

年齢別貯蓄函数の計測

— 中間報告その1* —

神田 祐一

1 は し が き

小論は総理府統計局「家計調査」の拡大調査によるクロスセクション・データを用いて世帯主年齢と貯蓄行動の関係について計測した結果を提示するものである。ライフ・サイクルと貯蓄との関係については、欧米においては、理論的にも実証的にも著しい分析がなされており、⁽¹⁾またわが国の場合にも、⁽²⁾ここ数年来いくつかの分析結果が提示されているようである。小論は、かかる試みのひとつとして、世帯主年齢階層別に、貯蓄と可処分所得との関係を明らかにする意図を持ったものである。この種の問題にかんしては、Friedman [1], およびとくにライフ・サイクルと貯蓄の関係についての Modigliani-Brumberg [4] の理論的、実証的研究があり、われわれの分析の有力な手がかりとなるものである。しかし、小論では、この種の問題に接近する第1段階の作業として、まずクロスセクション・データによる事実探査的な作業の結果を提示するにとどめ、より詳細な分析結果は現在進行中の作業完了後に改めて報告したいと思う。

* 以下の1にも述べるごとく、ここに提示する結果はあくまでも暫定的な中間報告としての意図をもったものである。ここでの分析にたいしてコメントをいただいた本学の戸島熙、松田芳郎の両講師その他の方に感謝する。ただし、時間の関係上これらのコメントを分析過程において充分考慮することができなかったことをおことわりすると共に、今後の作業において充分考慮してゆきたいと思う。

(1) Harrod [2], Friedman [1], Modigliani-Brumberg [4] およびその中で引用されている諸論文, Lydall [3], Watts [5] 等。

(2) 尾崎 [9], 金森 [7] 等。尾崎 [9] は入手不能のため未見、その大まかな内容は溝口 [8] によって知ることができた。

2 資 料

資料は『昭和34年・全国消費実態調査報告』第1巻所収(12表)の「世帯主の勤め先収入階級別年齢別1世帯当たり1ヶ月の収入と支出(勤労者世帯)」である。この資料によれば、世帯主の年齢階層別に所得と貯蓄にかんするクロスセクション・データを得ることができる。ただし、この資料において注意すべき点は、各年齢階層毎に世帯主の勤め先収入階級によってデータの層別集計がなされていることである。われわれの作業は、ライフ・サイクルと貯蓄行動の関係の分析の第1段階の作業として、世帯主年齢階層別に可処分所得と貯蓄との関係を計測することである。したがって、われわれの分析には、実収入によって層別されたデータの方がさしあたってよりのぞましいと考えられる。しかしここでは、世帯主勤め先収入階層別のデータから可処分所得の計数を求めて、分析をすすめていくことにする。なお、この資料が同一世帯の3ヶ月平均の計数を層別集計したという利点を持つ一方、これらの計数が9—11月平均という特定月の平均値であることも、分析にあたって注意すべき点であろう。

つぎに、可処分所得と貯蓄の定義について。これらは総理府統計局「家計調査」の定義に従って求める。すなわち、

$$\text{可処分所得} = \text{実収入} - \text{非消費支出}$$

$$\text{貯蓄} = \text{可処分所得} - \text{消費支出}$$

である。この定義によれば、貯蓄には流動性貯蓄の他に物的資産の増減の一部も含まれることになる。⁽³⁾以下の分析では、データの制約等もあり、各貯蓄項目についての分析は行なわず、上の定義による貯蓄を分析の対象とすることに⁽⁴⁾にする。

最後に、ここでの分析に用いる資料から得られる基礎的情報を表2.1および表2.2としてまとめておくことにする。

(3) 篠原〔10〕, 伊大知〔6〕。

(4) 篠原〔10〕, 伊大知〔6〕が各貯蓄項目にかんする分析を行なっている。

表2.1 ⁽⁵⁾ 世帯主年齢階級別 1 世帯あたり平均所得,
平均貯蓄, 貯蓄率⁽⁶⁾, 所得レンジ, 平均世
帯人員数および世帯数 (9—11月平均)

階級 番号	世帯主年齢階級 歳	平均所得 円	平均貯蓄 円	貯蓄率	所得レンジ		平均世帯 人員数 人	世帯数
					最低所得 円	最高所得 円		
1	~24	20,903	2,084	.100	10,441	91,510	3.52	629
2	25~29	23,240	2,711	.117	7,069	83,594	3.34	2,815
3	30~34	25,230	2,847	.113	12,229	71,594	4.03	5,622
4	35~39	27,869	2,874	.103	8,848	90,480	4.50	4,869
5	40~44	29,377	2,938	.100	9,718	153,889	4.71	3,751
6	45~49	32,285	3,359	.104	11,551	101,446	4.80	3,266
7	50~54	35,918	4,337	.121	12,058	119,923	4.75	2,488
8	55~59	33,549	3,937	.117	11,472	130,257	4.59	1,187
9	60~64	31,879	3,498	.110	14,494	106,188	4.28	527
10	65~	28,276	4,872	.172	10,014	65,135	3.99	216
11	(60~)	(29,516)	(3,859)	(.131)	(13,001)	(106,188)	(4.19)	(743)

