

所得金融資産分布の不平等とその要因

高 山 憲 之

1976年4月 経済研究 第27巻 第2号

〔抜 刷〕

所得・金融資産分布の不平等とその要因*

高山 憲之

1. はじめに

社会的不公正の是正が声高く叫ばれる中で所得分布の不平等を計測・分析する試みが数多くなされるようになった¹⁾。その殆んどは特定の標本集団について集団全体としての所得分布の不平等を計測し、その時間的推移を追うスタイルをとっている。しかし、集団全体としての不平等がどのような要因によって規定されており、更に、そのタイムシリーズ的な趨勢を左右したものが何であったか、という点について正面から取組んだ実証分析はこれまで殆んど試みられず、また、試みられたにしてもきわめて不十分な形のものにすぎなかった。その原因の一つとして考えられるのは、これまで不平等度の計測が殆んどジニ係数を用いてなされてきたことである。ジニ係数は確かに視角的な不平等の把握(ローレンツ曲線)を可能ならしめる利点があるものの、要因分析には不適当な尺度であった。というのは、ジニ係数そのものの要因分解が可能になるためには他の(期待効用型の)尺度には不必要な「強い」制約条件——order-

preserving なグループ分け——が必要となるからである。この制約条件があるために、年令要因分析をはじめとする殆んどの要因分析がジニ係数では不可能となってしまう。

本稿では、全体としての所得・金融資産分布の不平等が一体いかなる要因によって規定されているかという問題に対して一つの解答を与える試みをしてみたい²⁾。その際、タイル [14] が示した要因分解の方法、つまり、全体としての不平等(M)を要因別にグループ間の不平等(between-set inequality, M_b)とグループ内の不平等(within-set inequality, M_w)とに分解する方法($M = M_b + \sum_j w_j M_{w_j}$, w_j はウェイト)を採用したい³⁾。

ところで、タイル自身は $\sum_j w_j = 1$ のとき、 $\sum_j w_j M_{w_j}$ がグループ内の不平等の加重平均となる点を重視して、この条件を満たすような尺度(T)をエントロピーを援用して案出した。

$$T = \sum_i [(y_i/\mu) \log(y_i/\mu)] f(y_i) \quad (1)$$

$$w_j = (\mu_j/\mu) g(\mu_j) \quad (2)$$

ここで、 y_i , μ , $f(y_i)$ 及び μ_j , $g(\mu_j)$ はそれぞれ所得水準、平均所得、密度関数、及び第 j 番目のグループ全体の平均所得、密度関数である。しかし、タイル係数(T)といえども価値判断から中立的な尺度ではない。それは暗黙のうちに不平等について特定の価値前提を想定している(高山 [13])。本稿ではより一般的な評価を得るため価値判断に

2) タイムシリーズ的な不平等の趨勢を左右した要因についての実証分析はここではしない。(それにはタイムスパンをもっと拡げ、更には世帯の年間収入を細目に分割して調べる必要がある。)それについては別稿で取り組む予定である。

3) この要因分解法の弱点は、互に独立な説明要因を選択しないと必ずしも全体の説明をしたことにはならないことにある。Mouer [11] によると、世帯規模と有業人員には正相関が認められるとのことであるので、この点には注意が必要である。

* 本稿は昭和 50 年度理論・計量経済学会で報告した筆者の論文を若干加筆・修正したものである。学会席上において示唆に富むコメントを寄せて下さった溝口敏行・川嶋辰彦の 2 助教授及び本誌のレフリー諸氏に謝意を表わしたい。本稿は貝塚啓明助教授と筆者による共同研究「所得再分配をめぐる諸問題」(経済企画庁, 昭和 50 年 3 月)のうち第 4, 5 章を基礎にして新たに展開し直したものである。論文作成の過程で諸々の助言をして下さった豊田敬氏(特に氏の考案した分解可能なアトキンソン係数のヴァリエーションを未公開の段階で教示して下さい)に心からお礼申し上げる。又、計算過程で助力を得た尾上史江・堀内行蔵・小川孔輔の 3 氏にもお礼申し上げたい。

1) 代表的なものに溝口 [8], Kurabayashi-Ichikawa [6], Mouer [11] [12], 所得分配に関する研究会 [3] 等がある。

関するパラメーターを含む尺度を採用したい⁴⁾。そのような尺度にアトキンソン係数(Atkinson [1])がある。アトキンソン係数そのものを要因分解することはできないが⁵⁾、幸いにも分解可能なアトキンソン係数のヴァリエーション(以下ではこの尺度を B で表わす)は豊田 [15] によって作成されている⁶⁾。

$$B = \left. \begin{aligned} & [1 - \sum_i (y_i/\mu)^{1-\epsilon} f(y_i)] / (1-\epsilon), \epsilon > 0, \epsilon \neq 1 \\ & B = -\sum_i [\log(y_i/\mu)] f(y_i), \epsilon = 1 \end{aligned} \right\} (3)$$

$$w_j = (\mu_j/\mu)^{1-\epsilon} g(\mu_j), \sum_j w_j \cong 1 \iff \epsilon \cong 1 \quad (4)$$

(4)式からタイトルの要請($\sum_j w_j = 1$)を B が満たすのは $\epsilon = 1$ の場合だけである。なお、パラメーター(ϵ)は観察者(分析者)の不平等問題、特に低所得層の相対的位置に対する関心の度合(ウェイト)を示している。

本稿のもう一つの特徴は分布の不平等を何らかの形で政策論議に結びつけたい、という筆者の意図を実現させたことにある。日本における所得・金融資産分布の研究においては何よりもファクト=ファイディングが重視され、また、それをもって分析を終らせてしまう、というのがこれまでの通例であった。しかし、それのみでは不十分である。本稿では主として資料の制約からとりあえず年令・世帯規模・有業人員・都市規模の4要因を選びだして考察を進めることにした⁷⁾。世代

