

Title	家計調査における所得分布と世帯成員数の関連
Sub Title	Family size and income in the FIES data : 1963-1971
Author	Mouer, Ross E.
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1973
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.66, No.10 (1973. 10) ,p.722(16)- 740(34)
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	<a href="http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19731001-0016">http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19731001-0016</a>

# 家計調査における所得分布と 世帯成員数との関連\*

Ross E. Mouer

- I. 序 論
- II. ジニー集中係数とその計算
- III. 問題の原点——所得水準と世帯の規模
- IV. 所得水準と世帯のライフ・サイクル
- V. 家族制度とその時系列的な変化
- VI. 社会成層の下位体系における世帯収入と世帯規模の変化
- VII. 結 論

## I. 序 論

本稿は、過去1年間に行なった筆者の家計調査研究の一部、すなわち家計調査における所得分布と世帯成員数との関連に関する中間報告である。筆者は、主として3つのテーマを中心に、家計調査研究を行ってきた。これら3つのテーマは、①ここで報告しようとする所得分布に対する世帯成員数の時間的変化と空間的変化の関連、②家計調査の方法、また③大ざっぱな所得分布に対する社会成層的要因、あるいは社会体系の様々な下位体系(例えば、地方間・都市規模間・産業間・年齢階層間・職種分類間・または企業規模間)における賃金・所得の格差の変動の効果と影響、という3つの問題領域についてである。本稿では、そのうちの1つについての報告にとどめることにする。しかしながら、上述の3つの領域の研究に関して、なお未解決の問題を多く残しているのは、本稿で扱う「所得分布と世帯成員数との関連」という領域についてである。それ故、ここでの報告は「中間的」であるということも付け加えておこう。

この領域についての問題の複雑さは、英国における所得分布を詳細に検討したリチャード・ティ

\* この研究に関して、お世話になった総理府統計局の方々にお礼を申し上げたい。特に山田隆夫氏、酒井忠敏氏と丹下昭男氏には、私の矢つぎばやの陳腐な質問に、何回も、こりずに答えて頂いた。彼らのご尽力のお蔭で、いくつかの落とし穴を避けることができたのである。その他に、穂本洋哉、中鉢正美、Robert Evans、舟橋尚道、Solomon Levine、佐野陽子、Paul Winnacher の各氏のご教示をも頂き、さらに、日本労働協会の諸施設を利用させていただいた。ここに心から感謝のこぼを申し上げたい。特に本稿は、浜田文雅先生の絶え間ないご激励とご指導と「ご誤解」によって、どうやら長い準備期間を経て、現在の形で発表することができた。本稿には様々の欠点はまだ多く残っているが、その責任は私にあるのは、無論である。

## 家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

トゥムス (Richard Titmuss) の研究によって、すでに指摘されているところである。<sup>(1)</sup> ティトゥムスの用いた税金申告と、ここで取り扱う家計調査とは、資料としては、かなり異なっているが、世帯を単位として用いることに関しては共通しているといえる。ところで、世帯を単位とする場合、個人を単位とする場合とは違い、世帯という単位自体が、内容的に、いくつも変化しえるということが指摘できる。つまり、単なる時間的变化 (例えば、核家族化) ばかりでなく、どこの国にでもある「貧乏人の子沢山」という言葉が意味するように、この単位は、ここで行なう家計調査の変数のうち1つの変数 (所得) によっても変わり得るのである。この「貧乏人の子沢山」という言葉は、重要な問題を投げかけているのである。つまり、たとえ統計的に所得の世帯間における平等性が得られたにしても、貧乏人の世帯は、金持ちの世帯より、扶養人数が多いため、そこでは、その世帯間に現実存在している不平等性の問題が、かくされてしまっている。一方、どこの社会でも、家族の大きさは、単にそれぞれの所得によって決まるだけでなく、時代によって、あるいは宗教等のイデオロギーや、ライフ・サイクルによっても影響されている。

ここでは、かかる世帯に関する問題を4つの側面から考察しようとするものである。第1は、所得水準と世帯規模との関連についてである。第2は、世帯主のライフ・サイクルが、第1の関連の仕方にどんな影響を与えるかについて、第3は、他の変数、つまり社会体系の様々な下位体系における所得格差を考慮に入れて、その所得水準と世帯規模との関連について、そして最後に、一応の結論として、この家計調査の資料によるポール・ダグラス (Paul Douglas) の効果がどう評価されるべきかということ述べるつもりである。そこで、次節ではまず、分析用具としてのジニー係数について説明しておこう。

## II. ジニー集中係数とその計算

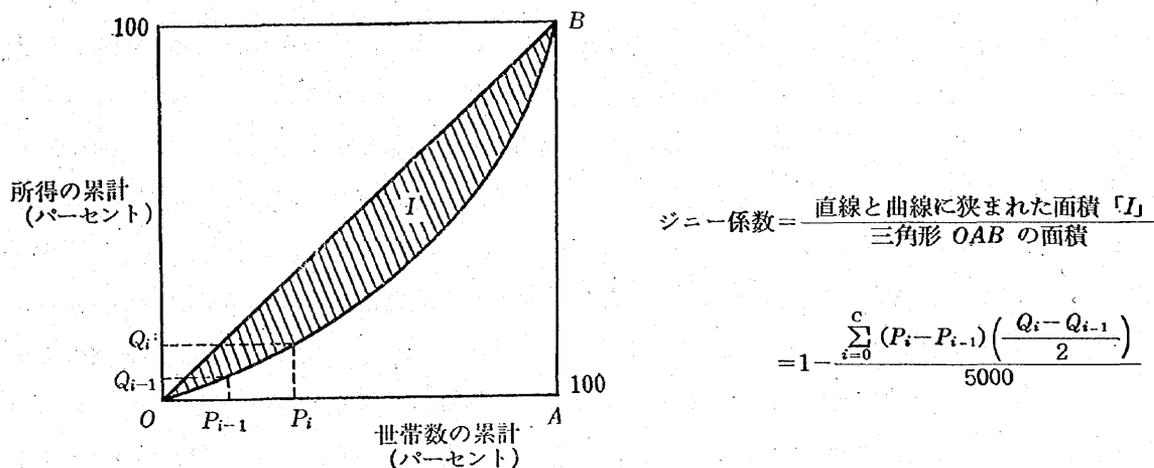
家計調査という資料は、通常、ジニー係数を通じて、時間的に分析される。ここでもジニー係数を通じて、分析を行なっていくが、経済学の分野においてもいくつかの「ジニー係数」が用いられているので、ここで使用しようとする「ジニー集中係数」を簡単に説明しておく必要がある。

さて、第1図に描かれているローレンツ (Lorenz) 曲線で表わされる概念に基づいて、ジニー係数とは、弧線  $OB$  によって示される所得分布の現状が、直線  $OB$  で示される理想型としての完全平等直線からどのくらい離れているかを明示する係数である。即ち、ジニー係数は、完全平等直線と

注(1) Richard M. Titmuss, *Income Distribution and Social Change: A Study in Criticism* (London: George Allen and Unwin, Ltd., 1962)。ティトゥムスは英国の税金の申告に基づいた資料と、それをを用いた研究を詳細に検討している。資料が税金の申告に基づいているため、家計調査による資料と全くかわりがない部分も多いが、英国の場合、世帯主と配偶者の所得が同時に含まれる共同申告が可能のため、所得分布と (申告の単位としての) 世帯成員の構成、ならびにその人数の変化との関連についての考察も可能である。このことは、日本の家計調査研究を進めていく上で、重要な意味を持つと思われる。

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第1図 ローレンツ曲線とジニー係数



第1表 五分位所得階級に基づく家計調査のジニー係数 (昭和28年から48年まで)