表2.2 ⁽⁷⁾ 世帯人員 1 人あたり平均所得, 平均貯蓄,
所得レンジおよび貯蓄率 (9—11月平均)

階級 番号	世帯主年齢階級 歳	平均所得 円	平均貯蓄 円	貯蓄率	所得レンジ	
					最低所得 円	最高所得 円
1	~24	5,898	585	.099	2,958	14,078
2	25~29	6,987	821	.118	2,123	14,498
3	30~34	6,226	698	.112	3,198	14,319

(5) 前記資料にもとづいて作成。最後の行 (60歳以上) の計数は原資料に記載されていない。筆者が60~64歳と65歳以上の計数をプールして計算したものである。

(6) 平均所得・平均貯蓄比率である。

(7) 前記資料にもとづいて計算。最後の行 (60歳以上) の計数は、表 2.1 と同じく、60~64歳と65歳以上の計数をプールして計算。

4	35~39	6,156	633	.103	2,122	37,242
5	40~44	6,196	612	.099	2,430	28,497
6	45~49	6,623	697	.105	2,909	25,015
7	50~54	7,466	897	.120	2,900	26,826
8	55~59	7,443	864	.114	2,778	16,997
9	60~64	7,366	814	.111	3,947	33,156
10	65~	7,179	1,177	.164	3,210	32,568
11	(60~)	(7,312)	(912)	(.131)	3,928	33,156

3 モデル

まず各年齢階層における所得と貯蓄との関係をグラフにプロットしてみると、明らかに所得の増加に伴ない貯蓄率の増大が看取される。そこで最初にわれわれは最も単純な線型の貯蓄函数を採用することにする。すなわち

s = 世帯あたり貯蓄

y = 世帯あたり可処分所得

とするとき

$$(3.1) \quad s = a_1 + \beta_1 y + \varepsilon_1$$

を用いて計測を行なう。ここで、 a_1 は定数項、 β_1 は(クロスセクションによる)限界貯蓄性向である。また ε_1 は平均ゼロ、分散一定($\sigma_1^2 < \infty$)で独立な分布に従う確立変数であると仮定する。⁽⁸⁾

ところでモデル(3.1)における各変数は世帯単位にかんするものである。しかし実際には各世帯間で世帯の大きさに相違があるため、この世帯の大き

(8) ここで残差項 ε_1 の分散が y の増大と共に大きくなるという、いわゆる不等分散性の問題の生起することが考えられる。この問題を回避するためには、(3.1)の両辺を y で除した

$$(3.1)' \quad s/y = a_1/y + \beta_1 + \varepsilon_1/y$$

にもとづいて計測を行なうやり方が考えられる(たとえば Watts [5])。しかしわれわれは、計算の都合上、この方法を採用しなかった。以下の(3.2)、(3.3)についても同様である。この点は、今後の作業において、改良してゆきたいと思う。

さの効果を考慮しなければならない。このためしばしば採用される方法は s および y を共に世帯人員で除した 1 人あたりタームでの計測を行なう方法である。すなわち

$$n = \text{世帯人員数}$$

とするとき、モデル

$$(3.2) \quad s/n = \alpha_2 + \beta_2(y/n) + \varepsilon_2$$

を設定して計測を行なうやり方である。しかし、この方法は、従来より辻村江太郎教授により批判されており、同教授の論点は正鵠を得たものと思われる⁽⁹⁾。そこで第 3 番目の方法として、同教授が消費函数、エンゲル函数の計測に用いられている方法にならって、モデル

$$(3.3) \quad s = \alpha_3 + \beta_3 y + \gamma n + \varepsilon_3$$

を設定して分析をすすめることが考えられる⁽⁹⁾。

以上においてわれわれは最も単純な形式の 3 つのモデルを示した。以下においては、まずこの 3 つのモデルの諸係数を世帯主年齢階層ごとに世帯数加重の最小自乗法によって推定する。つぎに 3 つのモデルの良好さを適合度等の基準によって判定し、さらに計測された結果から、年齢別貯蓄行動についての若干の吟味を行なうことにする。

4 計測結果

世帯主年齢階層別に (3.1), (3.2), (3.3) を計測した結果は以下のとおりである。

4.1—モデル (3.1) の計測結果：

$$1) \quad s = -3039 + .2451 y; \hat{R}^2 = .7538 \\ (.0467)$$

(9) 辻村 [11] pp. 51 and ff. 総理府統計局における家計調査資料分析研究会において、辻村教授は 1 人あたりタームのモデルの批判を行なわれ、世帯人員数 n を線型で導入された消費函数の計測結果を提示された。小論における (3.3) は同教授の提示された消費函数を貯蓄函数に変換したものであり、この定式化は全く同教授に負っている。消費分析における世帯人員の効果の分析については [11] にくわしく述べられている。