4) 溝口 [8] が対数分散を使用して要因分析している点は注目されてよい。もっとも、対数分散は「ドルトンのトランスファー原理」を満たしていない(高山 [13])。

5) ジニ係数、及び期待効用型の不平等度係数の要因分解を詳述したものに豊田 [15], Gastwirth [5] がある。

6) 係数 B とアトキンソン係数 (A) との関係は次式で与えられる。

$$A = 1 - [1 - (1-\epsilon)B]^{1/(1-\epsilon)}, \epsilon > 0, \epsilon \neq 1,$$

$$A = 1 - \exp(-B), \epsilon = 1.$$

7) 職業別・産業別・企業規模別の所得較差も勿論無視しえないが、(これらの要因による賃金較差の存在は他方でインセンティブ効果を通じる資源配分上の意義をもつので)ストレートにそれらの要因に基づく所得較差の縮小を政策として求めるわけにはいかない。なお、性別要因に着目したものに Kurabayashi-Ichikawa [6] がある。なお、政策との関連でいえば、教育・疾病・好況不況(失業)・インフレーション等々の要因に着目することが重要である。このような要因についての実証分析も他の機会に譲りたい。

内及び世代間の所得較差(ライフタイム・インカム概念の政策的意義)の考察はもとより老人問題、無業者世帯対策、特別児童手当、級地条項(於生活保護制度)等々に対して一つの政策的評価を試みるというのが本稿の主要課題である。

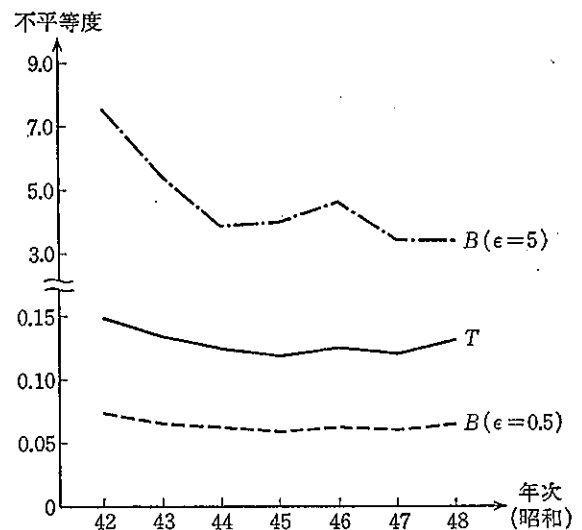
2. 所得分布の不平等：要因分析

本節では、総理府統計局『家計調査年報』にある年間収入(全国・全世帯)の分布を資料にして、不平等の要因分析を行なっている。この資料には使用する際に幾つかの制約がある⁸⁾ものの、非農家世帯についてかなり包括的な所得分布(特に要因分析に必要なサブグループの所得分布)を数年間にわたって得ることができる点は他の資料にない利点である⁹⁾。

2.1. 所得不平等の諸要因

第1表は所得不平等に関する計測結果である。全体としての所得較差(M)は、低所得層の相対的位置を大きく評価する限り昭和40年代を通じて

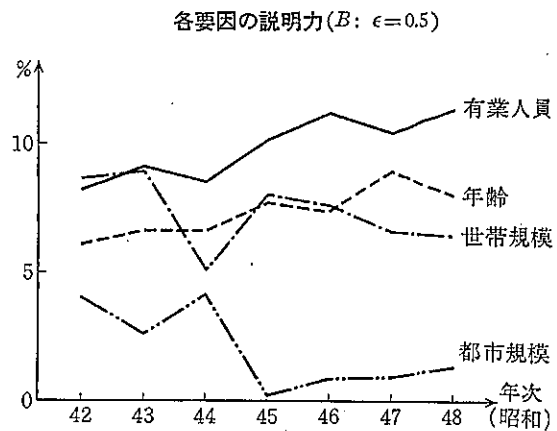
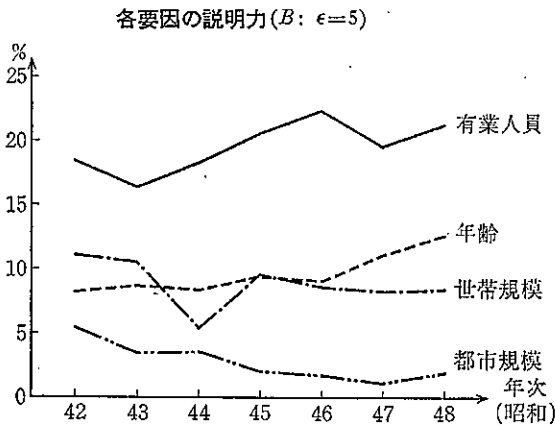
第1図 全体としての所得較差



8) この資料の制約については溝口 [8] (350頁)をみよ。ただ、「年収」概念の難点は、ここでの考察の中心がクロスセクション分析にあってタイムシリーズ分析にないので、ある程度回避されていると思われる。

9) 『家計調査年報』の実収入分布(全国勤労者世帯)の reliabilityの方が高い。ただ、要因別サブグループの所得分布は昭和45年からしか利用できない。また、『就業構造基本調査』の coverage が大きい点は評価できるが3年おきの結果しか発表されていない。『全国消費実態調査』も5年毎の資料である。