	A. 大都市の勤 労者世帯	B. 全国の勤労者 世帯月間の 「実収入」	C. 全国の全世帯 の「年間収入」	D. 全国の勤労者 世帯の「年間 収入」	E. 全国の勤労者 世帯毎月の 「実収入」
1953	.2869				
1954	.2938				
1955	.2989				
1956	.2934				
1957	.3049				
1958	.3036				
1959	.3001				
1960	.3067				
1961	.3149				
1962	.3011				
1963	.3031	.2153	.3117	.2604	.2153
1964	.2983	.2058	.2979	.2492	.2058
1965		.1980	.2829	.2415	.1982
1966		.2024	.2852	.2452	.2025
1967		.2061	.2803	.2383	.2064
1968		.1931	.2669	.2277	.1932
1969		.1792	.2571	.2196	.1794
1970		.1787	.2537	.2181	.1789
1971			.2586	.2203	.1788

- (注) A. 村上雅子, 「財政による所得分配」, 『経済成長と財政金融政策』, 藤野正三郎, 宇田川瑠仁共編 (東京一勁草書房, 42年6月) 249頁。  
 B. 新飯田宏・前原金一・江藤勝, 「インフレーションと所得再分配」, 『経済分析』(第39号, 昭和47年4月), p. 25.  
 C. 筆者の計算。家計調査の昭和45年年報, p. 198.  
 D. 同上, p. 202.  
 E. 同上, p. 202.

### 家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

一定の現状弧線とに囲まれた面積が、三角形  $OAB$  の面積の何パーセントにあたるかを示している。したがって、曲線(弧線)の左上方へのシフトは、所得分布の一層の平等さをもたらす、また曲線の右下方へのシフトは、一層の不平等さを示すことになる。<sup>(2)</sup>

第1表の、五分位(5段階に分類した)所得階級に基づいて計算されたジニー係数は、昭和28年から46年までにいたる家計調査における、大ざっぱな平等性の変動を示している。この係数によると、調査の方法が大きく改正された38年と、その前年の37年の間でかなり大きい不連続性がみられるものの、38年以降、この10年間、平等に向っての傾向がはっきり読み取れることは否定できない。この傾向をもたらした要因は様々であり、また、その上、この傾向そのものが、調査の改正と方法のため生じたと考えられるフシもないわけではない。以下、家族規模と家族制度の変化という要因が、この平等への傾向に関して如何なる意味を持つかを検討していく。

### Ⅲ. 問題の原点——所得水準と世帯規模——

所得水準と世帯規模との関連について分析を進めていく上で、2つの方法が考えられる。1つは、第2, 3, 4表の如く、世帯収入別、または世帯主の定期収入別(第4表)にデータを分類して、それぞれの世帯の平均収入、世帯の平均成員数、または世帯成員1人当りの平均収入の状態をみることである。第2番目には、第5表の如く世帯規模(成員数)別に、その他3つの変数の動きをみることである。2つの方法から得られた結果はやや異なったものとなる。収入別にみれば、世帯収入、世帯の平均成員数、さらに成員1人当りの収入は、どれも例外なく上昇している。その場合に成員数の増加率は、世帯収入の増加率より遙かに低いが、その後者の増加を部分的に相殺し、その意味では、世帯間の格差を縮小しているといえる。<sup>(3)</sup> それに対して世帯規模別にみると、世帯収入と世帯の平均成員数はともに上昇するが、成員1人当りの収入は、逆に、例外的に減少していくことが明らかである。この場合には、世帯の規模の4倍程の増加が世帯の収入の約1.4倍の増加によって償われないため、成員1人当りの所得は、世帯平均収入に対して逆の動きを持つようになるのである。

注(2) ローレンツ曲線が、実際何を示すのか、果たして所得分布の状態をうまく示しているのかに関しては、疑問の余地がかなりあると思われる。しかし、紙面の都合上、この問題については、別の機会に述べたいと思う。

(3) 確かに、この表の内容に関しては、微妙な差がある。第2表と第3表のデータは、共に、年間収入によって整理されている。しかし、分類上、用いられる年間収入(=全世界帯の場合、収入の見積りとして、ただ1つしかない年間収入)は、世帯が調査に参加し始める時までの過去1年間の見積りである。それに対して、勤労者世帯(第1表)の場合の「実収入」の見積りは、調査参加時点から6ヵ月間を対象としている。従って、この2つの見積りの時点は時間的にずれているのである。そのために、収入の最高階級の平均金額は、その最低階級のそれより、第2表の場合、7.11倍であるが、第3表の場合15.30倍になる。しかし、どちらの場合でも、重視すべきは、世帯規模の増加が、その世帯収入の格差を半分にも縮小してしまうことである。

第4表の場合、注目されるのは、世帯規模と収入との無相関である。従って、世帯の収入と成員1人当りの収入の増加率は、あまり違いがない。後に、本稿で、第2, 3表と第4表との相違について触れるが、その際、第2表と第3表には、大きな違いがないので、データ内容が豊富である第2表を用いることにする。

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第2表 世帯年間収入階級別にみた世帯月間収入・世帯員数・世帯有業者及び世帯主の年齢(勤労者世帯)

① 世帯年間 収入階級	② 世帯数 (調整集計)	③ 世帯主の 平均年齢	④ 月間の 「実収入」 (円)	⑤ その指数	⑥ 世帯成員 の平均人 数	⑦ 世帯の平 均有業者	⑧ その有業 率(⑦/⑥)	⑨ 世帯成員1人 当りの 平均収入 (④/⑥)(円)	⑩ その指数
1	0.22	48.3	34,209	1.00	2.87	1.13	.394	11,920	1.00
2	0.79	48.7	39,153	1.14	2.68	1.30	.489	14,609	1.23
3	1.52	42.4	49,510	1.45	3.19	1.31	.412	15,520	1.30
4	3.11	39.4	57,228	1.67	3.23	1.35	.418	17,718	1.49
5	4.77	37.6	65,001	1.90	3.46	1.35	.390	18,786	1.58
6	7.09	37.0	73,015	2.13	3.61	1.36	.377	20,226	1.70
7	8.78	37.7	81,522	2.38	3.67	1.38	.376	22,213	1.86
8	9.41	37.4	90,526	2.65	3.71	1.42	.383	24,401	2.05
9	18.28	39.6	102,869	3.01	3.89	1.48	.380	26,444	2.22
10	15.09	41.4	116,436	3.40	4.02	1.53	.381	28,964	2.43
11	9.79	42.5	133,643	3.91	4.12	1.63	.396	32,438	2.72
12	6.83	44.1	143,803	4.20	4.15	1.71	.412	34,651	2.91
13	4.36	45.8	160,817	4.70	4.26	1.89	.444	37,750	3.17
14	6.47	47.0	174,037	5.09	4.42	2.02	.457	39,375	3.03
15	2.27	48.6	219,696	6.42	4.37	2.06	.471	50,274	4.22
16	1.22	50.1	243,350	7.11	4.56	2.07	.454	53,366	4.48

昭和45年の家計調査年報, pp. 108~109.

