住 宅	金融資産	総 資 産
最上位から1%	12.3(%)	9.3(%)	5.1(%)	10.1(%)
最上位から5%	35.4(%)	26.7(%)	15.5(%)	29.3(%)
最上位から10%	52.9(%)	39.8(%)	34.5(%)	45.5(%)
平 均 値	550(万円)	303(万円)	159(万円)	1023(万円)

の結果に比べ大きい点も注目されるが、前述の、低い金融資産階層に相対的に多く保有されている生命保険・年金が加えられていないことの影響が大きいと思われる。

それでは富の分配の不平等をもたらししている要因は何であろうか。まず富・総資産の構成要素別に不平等への寄与度を調べてみよう。

これはこれらの資産について非保有世帯数が多いことに起因すると思われる。また総資産の分配の不平等度が各資産の分配の不平等度より小さい点も注目されるが、これは、各資産の保有形態が独立でなく、住宅、土地資産の増加が金融資産の減少につながるといった関係があるためと、不平等度の尺度であるジニ係数算出の段階で、金融資産・総資産の負の値をゼロとして処理しているためとみられる。金融資産の分配の不平等度が、他の研究

(123) 研究ノート

表 3-3 年齢別総資産分配・所得分配不平等度
(ジニ係数)

年齢階層	総資産(富)	所 得	データ数
—30	0.7647 (0.7335)	0.3145	342
30—40	0.6531 (0.6263)	0.2551	572
40—50	0.5850 (0.5580)	0.2881	462
50—60	0.5112 (0.4988)	0.3416	242
60—	0.5875 (0.5682)	0.3719	67
総平均	0.6480 (0.6212)	0.3134	1685

総資産の保有階層別に、最大保有者から累積度数比率一パーセント、五パーセント、十パーセントまでの累積資産保有額の比率を調べた結果を表三に示したが、これを見ると、各資産のうち総資産に占めるシェアの一番大きいものは土地であり、十パーセントまでの累積保有額の一歩大きいものは土地であることが分かる。富・総資産の分配の不平等度への土地の寄与度は大きいとみられるが、具体的な寄与度は、分解可能な尺度の分解によらなければならない。

次に本源的要因を探ってみよう。

世帯間の富の分配の不平等をもたらす要因として次の様なものがあげられる。

- (1) ストックである富の直接の源泉である貯蓄フローの違い
- (2) 貯蓄フローの累積期間の違い
- (3) 相続遺産のレベルの違い

(1) の貯蓄フローの違いは、さらに個々の世帯の所得レベルと貯蓄性向の違いによって決定される。貯蓄関数が非線型で、所得の増加につれて貯蓄性向が上昇する場合、所得分布の不平等が増幅された形で富の分配の不平等がもたらされると考えられるが、現実には、各世帯の所得の分布型が多時点にわたって一定であることはないため確かなことは言えない。

(2) の貯蓄フローの累積期間の違いが富の分配に及ぼす影響は自明のことであろう。他の要因の影響を調べる場合、世帯主の年齢別にサンプルを区分けすれば、この影響をかなり消去することができよう。

(3) の相続遺産のレベルの違いが富の分配に及ぼす影響はかなり大きいと考えられ、富の分配の平等化のため相続税が賦課されているのは周知のことである。しかし、相続遺産に関する調査項目は本調査にないため、相続遺産の富の分配に及ぼす影響に関する直接的な分析は行なわなかった。

以上の影響要因を調べるため、とりあえず(2)の貯蓄フローの累積期間の違いによる影響を消去して他の要因の富の分配に及ぼす影響を調べることとして、年齢別カテゴリーで総資産と所得の分配の不平等度を調べた。

表 3-4 投資収益が総所得に
占める割合

総資産保有階層	割合
第 I 分位 (0 万円—)	0.5%
第 II 分位 (27 万円—)	0.5%
第 III 分位 (80 万円—)	1.3%
第 IV 分位 (149 万円—)	2.1%
第 V 分位 (290 万円—)	2.0%
第 VI 分位 (485 万円—)	2.6%
第 VII 分位 (739 万円—)	1.4%
第 VIII 分位 (1171 万円—)	3.4%
第 IX 分位 (1568 万円—)	3.7%
第 X 分位 (2662 万円—)	7.8%

この調査では消費支出が調査されていないため、所得マイナス消費として定義される広義の貯蓄フロー⁽⁶⁾のデータは得られない。そこで貯蓄の源泉である所得で代替して、その分配の不平等度と富の分配の不平等度との関係を調べたものである。結果は表三—三に示される。

フローである所得の分配に関して一時点のみを調べただけであり、単純に富の分配との関係をうんぬん出来ないのは勿論であるが、日本の勤労者世帯の場合、終身雇用制、年功賃金制であるため、所得とその分布型が他の世帯に比べ安定的であることから、他の世帯カテゴリーに対する分析よりは有意義であると言える。

この結果をみると、総資産分配の不平等度は、三十歳未満の弱年層世帯と六十歳以上の老年層世帯において高く、五十歳以

上六十歳未満の階層までは平等化傾向があることが注目される。一方、所得分配の不平等度は、三十歳以上四十歳未満の年齢階層から上の年齢階層にかけて不平等化傾向がみられる。

総資産分配の不平等度と所得分配の不平等度の間には、弱年層世帯と老年層世帯を除くと負の相関関係が見られる。貯蓄性向の違い、遺産相続の有無などの影響が強いと考えられるが、因果関係の究明には、より多くの情報とより詳細な分析が必要である。

最後に、富の分配の不平等が資産収益の不平等をもたらし、さらに富の分配の不平等を増す傾向はないであろうか。

この調査においては、所得が賃金所得、ボーナス所得、営業所得、内職・家賃・配当・年金などの所得の四項目に分類されて調査されているため、総所得に占める、内職・家賃・配当・年金等の所得の割合を総資産保有階層別に調べた。結果は表三—四に示される。

これを見ると、総資産保有階層が高くなるにつれて、それらの所得の総所得に占める割合が大きくなる傾向が見られるが、第十分位でも七・八パーセントであり、内職・年金といった資産収益以外のものも含まれていることを考慮すると、影響はかなり小さいと考えられる。

(4) 溝口敏行「戦後日本の所得分析と資産分析」経済研究二十五巻四号、経済企画庁・所得分配に関する研究会「所得・資産分配の実態と問題点」などにおいて、貯蓄動向調査を用いた分析結果が示されている。

(5) この点は Stiglitz "Distribution of Income and Wealth among Individuals" *Econometrica*, 1969 に詳しい。

(6) 実物貯蓄と狭義の貯蓄である金融貯蓄の和である。

まとめ

以上、我国勤労者世帯の富の分配について、東大社会学研究

室が行なった標本調査をもとに分析を行ってきたが、結果を要約すれば、(1)資産項目別カテゴリーでは、土地の不平等度が高い。(2)年齢別カテゴリーでは若年層世帯、および老年層世帯の不平等度が高いという二点が重要な点としてあげられる。

(千葉経済短大専任講師)