第2図



縮小傾向にあることがわかる¹⁰⁾(尺度Bで $\epsilon=5$ がその例である。第1図参照)。中・高所得層の相

第1表 所得分布の不平等：要因分析

単位： $M, M_{bi} \cdots 10^{-4}, a_i \cdots \%$

尺度	年(昭和)	M	M _{b1}	M _{b2}	M _{b3}	M _{b4}	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄
T	42	1491	87	122	115	62				
	43	1342	86	116	117	41				
	44	1254	79	62	100	24				
	45	1192	89	94	115	34				
	46	1246	89	91	134	24				
	47	1205	103	78	120	13				
	48	1309	102	80	142	16				
B ($\epsilon=0.5$)	42	738	44	62	59	29	6.1	8.6	8.2	4.0
	43	662	43	58	59	17	6.6	8.9	9.1	2.6
	44	618	40	31	52	25	6.6	5.1	8.5	4.1
	45	593	45	47	59	1	7.7	8.0	10.1	0.2
	46	619	45	46	68	5	7.4	7.6	11.2	0.8
	47	596	52	39	61	5	8.9	6.6	10.4	0.9
	48	636	50	40	71	8	8.0	6.4	11.3	1.3
B ($\epsilon=1$)	42	1500	89	125	122	60	6.4	8.9	8.7	4.3
	43	1351	87	117	121	37	6.9	9.2	9.5	2.9
	44	1263	80	63	107	41	6.7	5.3	8.9	1.0
	45	1221	92	96	123	12	8.0	8.3	10.6	1.0
	46	1270	91	92	141	15	7.6	7.7	11.7	1.8
	47	1214	106	79	125	11	9.2	6.9	10.8	1.0
	48	1278	115	81	145	19	9.5	6.8	12.0	1.6
B ($\epsilon=5$)	42	75020	535	772	1428	335	8.2	11.2	18.5	5.4
	43	54966	524	670	1126	201	8.6	10.6	16.4	3.5
	44	38620	464	290	1179	182	8.3	5.4	18.3	3.5
	45	39942	541	556	1386	104	9.4	9.6	20.6	2.0
	46	46087	532	506	1617	91	9.0	8.6	22.4	1.7
	47	34592	627	443	1248	57	11.1	8.2	19.6	1.1
	48	34023	740	455	1371	95	12.6	8.4	21.2	1.9

(注) M…全体としての不平等 M_{b1}…世代間の不平等 M_{b2}…世帯規模間の不平等 M_{b3}…有業人員の異なる世帯間の不平等 M_{b4}…都市規模間の不平等 a_i…M_{bi}/MをA_{bi}/A(アトキンソン係数)に変換したときの(A_{bi}/A)の値
資料：総理府『家計調査年報』(全国全世帯)，第2表～第5表も同じ。

10) 昭和40年代を通じて観察される所得較差の縮小傾向が何故生じたかに関する要因分析をするには要因の数が不足しており，ここではファクト＝ファインディングにとどめておく。

対的位置をもかなり考慮して全体を評価しても($\epsilon=0.5$ のBまたはT)その傾向は見い出せるが，ただ昭和48年だけは逆転現象が起ったことになっている点に差異が生じている。

ところで，昭和40年代を通じて全体としての所得較差の説明要因は何に求めることができるのだろうか。ここでは，資料・紙幅の制約もあって政策的な関心から年令・世帯規模・有業人員・都市規模の4要因に限定して考察する。第1表のa_iは各要因の説明力をみたものである¹¹⁾。4要因のうちでは有業人員の差異に基づく所得較差が最も大きい(第2図参照)。その全体に対する説明力は低所得層の相対的位置を重視する場合約20%になる。この説明力は年令要因・世帯規模要因のほぼ2倍になっている。中・高所得層の相対的位置をもかなり考慮する場合，4要因の全体に対する説明力は低所得層の相対的位置を重視する場合より低下する。ただ，世帯規模・年令の差異に基づく所得較差のもつ説明力が有業人員の差異のもつ説明力(10%前後)に接近してきている。他方，都市規模間の所得較差は年々低下し続けた結果，ここ数年，全体の所得較差の説明要因としては微々たるもの(negligible)にすぎなくなってしまった¹²⁾。なお，昭和40年代を通じて，全体としての所得較差と同一傾向を辿ったものは世帯規模間¹³⁾・都市規模間の所得較差¹⁴⁾であり，逆に年令

11) アトキンソン係数以外の尺度は順序数であるので差(の絶対値)や比を計算する意義は全くない。

12) 「都市規模」あるいは「地域」概念の設定次第で結論が変わる可能性がある(念のため)。

間・有業人員間の所得較差はわずかながら全体の方向に逆らった拡大傾向を示している(特に昭和45年以降)。そのために、最近年になる程、有業人員・年齢の差異に基づく所得較差のもつ全体に対する説明力が大きくなってきている¹⁵⁾。

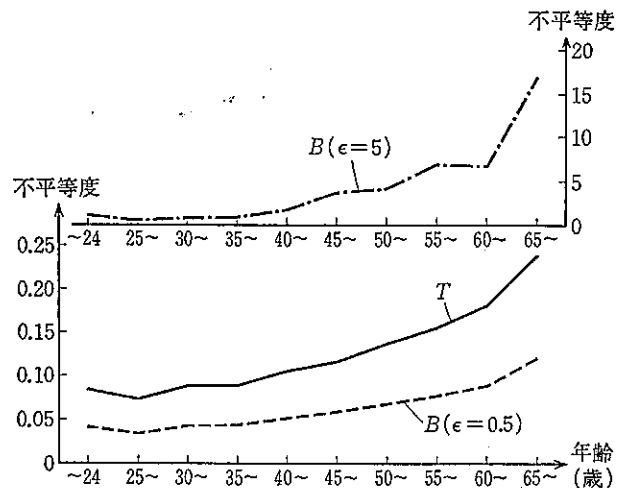
以上の分析から政策的にはどんなことが言えるだろうか。まず第1に、年功序列型の賃金体系を採用している我国の慣行を鑑るとき世代間の所得較差(M_{bl})は予想よりはるかに小さい。 M_{bl} が全体としての所得較差(M)の決定的な説明要因となっている場合にはライフタイム・インカム分布はほぼ平等になっているとみなすことができるから、年収にたとえ較差があってもそれ自体政策的観点から問題にする必要はなかろう。しかし、現実はそのようにはなっておらず、同一世代の所得分布をとってもかなりの較差が観察される(第2表参照)。従って、Kuznets [7] に代表される見解[年収とは異なる生涯所得(lifetime income)による計測の重要性を説く]の政策的意義は現在の日本でみる限りそれ程大きくない。つまり、政策的には同一世代内に存在する所得較差の原因究明の方がより切実な問題といえよう。その原因は、3要因だけで調べる限り有業人員の差異、特に有