第3表 世帯年間収入階級別にみた世帯年間収入・世帯成員数・世帯有業者及び世帯主の年齢(全世帯)

① 世帯年間 収入階級	② 世帯数 (調整集計)	③ 世帯主の 平均年齢	④ 年間収入 の見積り の平均 (1000円)	⑤ その指数	⑥ 世帯成員 の平均人 数	⑦ 世帯の平 均有業者	⑧ その有業 率(⑦/⑥)	⑨ 世帯成員1人 当りの 平均収入 (④/⑥)(1000円)	⑩ その指数
1	1.11	62.1	235	1.00	2.41	0.62	.257	97.5	1.00
2	2.06	52.8	349	1.49	2.90	1.10	.379	120.3	1.23
3	2.92	48.3	449	1.91	3.28	1.42	.433	136.9	1.40
4	4.26	43.7	542	2.31	3.49	1.48	.424	155.3	1.59
5	5.91	43.0	639	2.72	3.60	1.48	.411	177.5	1.82
6	7.23	41.1	742	3.16	3.71	1.45	.391	200.0	2.05
7	8.51	41.0	844	3.59	3.75	1.48	.395	225.1	2.31
8	8.61	40.3	944	4.02	3.82	1.55	.406	247.1	2.53
9	15.73	41.8	1,086	4.62	3.99	1.57	.393	235.1	2.41
10	13.51	43.1	1,281	5.45	4.13	1.62	.392	310.2	3.18
11	9.04	44.5	1,489	6.34	4.26	1.74	.408	349.5	3.58
12	5.92	45.6	1,690	7.19	4.29	1.84	.429	393.9	4.04
13	4.06	47.0	1,886	8.03	4.40	2.01	.457	428.6	4.40
14	6.39	48.3	2,207	9.39	4.56	2.14	.469	484.0	4.96
15	2.52	50.3	2,705	11.51	4.71	2.22	.471	574.3	5.89
16	2.21	49.2	3,596	15.30	4.72	2.12	.449	761.9	7.81

昭和45年の家計調査年報, pp. 106~107.

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第4表 世帯主の定期収入階級別にみた世帯月間収入・世帯成員数・  
世帯有業者及び世帯主の年齢（勤労者世帯）

① 世帯年間 収入階級	② 世帯数 (調整集計)	③ 世帯主の 平均年齢	④ 年間収入 の見積り の平均 (円)	⑤ その指数	⑥ 世帯成員 の平均人 数	⑦ 世帯の平 均有業者	⑧ その有業 率(⑦/⑥)	⑨ 世帯成員1人 当りの 平均収入 (④/⑥)(円)	⑩ その指数
1	3.74	42.3	34,281	1.00	3.81	1.68	.441	8,998	1.00
2	0.92	48.1	46,172	1.35	3.40	1.94	.571	13,580	1.51
3	2.47	47.1	64,706	1.89	3.32	1.89	.569	19,490	2.17
4	5.49	42.8	70,936	2.07	3.59	1.80	.501	19,759	2.20
5	10.85	39.6	78,472	2.29	3.66	1.62	.443	21,440	2.38
6	14.99	38.8	89,505	2.61	3.79	1.55	.409	23,616	2.62
7	16.20	39.2	102,142	2.98	3.87	1.50	.388	26,393	2.93
8	13.81	40.2	116,324	3.39	4.03	1.51	.375	28,865	3.21
9	10.54	41.4	131,005	3.82	4.11	1.48	.360	31,875	3.54
10	7.07	42.4	145,283	4.24	4.17	1.47	.353	34,840	3.87
11	7.62	43.9	161,420	4.71	4.09	1.48	.362	39,467	4.39
12	3.01	44.5	185,384	5.41	4.07	1.44	.354	45,549	5.06
13	1.39	45.6	204,922	5.98	3.89	1.37	.352	52,679	5.85
14	0.63	46.1	235,077	6.86	4.06	1.51	.372	57,901	6.44
15	0.38	48.3	253,073	7.38	3.78	1.44	.381	66,951	7.44
16	0.47	45.3	278,717	8.13	4.17	1.29	.309	66,839	7.43
17	0.22	51.3	369,800	10.79	3.60	1.38	.383	102,722	11.42
18	0.19	52.3	447,555	13.06	3.66	1.26	.344	122,283	13.59

昭和45年の家計調査年報, pp. 194~195.

第5表 世帯規模別にみた世帯収入・成員1人当りの  
収入及びその他の変数（全国勤労者世帯）

① 世帯の規模 (人数)	② 世帯数 (調整集計)	③ 世帯主の 平均年齢	④ 世帯当り 有業者	⑤ 月間の 「実収入」 (1000円)	⑥ その指数	⑦ 世帯成員1人 当りの収入 (⑤/①) (1000円)	⑧ その指数
2.00	598	43.6	1.32	95.4	1.00	47.7	1.00
3.00	1,246	40.1	1.40	102.3	1.07	34.1	.72
4.00	2,099	40.1	1.49	115.3	1.21	28.8	.60
5.00	846	42.0	1.76	125.7	1.32	25.1	.53
6.00	291	42.7	2.04	129.1	1.35	21.5	.45
7.00	92	44.8	2.32	137.5	1.44	19.6	.41
8.18	25	46.0	3.19	135.1	1.42	16.5	.35

昭和45年の家計調査年報, pp. 88~89.

この現象は、ジニー係数によっても確認できる。まず、第2表の、第2番目、4番目の欄のデータを用い、世帯間の所得分布を示すジニー係数を計算し、また第2番目、6番目、9番目の欄のデータを用い、個人間のジニー係数を計算することができる。さらに、第5表の場合にも、第1、2、5、7番目の欄のデータを用い、それぞれのジニー係数を計算することができる。このようにして計

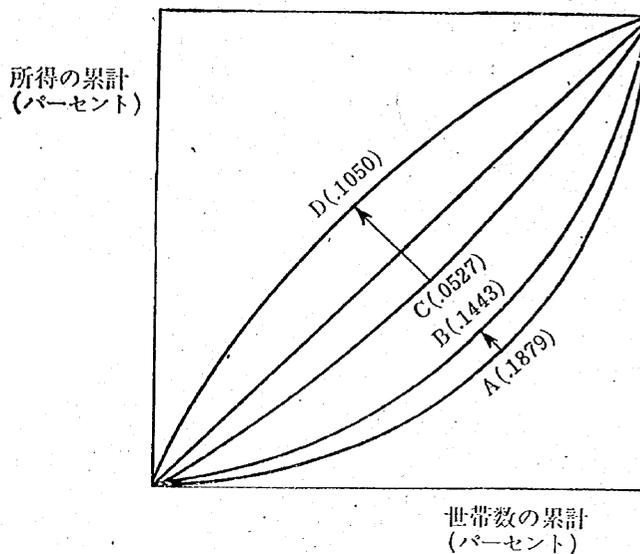
家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第6表 世帯年間収入別及び世帯規模別の世帯間または個人間の所得分布によるジニー係数

	世帯年間収入別の場合		世帯規模別の場合	
	世帯間の分布	個人間の分布	世帯間の分布	個人間の分布
1963年	.2261	.1776	.0658	.1133
1964年	.2154	.1705	.0684	.1053
1965年	.2077	.1606	.0659	.1068
1966年	.2136	.1673	.0627	.1084
1967年	.2179	.1751	.0589	.1083
1968年	.2028	.1589	.0541	.1101
1969年	.1888	.1473	.0479	.1125
1970年	.1879	.1443	.0527	.1050
1971年	.1875	.1490	.0468	.1131

筆者は毎年の家計調査年報のデータによってジニー係数を計算した。

第2図 世帯年間収入別及び世帯規模別の世帯間または個人間の所得分布によるローレンツ曲線の動き



算したジニー係数は、昭和38年から46年に至るまで、勤労者の世帯に限られるが、第6表に掲げている。そこでも明らかなように、第1の方法によった場合には、個人間の所得分布が世帯間の所得分布より、やや平等的に示され、第2の方法によった場合には、個人間の分布は、世帯間の分布より、かなり不平等的に示されている。

第2図では、昭和45年の係数に限られているが、第6表で掲げた4つのジニー係数の関係をはっきりと読みとることができる。第1の方法による「平等向きの効果」、さらに第2の方法による「逆転的な効果」が示されている。全世帯（勤労者世帯とその他の世帯の集計）の場合、世帯規模別の年間収入の見積りと月間の「実収入」とがともに年報に書かれていないのが残念であるが、勤労者世帯と全世帯の支出を世帯規模別に比べてみると、この「逆転的な効果」は、他の世帯間の場合に、一層強く表われると推測できそうである。正しくいえば、個人間のジニー係数と世帯規模別の

#### 家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

世帯間のジニー係数は、共に、世帯の収入階級または世帯規模階級における平均1人当り収入の数字から計算されている。従って、これらの場合は、各所得単位の収入による順序の場合とは違い、ローレンツ曲線がなめらかな弧線にはならないのである。むしろ、これらの曲線は、実際には、そのそれぞれの階級の空間中で波状に変動しているのである。それ故、これらの曲線は、同じデータでも、世帯の単位か個人の単位の実収入に基づいて計算したジニー係数を用いる場合、平均収入額に基づいて計算したジニー係数を用いる場合よりは、もっと非平等的な傾向を示すのである。従って、第2図のA曲線からB曲線への動きが有意かどうかという問題点が残るが、しかし、C曲線はD曲線へとシフトし、より一層弓なりになるので、その「逆転的效果」は、実際には、さらに強くなるものと考えられる。

従って、結論として、世帯の場合にも規模の経済が働いていることを認めたとしても、第2表の「平等化向きな効果」と第5表の「逆転的效果」の謎が残っている。データ分類方法のどちらを高く評価し、どちらを最終的に認めるべきかということは、ここでは判断できないが、それにもかかわらず、はっきりしていることは、「貧乏人の子沢山」と違って、世帯の収入と世帯の成員数が、統計的な正の相関関係を持つことである。この相関関係を少なくとも部分的に説明するために、次の節で世帯のライフ・サイクルに注意を払っておこう。

#### IV. 所得水準と世帯のライフ・サイクル

「年功」あるいは「年功序列」という概念は、日本の社会科学、あるいは、それに関する文献に頻繁に使われているようである。周知の如く、日本の特徴としての「年功序列」は、「功」よりも「年」、あるいは「先任主義」を強調していくケースが多いと思われる。<sup>(4)</sup>年功的賃金が、日本の特徴かどうか、という議論は別の機会に残しておきたいのであるが、この「年功」の説によると、男子は、彼が若い時には、独身として生活費も賃金も低いが、その後、結婚して「世帯の倍增」に応じて家計費も賃金も上がり、さらに子供ができると、支出も収入も上昇が必要とされる。そして、子供が学校を卒業して職に就き、しばらくして、それが娘ならば嫁に行き、息子ならば一応独立する。したがって、世帯の成員数とその生活費及び世帯主の賃金水準は再び老夫婦のものになるはずである。第7表で、世帯主の年齢によるデータを見ると、このような「年功の効果」が観察されるのである。しかし、この効果は、実際には、どうあらわれてくるであろうか。確かに、以下の観察からもわかる通り、いずれの場合にも、この効果は観察されうと思われるが、第7表の詳細な考察の通り、単純な「年功的な効果」=「世帯主のライフ・サイクルの効果」だけというよりも、むしろ

注(4) 例えば、管見の限りではあるが、藤田若雄『日本の労働組合』(東京、日本労働協会、昭和47年)、pp. 41-44, 54-55, 65-67, 72-74. 舟橋尚道『転換期の賃金問題』(東京、日本評論社、昭和46年)、pp. 39-56, 162-169. 西村裕通『日本の賃金問題』(京都、ミネルヴァ書房、昭和39年また45年)、pp. 19-24.

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第7表 世帯主の年齢別にみた諸変数 (全国・勤労者世帯)

① 世帯主の 年齢階級	② 世帯数 (調整集計)	③ 世帯主の年齢	④ 世帯の 「実収入」(円)	⑤ 世帯主の収入 (円)	⑥ 世帯成員数	⑦ 世帯の有業者
～24	128	22.8	79,317	56,816	2.88	1.53
25～29	967	27.6	87,250	74,565	3.22	1.36
30～34	1815	32.2	96,482	85,741	3.84	1.32
35～39	1997	36.9	108,222	95,905	4.18	1.37
40～44	1770	41.9	123,100	106,751	4.20	1.46
45～49	1323	46.7	132,740	110,541	4.05	1.67
50～54	877	52.0	136,343	106,357	3.88	2.03
55～59	627	56.7	127,168	92,565	3.64	2.08
60～64	317	61.8	112,696	74,581	3.59	2.02
65～	180	68.1	85,877	57,002	3.13	1.79

昭和45年の家計調査年報, pp. 88～89.

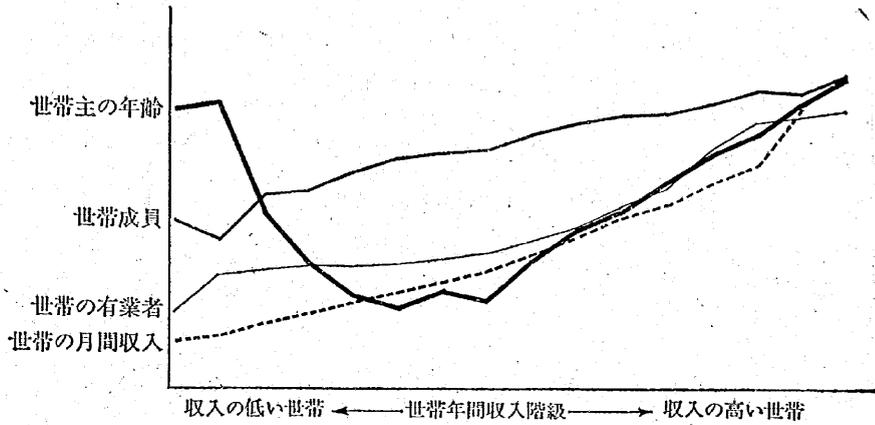
る、「世帯自体のライフ・サイクルの効果」が作用しているといえる。この点に関しては、第7表との関連で後に触れるところであるが、しばらくは、別の視角からこの「年功的效果」を検討していこう。

この「年功的效果」という現象を通じて世帯収入と規模との関連をたしかめるには、方法はやや間接的となるが、2つの段階がある。まず第1段階として、世帯規模と世帯主のライフ・サイクル(=世帯主の年齢)との間に相関関係があるかどうか、次に第2の段階として、世帯の収入と世帯主の年齢、あるいはライフ・サイクルとの間に、相関関係があるかどうかを調べていくことである。いずれの場合にも、相関関係が認められれば、帰納的推論によって、世帯収入と世帯規模との正の相関関係を、世帯主のライフ・サイクルによって説明することができるといえよう。