業人員の有無に基づく所得較差にまず求められる。即ち、政策的には完全雇用の確保(高令者・婦女子に対する就業機会の提供が特に重要であろう)と、無業者(疾病・心身障害に起因することが少なくない)に対する最低所得の保障の2つが所得較差を縮小させるために重要となる(この点が第2)。第3に、所得保障の際、多子世帯であるとか町村に居住しているからといって1子世帯・都市世帯との間に給付格差を設ける意義はあまりない。特別児童手当制度と、生活保護制度の級地条項は再検討を迫られている。

2.2. 同一年令階層内の所得不平等

第2表は昭和48年¹⁶⁾の同一世代内の所得不平等の計算結果である。まず、クロスセクション分析をする限り¹⁷⁾、高年令世代に移れば移るほど同一世代内の所得較差は拡大する、と一般的には言える¹⁸⁾(第3図参照)。第1表の全体としての所得

第3図 世代内の所得不平等 (昭和48年)



第2表 世代内の所得不平等 (昭和48年)

年 令	不平等度 (10 ⁻⁴)				ウェイト (10 ⁻²)			
	T (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)	B (ε=5)	T (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)	B (ε=5)
~24才	836	409	815	10364	1	1	2	6
25~29	729	350	686	5972	6	7	8	25
30~34	883	415	802	7518	13	14	15	28
35~39	890	429	846	9606	16	17	18	24
40~44	1048	508	1014	17698	17	16	16	14
45~49	1158	592	1097	36849	15	14	13	7
50~54	1355	680	1412	41019	11	10	9	4
55~59	1549	773	1599	68717	9	8	7	4
60~64	1797	885	1810	68008	6	6	6	5
65~	2386	1193	2513	166815	6	6	6	9

13) 昭和44年の世帯規模間所得較差の数値は異常に落ち込んでおり信用できない。サンプルを変えてチェックする必要がある。

14) Mauer [12] は昭和30年代後半からみられる所得較差の縮小傾向の主要因を地域間較差の縮小に求めている。

15) 溝口 [8] (356頁) の計算結果によれば、職業間所得較差は世代間所得較差をわずかながら上回っている(昭和40年代)。

16) 2.2節~2.5節では特定の年次だけをとりだして分析しているが、他の年次についても昭和42年以降であればほぼ同様のファクト=ファインディングを得ることができる(念のため)。

17) 本来ならクロスセクション分析ではなくコホート分析から何らかの傾向を見出すべきである。しかし、それによってロバスト(robust)な結論を得るには資料が不足している。

18) 20才代前半世代と後半世代では後者の所得較差の方が前者のそれより小さい。(アメリカにも同様の事実がある—Morgan [10] を見よ。香川勉氏の御教示に負っている。) もっとも、これは有業人員の差異(20代前半世代 1.48人, 20代後半世代 1.33人)に起因していると考えられなくもない。

第 3 表 同一世帯規模内の所得不平等 (昭和 48 年)

世帯規模	不平等度 (10 ⁻⁴)				ウェート (10 ⁻²)			
	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)
2 人	1629	798	1626	63056	11	12	13	36
3	1253	597	1175	17595	22	22	24	32
4	1064	512	1013	13677	37	36	36	34
5	1198	583	1164	17965	19	18	18	12
6	1238	605	1216	18572	8	7	7	3
7~	1290	629	1261	25374	3	3	2	1

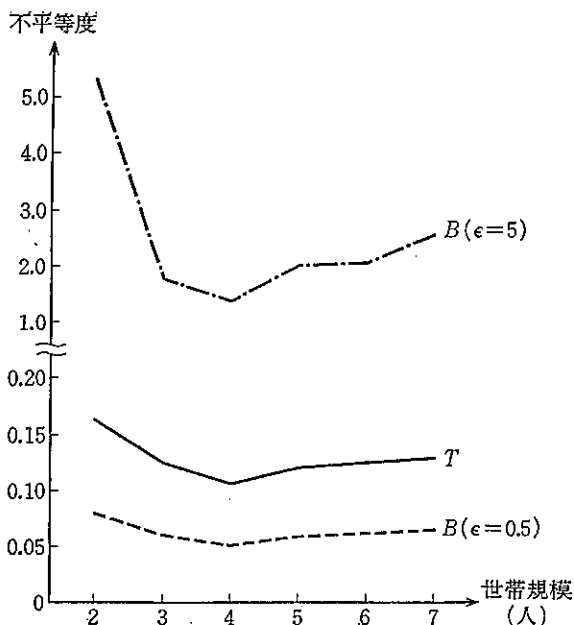
第 4 表 同一有業人員世帯内の所得不平等 (昭和 47 年)

有業人員	不平等度 (10 ⁻⁴)				ウェート (10 ⁻²)			
	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)
0 人	1688	801	1581	23550	1	2	3	50
1	1109	541	1084	21947	46	48	50	69
2	1065	526	1063	20165	36	35	34	32
3	1034	524	1085	23324	12	10	9	4
4	1004	519	1094	23623	4	3	3	1
5~	874	464	1088	46655	1	1	1	0