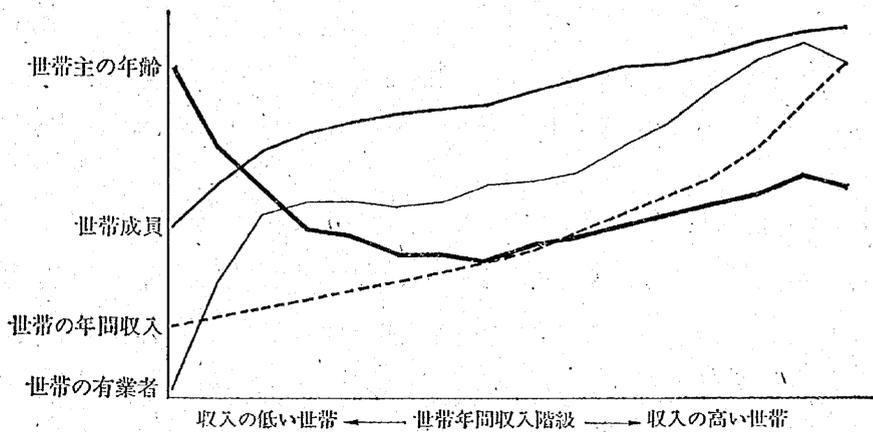
さて、第3, 4, 5図では、第2, 3, 4表のうちからのいくつかを図式化したものである。横軸は世帯年間収入階級(第3, 4表の場合)と世帯主の定期収入階級(第5表)を示しているが、世帯年間収入をとる場合と世帯主の定期収入をとる場合とでは、結果がかなり異なる。世帯年間収入階級の場合には、世帯主の平均年齢は、第1階級目から第5ないしは7階級目ぐらいまでは減少しているが、7階級目から一貫して増加しているのである。しかし、世帯主の定期収入階級の場合にも、それが、第2階級目から第6階級目までは減少しており、第6階級目から第18階級目までは、第16階級目のケースを除けば、増加しているのである。一般的にいえば、世帯収入と世帯主の年齢は、第3図の場合、無相関、第4図の場合、やや負の相関、第5図の場合やや正の相関を持つようである。それ故に、世帯の総収入と世帯主の年齢との間の相関関係はやや複雑であり、弱いようであると考えるをえない。また、全世帯(第4図)の場合でも、勤労者世帯(第5図)の場合でも、世帯の総収入との間により明瞭な相関関係を見せるのは、世帯の有業者数、並びにそれに関連のあるよ

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

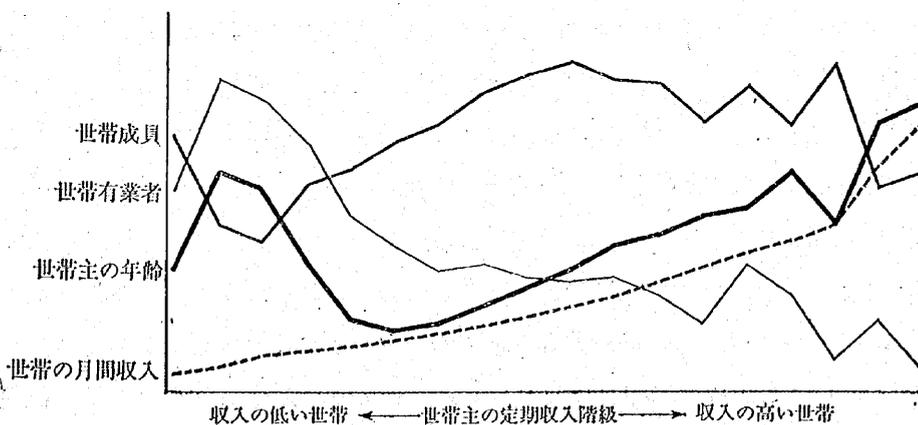
第3図 世帯年間収入階級別にみた世帯月間収入・世帯成員数  
・世帯有業者及び世帯主の年齢（勤労者世帯）



第4図 世帯年間収入階級別にみた世帯年間収入・世帯  
成員数・世帯有業者及び世帯主の年齢（全世帯）

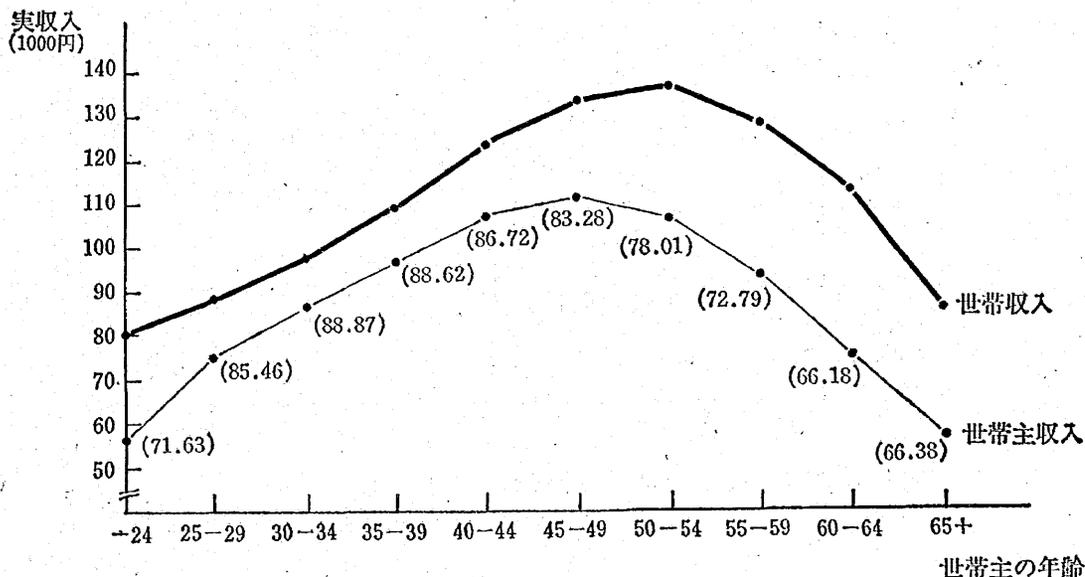


第5図 世帯主の定期収入階級別にみた世帯月間収入・世帯  
成員数・世帯有業者及び世帯主の年齢（勤労者世帯）



家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第6図 世帯主の年齢別にみた世帯の総収入と世帯主の収入  
(勤労者世帯, 月間の「実収入」)



注：括弧内は、世帯の総収入の中の世帯主の収入のパーセントを示す。

昭和45年の家計調査年報, pp. 88~89.

うな世帯成員数である。この点に関して、第5図は、異なった結果を示しているが、これについては、結論の部分で再び述べるつもりである。従って、話しは前に戻るが、なるほど、世帯は労働力に参加すればするほどその収入を増加させ、また、労働力に参加することは世帯成員数に依存しているということがいえそうである。結論として、世帯主のライフ・サイクルではなく、世帯自体のライフ・サイクルの方が重要であるといえる。すなわち、このことは、「世帯主のライフ・サイクルの効果」と同時に、「労働力の参加の効果」が存在していることを示しているのである。

この説明に関して、第7表を図式化した第6図が役立つ。この図から、上述した2つの効果を観察することができよう。24歳以下の年齢階級から25歳~29歳の年齢階級にわたっては、有業者が1.53人から1.36人まで減少していくが、この年齢階級の間では、世帯の総収入は増加している。しかしこの場合、増加といっても、これは世帯主の収入の増加に比べれば鈍いもので、両方の効果が同時に働いているといえよう。そして、第2階級目から第5階級目(40から44歳までの年齢)にかけては、世帯の総収入は、世帯主の収入の増加に正比例して増加するのである。この年齢間では、いわゆる「年功的な効果」=「世帯主のライフ・サイクルの効果」が作用している。しかし世帯主の収入は、30歳から35歳までの間では、世帯の総収入のうち最高のパーセントを占め、その後減少していくので、35歳以後では「年功的な効果」が弱まると思われる。この「年功的な効果」に対して、「労働力の参加の効果」が40歳以後徐々に高まるが、55歳以後では両方の効果が作用してい

るように思える。

次に、この現象を時間的にみた場合、どのような変化が生じたかをここで若干考察してみよう。変化の1つは、世帯主の「年功的収入」あるいは「年功的曲線」に関するものである。その曲線の頂点は、慣習的な定年の年齢=55歳におこるはずであるが、最近では(昭和42年から)、それは、50歳から54歳までの間から、45歳から49歳までの間に移ってしまったのである。一説によれば、これは初任給の著しい増加を反映する中年層者のいわゆる曲線の「中弛み」という現象を修正しようとする努力によって行なわれてきたものであるといわれている。