較差に照らしてみると、おおよそ 40 才代後半の世代の所得分布の不平等が平均的不平等であるとみなせよう。それより若い世代の所得分布は平均より較差が小さく、また、50 才を超えるや否や所得較差は一段と拡がり、65 才以上の世代ともなると所得較差は一層拡大している。このポイントは (平均年収は年令とともに 50 才代まで上昇するが 60 才を超えるとともに低下しはじめることを考慮すると) 低所得層の割合が最も高くなるのが 65 才以上の高令者世帯であることを示唆している。このような事実「老人問題」の一側面を読みとることができよう。

なお、40 才以上 65 才未満の世代の平均所得は全体の平均所得を上回っており、その他の世代の平均所得は全体の平均を下回っていることが、第 2 表のウェート (T 及び B: ε=1) を見ることによって確認できる [(2), (4) 式参照]。

第 4 図 同一世帯規模内の所得不平等 (昭和 48 年)



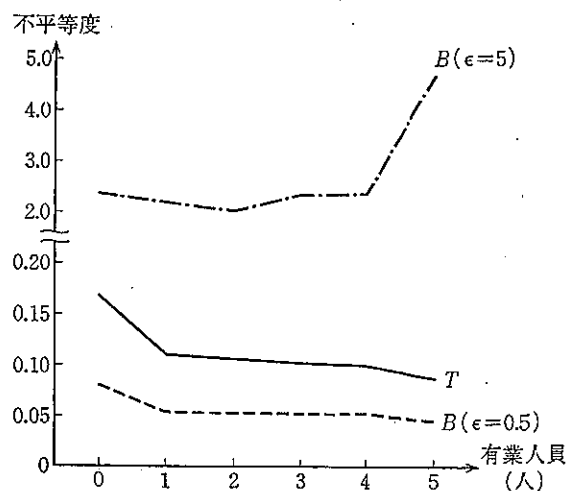
2.3. 同一世帯規模内の所得不平等

第 3 表は同一世帯規模内の所得較差を計算したものである (昭和 48 年)。それによると、最も所得較差が小さいのは 4 人世帯であり、それより規模が大きくなっても小さくなくても所得較差は拡大する傾向にある (第 4 図参照)。最も所得較差の大きい世帯は、ここでは資料の制約から 2 人世帯となっているが、溝口 [8] (359-60 頁) の計算結果からはむしろ単身者世帯の所得較差こそが最大となると予想される。従って、政策的には多子世帯よりも単身者特に老年単身者 (わけても無業者) 世帯に対する配慮が優先されて然るべきであろう。(この点に関する『全国消費実態調査』を用いた詳しい分析は他の機会に譲りたい。)

2.4. 同一有業人員世帯内の所得不平等

第 4 表は同一有業人員世帯内の所得較差を計算したものである (昭和 47 年)。この結果から一意的 (unique) な傾向を見出すことはできない。ただ、低所得層の相対的位置だけでなく全体のバ

第 5 図 同一有業人員世帯内の所得不平等 (昭和 47 年)

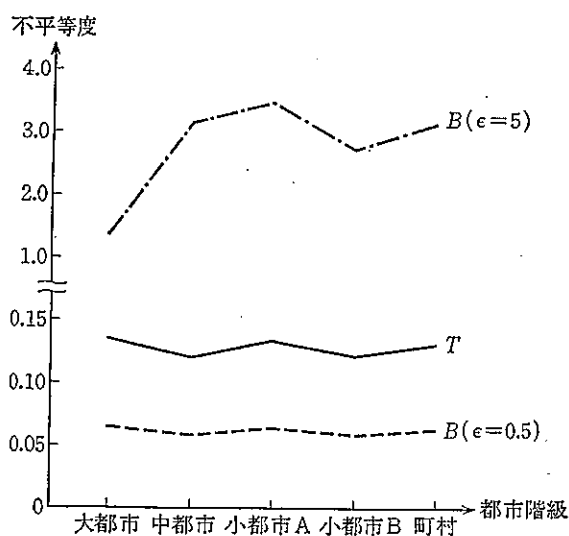


第5表 同一都市規模内の所得不平等 (昭和48年)

都市規模	不平等度 (10 ⁻⁴)				ウェイト (10 ⁻²)			
	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)	T	B (ε=0.5)	B (ε=1)	B (ε=5)
大都市	1347	654	1311	13700	17	16	16	10
中都市	1208	587	1182	31157	51	51	51	50
小都市A	1926	642	1292	34843	18	18	18	19
小都市B	1213	593	1199	27244	7	7	7	11
町村	1299	627	1265	31325	7	7	8	12

ランスをあくまでも考慮する場合(TあるいはB: ε=0.5), 有業人員の少ない世帯ほど所得較差が拡大する傾向にある(第5図参照)。しかし, 低所得層の相対的位置どりを重視して不平等を計測する場合(B: ε=5)には必ずしもそうとはいえず, むしろ5人以上の有業人員のいる世帯の所得較差が一転して最大となっている。つまり, 有業人員が多い世帯ほど所得較差は小さくなる(働き手の数を増やして収入の安定を図っている)が, 有業人員が5人以上になってもなお低所得階層にとどまっている世帯の割合はかなり大きい。否, 低所得層は少しでも収入を得るために止むに止まれず働き手の数を増やしている, といった方が現実に近いのかも知れない。いずれにせよ, 無業者世帯・低所得世帯に対する政策的配慮が望まれる。(第5図をみれば, 筆者が価値判断に関するパラメーターを含んだ尺度をなぜ採用したか御理解いただけると思う。尺度Bの持ち味は第5図の中にかんなく発揮されている。)

第6図 同一都市規模内の所得不平等 (昭和48年)