最後に、「貧乏人の子沢山」という諺が、どうして現われてきたかという問題を社会成層論の1つの問題点として残しておきたいが、それが事実ではないということは明らかにしておくべきであろう。このように考えると、かつて「貧乏人の子沢山」というような現象が戦前生じたかどうかはわからないが、家族計画の概念、それに関する認識は、変化を余儀なくさせられてきたのではないかと思われる。戦後は、戦前と違って人口の上昇率を減少さそうとする考え方が普及し、人工墮胎を認める法律が施行された。これは、徳川社会で行なわれていた人口制限の習慣と同様に、家計苦難のため人工墮胎を許可し、主に中下級の社会の世帯で実施されている。そのために、世帯の収入と規模は、正の相関関係があると思われる。

## V. 家族制度とその時系列的な変化

戦後は、いわゆる「核家族化」という現象がはっきりとあらわれている。第8表によると、世帯の成員数は、昭和35年の4.71人から、46年の3.87人まで減少してきた。同時に、有業者は35年の1.45人から、46年の1.54人まで増えてきた。その結果として、世帯の平均有業者率がかなり上昇し、日本の労働力の相当な拡大をもたらしたといえる。ここで、所得分布に関して、これらの傾向が如何なる意味を持つかについて触れておこう。

その1つは、「世帯」という単位の変化に関するものである。「核家族化」という過程は、世帯の中から、働かないもの(特に老人)を排除しようとする過程であって、その結果として、まず働いていないものを働かせようとする傾向となる。その上、「核家族」という単位は、大家族という単位より、標準化してきたということである。従って、世帯の規模が、世帯のライフ・サイクル、あるいは世帯主の年齢に応じて、それとの間に強い相関関係を示すか、または所得水準との相関の有無といった問題は、所得分布を研究する者にとって興味深いものであろう。核家族化の過程によってもたらされるもう1つの問題は、まだはっきり観察されたわけではないが、男女の社会的役割、あるいは経済的地位についての再考察が必要とされるということである。しかし、この点に関して、家計調査のデータは、男女の稼働能力の差別について触れていないため、今後この側面について注

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第8表 時系列的にみた世帯の成員数・世帯の有業者  
及び有業率 (全国・勤労者世帯)

① 年	② 世帯の平均成員数	③ 世帯の平均有業者数	④ 有業率 ③/②
1951年	4.68	1.38	29.5
1952年	4.68	1.41	29.6
1953年	4.79	1.44	30.1
1954年	4.80	1.46	30.8
1955年	4.71	1.45	30.8
1956年	4.45	1.46	32.8
1957年	4.45	1.47	33.0
1958年	4.46	1.48	33.2
1959年	4.41	1.51	34.2
1960年	4.36	1.52	34.9
1961年	4.22	1.50	35.5
1962年	4.17	1.49	35.7
1963年	4.19	1.53	36.5
1964年	4.16	1.52	36.5
1965年	4.12	1.52	36.9
1966年	4.07	1.54	37.8
1967年	4.04	1.54	38.1
1968年	3.97	1.54	38.8
1969年	3.89	1.53	39.3
1970年	3.90	1.55	39.7
1971年	3.87	1.54	39.8

昭和26年から46年までの家計調査年報。

意を払う必要があろう。しかし、世帯の収入源泉別のデータがある。第9表によると、核所得者と非核所得者とのそれぞれの収入の総収入に占める構成比は、かなり安定してきたのである。しかし、その配偶者1人当りの収入及びその他の世帯員の1人当りの収入実額、またはそれらの時間当りの

第9表 世帯収入の構成・家計内の地位及び所得源泉別

(全国・勤労者世帯)

(%)

	1963年	1964年	1965年	1966年	1967年	1968年	1969年	1970年	1971年
I. 世帯実収入	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
II. 勤め先の収入	93.25	93.06	93.22	93.28	93.88	93.58	93.48	93.33	93.86
A. 世帯主	82.68	82.68	82.78	83.46	83.54	83.14	83.70	83.67	84.08
B. 配偶者	3.81	3.88	4.43	3.56	4.30	4.81	4.84	4.57	4.96
C. 他の世帯員	6.76	6.50	6.01	6.26	6.04	5.63	4.94	5.09	4.82
III. 事業内職	2.24	2.15	2.26	2.49	2.42	2.58	2.72	2.85	2.53
IV. 他の収入	4.51	4.78	4.50	4.23	3.70	3.85	3.80	3.81	3.61

毎年の家計調査年報。

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

収入実額が分らないのである。それにもかかわらず、この安定してきた状態を揺さぶる潜在的な要因は、unisex という意識の普及・ウーマン・リブという女性運動・婦人運動の具体化・労働力不足の深刻化等によって、予見されるところのものである。

さらに、もう1つの問題は、非核所得者の増減と所得分布の動きとの関係である。この点に関して、核所得者(世帯主)の収入額順序と非核所得者間のそれとの相関関係が、問題の中心となる。例えば、相関関係は、正の1.0に近ければ近いほど世帯間の分布に影響を与えないが、負の1.0に近ければ近いほど、その分布を平等化させ、また核所得者・非核所得者の収入構成比が半々になればなるほど、負の1.0という相関係数の場合に限れば、世帯間の分布が完全平等になるのである。現実には、核所得者の収入と非核所得者の収入の相関関係は正であって、1より小である。その限りで、世帯の所得分布は、世帯主の分布より平等になる。この効果は、第10、11表でジニー係数によって示されている。この分析のために一番役立つデータは、世帯主の収入によって整理されたものである。しかし、データはその形で発表されていない。それに近いのは、世帯主の定期収入によって分類されたものである。しかし、

第10表 世帯主の定期収入階級別にみた世帯間及び世帯主間の所得分布のジニー係数(全国・勤労者世帯)

	① 世帯主間のジニー係数	② 世帯間のジニー係数	③ ジニー係数に対する労働力の参加の効果 ②/① (パーセント)
1969年	.2413	.1920	79.54
1970年	.2498	.1965	76.70
1971年	.2444	.1965	80.40

残念なことに、この種のデータは、最近の3年間しかないことである。そこで、その代りのものとして、世帯の年間収入によって整理した世帯の月間の「実収入」と世帯主の月間収入を用いたのである。この2つの表によると、この効果がどの程度作用しているかということがわかる。この効果は、

第11表 世帯の年間収入階級別にみた世帯間及び世帯主間の所得分布のジニー係数(全国・勤労者世帯)

	① 世帯間のジニー係数	② 世帯主間のジニー係数	③ ジニー係数に対する労働力の参加の効果 ②/① (パーセント)
1963年	.2261	.2115	93.54
1964年	.2154	.1980	91.92
1965年	.2077	.1912	92.06
1966年	.2136	.1917	89.74
1967年	.2179	.2005	92.02
1968年	.2028	.1766	87.08
1969年	.1888	.1628	86.23
1970年	.1879	.1618	86.11
1971年	.1875	.1600	85.33

①非核所得者の所得比率、②世帯の非核所得者の人数と比例し、③核・非核所得者の収入額の相関係数と反比例する。家計調査の場合には、非核所得者の人数は、第8表によると、調査方法が改正された昭和38年以降、38年の1.53から45年の1.55人が増えて、大きくかわらなかつたといえる。しかし、昭和37年以前については、

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第12表 下位体系の要因別にみた世帯の収入とその他の要因

(職種データを除いた場合は勤労者世帯)