2.5. 同一都市規模内の所得不平等

同一都市規模内の所得較差(昭和48年)の計算結果が第5表にまとめられている。ここでも一意的な傾向を見出すことはできない。ただ, TとかB(ε=0.5, 1)の数値の動きをみると, 大都市内の所得較差がわずかながら他の都市規模内のそれを上回っていることが読みとれる。他方, B(ε=5)では大都市内のそれは最小となっている(第6図参照)。従って, 全体的な所得分布のパラツキでは大都市が一番大きいものの他都市との差異はあまりなく, また, 低所得層の相対的位置どりとという点では一転して大都市が他の都市規模より恵まれている。

3. 金融資産分布の不平等

本節では, 総理府統計局『貯蓄動向調査報告』にある貯蓄現在高(全国全世帯)の分布を資料にしてその不平等度を計測している¹⁹⁾。ところで, これを資料にして計測したものは意外に少なく(溝口[8], 所得分配に関する研究会[3]), むしろ同調査報告にある所得階級別の貯蓄現在高の分布がこれまで広汎に使用されてきた²⁰⁾。しかし, 所得階層が同一であっても金融資産の保有にはかなりのバラツキがみられる(後述参照)。そもそも所得階層別の金融資産較差というのはサブグループ間の資産較差(M_b)にすぎない。全体としての金融資産較差(M)は同一所得階層内の資産較差(M_wj)をも考慮して計算されるべきである。

3.1. 金融資産較差の計測

第6表には金融資産分布の不平等を計算した結果が載っている。全体としての金融資産較差は昭

19) 資料の制約としては (i) 全世帯といっても単身者・農家世帯は含まれない, (ii) 名目額で計算しているのでインフレーションによる調整をしていない, (iii) 株式のキャピタル・ゲインは形式的には計上されることになっているが実質的に計上されていない, (iv) 借入金差引していないので純貯蓄残高の分布ではない, (v) 代替資産である実物資産を含めて計測しているわけではない, の5点が挙げられる。(ii)~(iv)を考慮して調整を行なったものに江藤[4]がある。また, 実物資産分布についてはとりあえず溝口[8], 所得分配に関する研究会[3], 江藤[4]を参照されたい。

20) 江藤[4]がその最近の例である。

第 6 表 金融資産分布の不平等

単位: $T, B(\epsilon=0.5, 1): 10^{-4}$, $B(\epsilon=5): 10^4$

尺 度	年次(昭和)	M	M_{b1}	$\sum w_j M_{w_j}$	a_1
T	43	5423	1470	3953	
	44	5651	1363	4268	
	45	5239	1410	3829	
	46	5290	1292	3998	
	47	5554	1416	4138	
	48	6010	1783	4227	
B ($\epsilon=0.5$)	43	2791	721	2070	27.3
	44	2835	668	2167	24.9
	45	2678	674	2004	26.5
	46	2723	629	2094	24.4
	47	2835	678	2157	25.3
	48	2868	816	2070	29.9
B ($\epsilon=1$)	43	6588	1453	5135	27.5
	44	6523	1330	5193	26.0
	45	6305	1323	4982	26.5
	46	6404	1245	5159	24.8
	47	6670	1340	5330	25.8
	48	6509	1546	4963	29.9
B ($\epsilon=5$)	43	4.1710	0.0004	4.1706	52.7
	44	5.6459	0.0001	5.6458	39.7
	45	11.2199	0.0001	11.2198	37.3
	46	15.2610	0.0003	15.2607	47.1
	47	3.7411	0.0001	3.7410	38.9
	48	4.5336	0.0001	4.5335	38.0

(注) M …全体としての金融資産分布の不平等
 M_{b1} …年次別金融資産分布の不平等
 M_{w_j} …同一年収内の金融資産分布の不平等
 a_i … M, M_{b1} を A, A_{b1} に変換したときの $A_{b1}/A(\%)$, $i=1, 2$ 。
 (出所) 総理府『貯蓄動向調査報告』(全国全世帯, 第 7 表も同じ)。

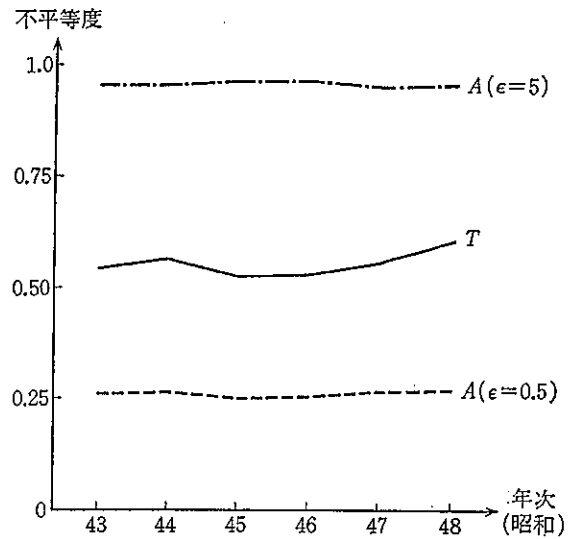
和 45 年以降わずかながら拡大傾向にある, というのが全体のバランスを考慮したときの評価である²¹⁾(第 7 図参照, T あるいは $A: \epsilon=0.5, 1$ がその例)。しかし, 低額資産保有世帯の相対的位置どりはあまり変化をみせてはいない($A: \epsilon=5$)。また, 当然予想されることであるが, 所得較差にくらべると金融資産較差の方がかなり大きい²²⁾(第 1 表参照)。

所得階級別の金融資産較差(M_{b1} , 第 6 表)の全体に対する説明力(a_1)は, 低資産階層の相対的位置を重視するほど高まるがそれでも高々 50% ほどまりである($B: \epsilon=5$)。中・高額資産保有階層をもあ