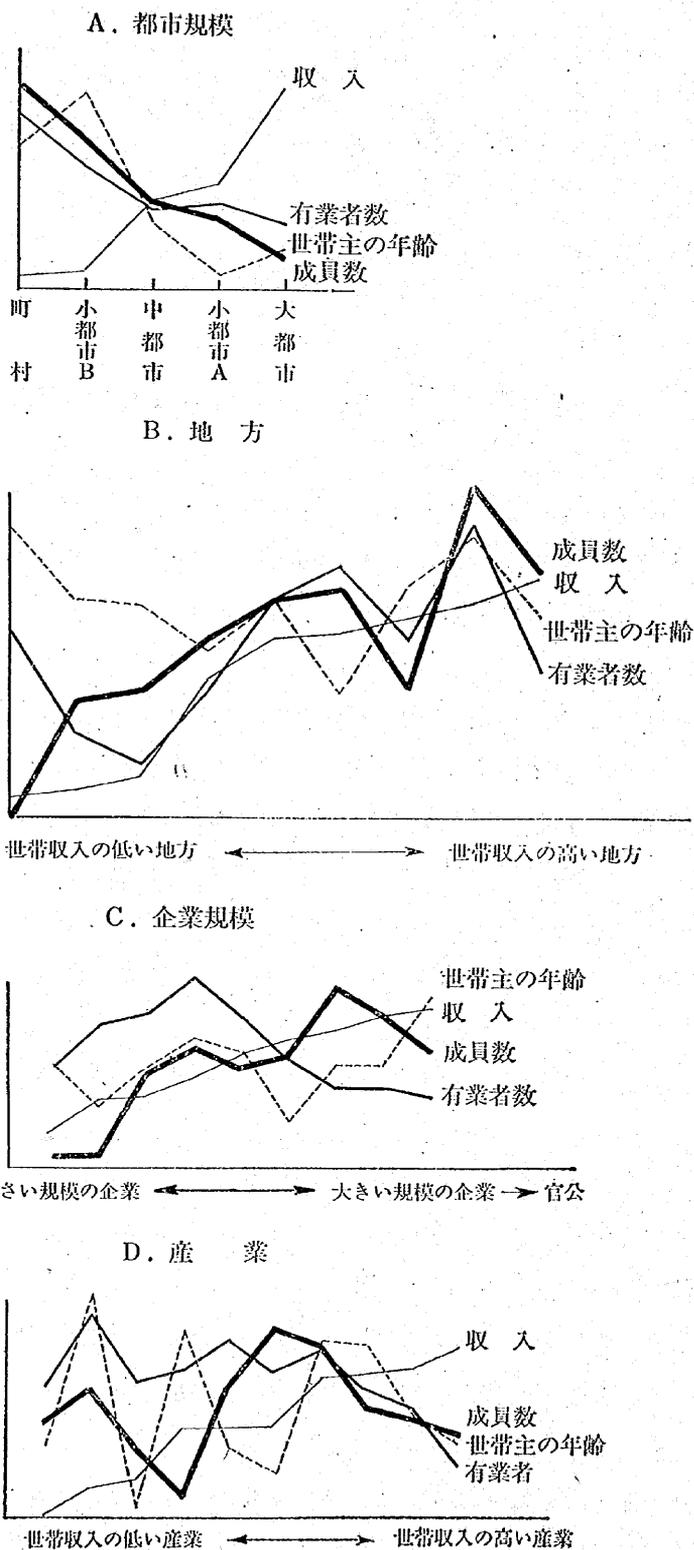
下位体系の要因	① 世帯数 (調整集計)	② 月間の 「実収入」※	③ 世帯の 年齢	④ 世帯の 成員数	⑤ 世帯の 有業者数	⑥ 有業率 (⑤/④)
A 都市規模						
町	1,826	105.9	41.6	3.98	1.67	.420
小都市	755	106.2	42.0	3.94	1.59	.404
中都市	2,498	111.8	41.0	3.89	1.52	.391
小都市	1,987	113.0	40.6	3.88	1.53	.394
大都市	2,634	120.9	40.8	3.85	1.50	.389
B 地方						
四国	264	101.5	42.5	3.75	1.59	.424
九州	1,023	102.2	41.4	3.84	1.43	.372
北海道	636	103.3	41.3	3.85	1.38	.358
近畿	1,916	110.9	40.6	3.88	1.50	.387
東北	657	113.9	41.4	3.92	1.64	.418
関東	1,160	114.4	39.9	3.93	1.69	.430
中国	687	115.3	41.6	3.85	1.58	.410
北陸	387	116.7	42.4	4.02	1.76	.438
関東	3,271	118.7	41.1	3.93	1.54	.392
C 企業規模(従業員数)						
1~4	372	74.4	40.7	3.67	1.53	.444
5~9	482	88.5	39.8	3.67	1.58	.431
10~29	1,230	91.3	40.6	3.85	1.59	.413
30~99	1,314	99.1	41.3	3.91	1.63	.417
100~299	985	109.3	41.0	3.86	1.59	.412
300~499	330	115.5	39.5	3.89	1.54	.396
500~999	385	120.1	40.7	4.04	1.51	.374
1000~	2,799	127.0	40.7	3.98	1.51	.379
官公	2,047	128.8	42.2	3.90	1.50	.385
D 産業						
建設業	802	92.3	40.8	3.83	1.51	.394
その他	136	98.8	44.2	3.91	1.68	.430
卸売小売業	1,180	100.7	39.4	3.77	1.52	.403
鉱業	101	112.0	43.4	3.67	1.55	.422
製造業	3,418	112.1	40.8	3.95	1.62	.410
運輸通信業	1,471	112.4	40.2	4.05	1.55	.383
電気・ガス・水道業	174	123.9	43.2	4.01	1.60	.399
サービス業	1,388	124.4	43.1	3.87	1.51	.390
公務業務	1,014	126.0	41.6	3.85	1.47	.382
金融保険業	316	130.6	40.9	3.81	1.35	.354
E 職種						
無職	434	52.5	64.4	3.09	.54	.175
日雇・臨時労働者	51	53.6	48.8	3.42	1.79	.523
その他の	18	65.6	52.0	3.04	1.61	.530
商人及び職人	2,184	68.7	48.4	4.29	2.07	.483
常用労働者	2,932	72.7	40.5	3.89	1.63	.419
自営業者	241	89.7	51.7	3.94	1.61	.409
民間職員	2,441	90.2	41.2	3.91	1.48	.379
個人経営者	266	92.1	41.9	4.60	1.93	.420
官公職員	1,189	92.4	41.9	3.92	1.48	.378
法人経営者	243	118.8	49.7	4.52	1.77	.392

※職種のデータを除いた場合は月間の「実収入」(単位=1000円)である。職種の場合は月間の消費支出(単位=1000円)である。

昭和45年の家計調査年報, pp.66~67, 92~93, 82~83.