21) 溝口 [8] (363 頁) によれば, 昭和 37 年から 44 年にかけて金融資産分布は急速に平等化したことになっており, 昭和 45 年以降と正反対の動きを示している。

22) アトキンソン係数で比較すると, 後者は前者の 4.3 倍 ($\epsilon=0.5$), 1.9 倍 ($\epsilon=5$) になっている (昭和 48 年)。その原因の一つを職業間における両者の大きな相違に求める者 (溝口 [8] 364 頁) もある。

第 7 図 金融資産分布の不平等



る程度考慮して全体を評価する場合 ($B: \epsilon=0.5$) にはそれは 25% 程度に下がってしまう。従って, M_{b1} だけで全体としての金融資産分布の不平等の動向を判断しようとしても判断を誤る危険性が高い²³⁾。

3.2. 年令要因と金融資産較差

Modigliani—Brumberg [9] 流の貯蓄理論によれば, 合理的な主体の貯蓄行動を前提とする貯蓄残高はライフサイクルを通して必ずしも一定不変ではなく, むしろ年令が異なれば貯蓄残高にも差

第 7 表 年令要因と金融資産分布 (昭和 48 年)

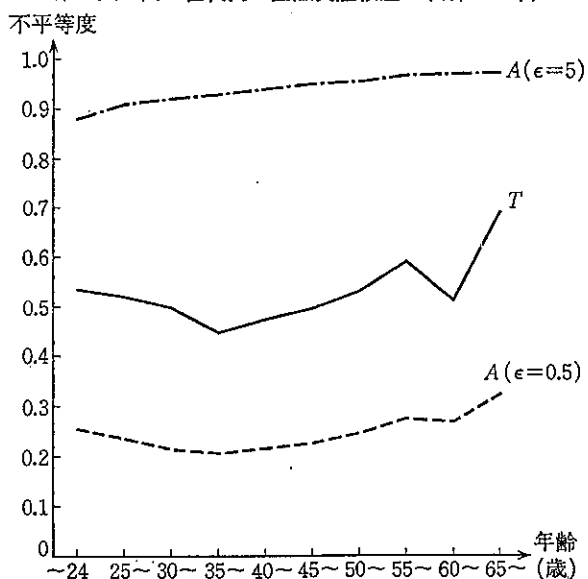
単位: $T, B(\epsilon=0.5, 1) \dots 10^{-4}$, $B(\epsilon=5) \dots 10^4$

年 令	不平等度				ウエート (10^{-2})			
	T	B ($\epsilon=0.5$)	B ($\epsilon=1$)	B ($\epsilon=5$)	T	B ($\epsilon=0.5$)	B ($\epsilon=1$)	B ($\epsilon=5$)
~24才	5354	2723	6202	0.1201	0.3	0.5	1	130
25~29	5201	2501	5735	0.3539	3	4	7	235
30~34	4969	2281	4901	0.6118	8	11	14	106
35~39	4486	2174	4813	0.9649	12	14	17	64
40~44	4752	2286	5101	1.7854	15	16	17	26
45~49	4981	2405	5309	3.8946	16	14	13	6
50~54	5316	2620	5816	6.1828	14	12	10	2
55~59	5909	2978	7018	18.5520	11	9	8	2
60~64	5547	2898	7283	34.7421	10	8	6	1
65~	6901	3564	8980	47.3900	11	9	7	1
$\sum w_k M_{w_k}$	5302	2507	5733	4.5335				
M_{b2}	708	381	776	0.0001				
M	6010	2888	6509	4.5336				
$a_2(\%)$		14.1	15.6	37.2				

注) M_{b2} …世代間の金融資産較差, M_{w_k} …世代内の金融資産較差

23) 例えば, 計測期間のうち較差が最小であった年次をみると, M では昭和 45 年, M_{b1} では昭和 46 年 ($T, B: \epsilon=0.5, 1$) となり, くい違っている。

第8図 同一世代内の金融資産較差 (昭和48年)



異が生じてくる、とのことである²⁴⁾。従って、仮に、年令の差異に基づく金融資産較差(M_{b2})で全体としての較差(M)の殆んどを説明できるとするならば、その較差は政策的に問題とはならない。現実(昭和48年)はこの仮定を満たしているだろうか。第7表はその計算結果である。 M_{b2} の説明力(a_2)をみると、低額金融資産保有階層の相対的位置を重視するほどその値は大きくなるものの高々40%どまりである。つまり、金融資産較差の存在に対して政策的に眼を閉じているわけにはいなくなる。

同一世代内の金融資産較差 M_{wz} について——第1に、所得分布とは若干異なり、30才代後半の世代の資産較差が最も小さく、それより若くなくても、年をとっても資産較差は拡大する傾向にある(第8図参照、とくに $T, A; \epsilon=0.5$)。もっとも、

24) 'hump-saving' がその例である。ところで、金融資産保有額は年をとるとともに増大するというのが平均的にみた日本の特徴である(『貯蓄動向調査』)。第7表(及び第2表)に計算されている各尺度のウェートの動きをみれば、低所得(低額金融資産保有)階層の相対的位置を最も重視しているのがこの4つのうちでは $B(\epsilon=5)$ であり、 ϵ の値をそれより小さくするにつれ中・高所得(中・高額金融資産保有)階層の相対的位置の評価は高まってゆくことが理解できよう。また、タイル係数(T)のウェートは $\epsilon \rightarrow 0$ の場合のそれに相当することも予想される(詳しくは高山[13]、豊田[15]参照)。

低額金融資産保有階層の相対的位置どりを重視すれば、所得分布と同様高年令層に移れば移るほど資産較差は拡大することになる。第2に、同一世代をとって金融資産較差と所得較差をくらべると前者の方が後者よりどの世代をみても必ず大きくなっている。このような金融資産分布の特徴を説明する有力な要因として考えられるものに相続・贈与の制度があろう²⁵⁾。しかし、この点についての論述は他の機会に譲りたい。

4. 結論の要約

総理府統計局『家計調査年報』、『貯蓄動向調査報告』(いずれも全国全世帯)で調べた限りにおいて²⁶⁾、以下に列挙してあるような結論が昭和40年代の傾向として得られた。

(1) 所得不平等の要因——政策との関連から——

(a) 年令・世帯規模・有業人員・都市規模の4要因のうち全体としての所得較差に対する説明力が一番大きいのは有業人員の差異に基づく所得較差である(低所得層の相対的位置を重視するほど、また、最近年になればなるほどその説明力は大きくなって20%の水準を越えることになる)。年令要因・世帯規模要因のもつ説明力がそれについているものの高々10%強の説明力にとどまっている。都市規模間所得較差は最近年においては微々たる(negligible)水準に落ちこんでいる。

(b) 従って、政策的には特に高令者・婦女子・身体障害者に対する雇用機会の十全な提供、無業者に対する最低所得の保障が求められる。他方、特別児童手当・生活保護制度の級地条項の意義は今日あまり大きくないので再検討されなければならない。

25) Atkinson [2] はいくつかの仮定を設定した上で遺産が 'luxury' goods で消費が 'necessity' である場合には子沢山主義で均分相続しない限り(厳密には、家族規模の増大率が利子率より小さいと)スタート時点で存在した資産較差が時の経過とともに拡大することを証明した。

26) 『家計調査年報』(全国勤労者世帯)、『全国消費実態調査』、『賃金構造基本統計調査』等々に当って、結論がロバストであるかをチェックしてみる必要がある。

(2) ファクト=ファインディング

(a) 低所得階層の相対的位置をあくまでも重視して観る場合、全体としての所得較差は昭和40年代を通して縮小傾向にあったといえる。ただ、中・高所得階層の相対的位置をまかなり考慮して全体のバランスをとる場合には昭和48年にいたって一転して拡大の傾向が認められる。

(b) 高年齢世代に世代が移るほど同一世代内の所得較差は拡大する傾向にある。

(c) 世帯規模別では4人世帯の所得較差が最も小さく、4人より規模が大きくなっても小さくなくても較差は拡大する。なかでも単身者世帯の所得較差が最大となっている(と予想される)。

(d) 低所得層は少しでも収入を得るために止むに止まれず働き手の数を増やしているという側面も無視し得ないが、一般に有業人員の増大は所得較差を縮小させる。

(e) 都市規模別では大都市内の所得較差がわずかながら他都市より大きいものの、大都市低所得層の相対的位置よりは他の都市との比較では一番恵まれている。

(f) 全体としての金融資産較差は昭和45年以降わずかながら拡大傾向にある。もっとも低額金融資産保有階層の相対的位置よりは昭和45年以降あまり変化していない。

(g) 同一世代をとってみるとどの世代についても金融資産較差の方が所得較差より必ず大きくなっている。また、世代間の較差についても同様の傾向があるので、全体としての金融資産較差は全体としての所得較差よりかなり大きい。

(h) 30才代後半の世代の金融資産較差が最も小さくそれより若くなくても年をとっても資産較差は拡大している。もっとも、低額金融資産保有階層の相対的位置よりは年齢とともに悪化している。

(i) 生涯所得で調整した方が年間所得の分布より平等化する。また、年齢要因に基づく差異を考慮した時の方が考慮しない時より金融資産較差は縮小する。ただ、いずれの場合もその調整効果はそれ程大きくない。

(j) 年間収入階級別の金融資産分布で全体とし

ての金融資産分布を代替させることにはかなり大きな制約が伴う。

(武蔵大学経済学部)

参 考 文 献

[1] A. B. Atkinson, "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory* Vol. II, September, '70.

[2] —, "Capital Taxes, the Redistribution of Wealth and Individual Savings," *Review of Economic Studies*, Vol. XXXVIII, April, '71.

[3] 所得分配に関する研究会『所得・資産分配の実態と問題点』, '75.

[4] 江藤勝「物価・地価上昇の所得分配への影響」, 週刊『東洋経済』臨時増刊, '73. 10. 4.

[5] J. L. Gastwirth, "The Estimation of A Family of Measures of Economic Inequality," *Journal of Econometrics*, Vol. III, No. 1, '75.

[6] Y. Kurabayashi & H. Ichikawa, "Distribution of Incomes and Costs of Medical Care in Lower Income Classes—An Aspect of Measurement of Poverty," paper presented to 14th General Conference of International Association for Research in Income and Wealth, August, '75.

[7] S. Kuznets, "Demographic and other Components in Size Distribution of Income," paper presented to Joint JERC-CAMS Seminar on Income Distribution, Employment and Economic Development in Southeast and East Asia, December, '74.

[8] 溝口敏行「戦後日本の所得分布と資産分布」『経済研究』, '74. 10.

[9] F. Modigliani & R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function," in K. K. Kurihara ed., *Post Keynesian Economics*, '54.

[10] J. Morgan, "The Anatomy of Income Distribution," *Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIV, August, '62.

[11] R. E. Mouer「家計調査における所得分布と世帯成員数の関連」, 『三田学会雑誌』, '73. 10.

[12] —, 「日本における下位体系別の所得分布の状況——家計調査研究を通じて——」, 季刊『理論経済学』, '75. 4.

[13] 高山憲之「所得不平等の尺度: 再検討」, 『国民経済』, '74. 3.

[14] H. Theil, *Economics and Information Theory*, '67.

[15] 豊田敬「所得分布の不平等度——不平等度の比較と尺度——」, 『国民経済』, '75. 11.