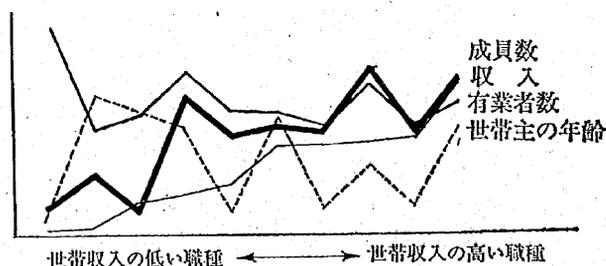
家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第7図 下位体系の要因別にみた世帯の収入とその他の要因  
(職種データを除いた場合は勤労者世帯)



## 家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

### E. 職 種



26年の1.38人から37年の1.50人になり、この効果はかなり作用していたのではないかと推測される。

## VI. 社会成層の下位体系における世帯収入と世帯規模の変化

最後に、世帯の収入と他のライフ・サイクルの要因を、社会成層的下位体系別にみながら、これまで検討してきた4つの変数(世帯収入・世帯成員数・世帯有業者数及び世帯主の年齢)が、如何なる関係をもつかということを取り扱っていく。ここで強調したいことは、所得格差をもたらす要因は、いわゆる「年功的な効果」ないしは「家族制の内在的な要因」のみに限られず、一般の社会体系における様々な下位体系にある要因をも含むということである。すなわち、所得・賃金格差は、年齢だけでなく、地方・都市規模・産業・職種・企業規模・性別等、様々な下位体系中の差異(=それぞれの下位体系における成層別)によって生ずるのである。それ故、1つの下位体系における格差は、他の下位体系における格差を部分的に相殺したり、あるいはそれを拡散してしまうといえよう。つまり、全体の体系の中にある1つの下位体系における現象として、この世帯のライフ・サイクルの効果、または日本独特の年功賃金を考えれば、一層この2つの効果の作用の関連の理解が可能といえよう。

なお、第12表と、それに伴う第5図をみれば、この他の下位体系の要因と家族制の要因との関係がわかるであろう。ここで取り扱った他の下位体系の変数は、世帯の存在する地方と都市の規模、世帯主の勤め先の企業規模と、その産業、及び世帯主の職種である。結論を先に述べれば、3、4、5節で既に述べた諸効果と収入との関係は、この様々な下位体系を通じた分析では、必ずしも明瞭とはいえないということである。企業規模別にデータを見れば、世帯成員数と世帯収入は、かなり相関関係を持つが、有業者数と収入は、収入の低い100人以下の企業の場合、負の相関関係、収入の多い100人以上の企業の場合、正の相関関係を持つのである。世帯主の年齢と収入は、先任制度が一番根強い官公世帯を除けば、まったく無関係である。産業別にデータを整理した場合、成員数と収入、または有業者数と収入は、全く無関係となる。さらに、世帯主の年齢と収入は、反比例的といえよう。次いで地方別の場合には、成員数と収入、または有業者数と収入は、多少相関関係を

家計調査における所得分布と世帯成員数との関連

第13表 世帯成員数・世帯有業者数・世帯収入及び世帯主の年齢の相関関係

	企業規模	産 業	地 方	職 種	都市規模
年齢と収入	無	多 少 (負)	無	や や (負)	かなり (負)
成員数と収入	かなり (正)	無	多 少 (正)	多 少 (正)	かなり (負)
有業者数と収入	かなり (正) かなり (負)	無	多 少 (正)	や や (負)	かなり (負)
成員数と有業者数	多 少 (正)	や や (正)	かなり (正)	かなり (正)	中々 (正)
年齢と成員数	多 少 (正)	多 少 (正)	無	かなり (正)	多 少 (正)
年齢と有業者数	多 少 (正)	かなり (正)	無	多 少 (正)	多 少 (正)

持ち、年齢と収入は全く無関係である。そして職種別にみれば、収入は、年齢及び有業者数とやや負の相関関係を持ち、成員数と多少正の相関関係を持つのである。最後に、都市規模別にデータを整理すれば、収入は、成員数、有業者数及び年齢とかなり負の相関関係を持つといえるのである。

これらの5つの下位体系における、世帯ライフ・サイクルに関する4つの要因の相関関係の状態は、第13表にまとめられている。その表の下半分に掲げられた「家族制度の3つの内在的な要因」は、互いに、かなり一致して相関関係をみせている。しかし、その3つの要因と収入は、表の上半分に示された如く、他の下位体系を通じてみた場合、必ずしもはっきりした関係をみせていないように思われる。特に、都市規模別の場合については、収入水準は、世帯員数、有業者数及び世帯主の年齢とかなり逆比例的な傾向にあるということが目立つ。その上、観察された世帯主の年齢と世帯収入との相関の5分の3は負である。結論として、この他の5つの下位体系における所得格差は、「年功的な効果」=「世帯主のライフ・サイクルの効果」のもたらした格差を相殺し、その効果を拡散し、また、その意味を多様化させているように考えられるということがあげられよう。

Ⅶ. 結 論

上の4つの節で述べたことを考慮に入れるならば、世帯の規模と収入との関係について、ここで最終的な結論付けを行なうことは今の段階では困難であるといえよう。ある収入階級、あるいは特定の世帯に関して、収入の増加は、世帯主のライフ・サイクルとそれに伴う成員数の増加に比例している。その上同時に、有業者数も、世帯所得と深い関係を持ち、成員数と世帯主のライフ・サイクルに応じて変化をみせるのである。従って、家計調査のデータの限りでは、所得分布は、所得水準別の成員数の変化によって、多少平等化させられているといえよう。さらに、そのことは、先任主義的賃金制度と世帯のライフ・サイクルに関する要因の作用を反映していることを意味するのである。しかしながら、同時に第6節の第12表と第5図の如く、他の下位体系における変数も又作

用し、世帯の所得の実額に関してかなり影響力を持つことを認めなければならないといえる。それ故、このデータは、日本の所得・賃金格差を説明する時に、年功的な賃金の重要性を強調しすぎる考え方に疑問を投げかけているといえよう。他の下位体系の要因が作用していることは、はっきりしていることであり、このことは、少なくとも、地方・都市規模・企業規模・産業及び職種による差異に反映されているのである。この家計調査のデータからは、残念ながら、性別の下位体系における機能、差別による変化とその意味を取り扱うことができなかった。

最後に、この問題に関して、ポール・ダグラスの「労働力率」<sup>(5)</sup>についての研究が、われわれにとって、興味があるということをつけ加えておこう。米国の30の都市の比較に基づくおよそ50年前の研究ではあるが、それによると、その都市の平均所得水準は、その都市における有業率に反比例している。本稿の第12表が、都市規模別の場合に、その事実を裏付けているが、地方別とその他の場合には、そのことを例証してはいない。所得階級別にデータを整理した場合には、第2、3表によると、世帯収入と有業者数との相関関係は正であるが、さらに第4表によると、それが負となるのである。この事実を考慮に入れると、有業者、または有業率は、世帯の収入でなく、世帯のライフ・サイクルによって説明ができるように考えられる。しかし、それにもかかわらず、第5表の如く、1人当りの所得水準の低下による圧迫のため、成員数の多い世帯が有業者数も多いということは、ダグラスが示唆したように、経済的圧迫感、いわゆる合理的、経済的動機、あるいは“target income hypothesis”と、有業率との関係の存在を示唆するともいってもよからう。

この動機とか認識とかいった心理的な問題は、第8表で示されている日本における労働力率の時間的变化と無関係ではない。いくつかの世論調査によると、平均的な日本人は、自分の生活水準は、自国の経済の著しい成長に応じては上昇してこなかったと感じる、といわれている。従って、彼らは裕福さのためではなく、むしろ実感としての貧困のために一生懸命働き続けてきたのではないかと考えられる。この5年間、大衆は、毎日、新聞で公害の問題、海外に存在する排日感情等についての記事を読みながらも、日本の豊富を認識し出し、労働時間の短縮、週休2日制の要求にみられるように、有業率はやや減少してきたのである。つまり、上述したように、個人の相対的な貧富感は、過剰労働力成員を追い出すという、家族制の再編成の動機となったということであろう。従って、日本の世帯は、その有業率の増加により、一般生活水準を上昇させた限りで、ダグラスの仮説に一致し、その意味で、合理的であったといえよう。その上、国際的に日本の1人当りの国民所得が米国のその半分ぐらいであり、日本の人口の50パーセント近くが(米国のそれは40パーセント)、労働力であることを考える時、ダグラスの指摘した効果が、現在も、ある意味で作用しているといえよう。

(法学部訪問研究員)

注(5) Paul H. Douglas, *The Theory of Wages* (New York: Augustus M. Kelly, Bookseller, Reprints of Economic Classics Series, 1964), pp. 269-294.