- 2) $s = -5781 + .3654 y ; \hat{R}^2 = .8927$
(.0372)
- 3) $s = -2643 + .2176 y ; \hat{R}^2 = .9317$
(.0169)
- 4) $s = -2109 + .1788 y ; \hat{R}^2 = .6374$
(.0336)
- 5) $s = -5434 + .2850 y ; \hat{R}^2 = .7267$
(.0446)
- 6) $s = -3408 + .2096 y ; \hat{R}^2 = .7685$
(.0294)
- 7) $s = -3648 + .2223 y ; \hat{R}^2 = .8178$
(.0258)
- 8) $s = -2498 + .1918 y ; \hat{R}^2 = .8426$
(.0221)
- 9) $s = -1124 + .1450 y ; \hat{R}^2 = .3984$
(.0452)
- 10) $s = -4278 + .3236 y ; \hat{R}^2 = .5138$
(.0875)
- 11) $s = -238 + .1388 y ; \hat{R}^2 = .5123$
(.0351)

4.2—モデル (3.2) の計測結果 :

- 1) $s/n = -1209 + .3044 (y/n) ; \hat{R}^2 = .8095$
(.1069)
- 2) $s/n = -1778 + .3720 (y/n) ; \hat{R}^2 = .8942$
(.0365)
- 3) $s/n = -732 + .2300 (y/n) ; \hat{R}^2 = .9272$
(.0177)
- 4) $s/n = -607 + .2014 (y/n) ; \hat{R}^2 = .6185$
(.1265)
- 5) $s/n = -1254 + .3011 (y/n) ; \hat{R}^2 = .8116$
(.0377)
- 6) $s/n = -930 + .2456 (y/n) ; \hat{R}^2 = .8034$
(.0311)
- 7) $s/n = -965 + .2494 (y/n) ; \hat{R}^2 = .9028$
(.0220)

- 8) $s/n = -334 + .1610 (y/n); \hat{R}^2 = .8533$
(.0173)
- 9) $s/n = -458 + .1727 (y/n); \hat{R}^2 = .5619$
(.0420)
- 10) $s/n = 676 + .0698 (y/n); \hat{R}^2 = .0430$
(.0951)
- 11) $s/n = -221 + .1630 (y/n); \hat{R}^2 = .7240$
(.0276)

4.3—モデル (3.3) の計測結果 :

- 1) $s = 4345 + .3135 y - 2504 n; \hat{R}^2 = .8097$
(.0548) (1341)
- 2) $s = -82 + .3736 y - 1762 n; \hat{R}^2 = .9146$
(.0348) (1379)
- 3) $s = -1175 + .2247 y - 409 n; \hat{R}^2 = .9258$
(.0265) (1142)
- 4) $s = 1398 + .1875 y - 833 n; \hat{R}^2 = .6128$
(.0440) (2493)
- 5) $s = 249 + .2974 y - 1284 n; \hat{R}^2 = .7432$
(.0444) (2031)
- 6) $s = 8799 + .2132 y - 2563 n; \hat{R}^2 = .6266$
(.0432) (1669)
- 7) $s = 12872 + .2580 y - 3748 n; \hat{R}^2 = .9703$
(.0125) (772)
- 8) $s = -18375 + .1977 y + 3416 n; \hat{R}^2 = .9284$
(.0152) (900)
- 9) $s = 12046 + .1984 y - 3475 n; \hat{R}^2 = .5045$
(.0456) (1674)
- 10) $s = -12084 + .3073 y + 2072 n; \hat{R}^2 = .4965$
(.0915) (2632)
- 11) $s = 1429 + .1428 y - 427 n; \hat{R}^2 = .4736$
(.0406) (1884)

以上において、各推定式に附されている番号は表 2.1 および表 2.2 に示されている世帯主年齢階級番号を表わしている。番号11は年齢60歳以上の世帯を示し、この番号の附された推定式は60歳以上の世帯の貯蓄函数の推定式で

あって、年齢65歳以上の世帯の標本数がきわめて少ないことを考慮し、60～64歳世帯と65歳以上の世帯のデータをプールして計測したものである。

各推定式における Y の係数、すなわち限界貯蓄性向の推定値および(3.3)の推定式における n の係数の下のカッコ内の数値はそれぞれの推定値の標準誤差である。また決定係数 \hat{R}^2 は自由度調整済みのものである。

さて以上の計測結果について、いくつかの吟味すべき点をあげてみよう。まず第1に、(3.1)、(3.2)、(3.3)の各推定式のうちいずれが良好であるかを検討する。そのためここでは、各推定式の決定係数の大小による適合度の比較を行なってみることにする⁽¹¹⁾。このため、上記の推定式の決定係数を改めて表4.1としてまとめて示すことにする。

表4.1 決定係数 \hat{R}^2 の比較

世帯主年齢階級		決定係数		
階級番号		(3.1)	(3.2)	(3.3)
1	～24 ^歳	.7538	.8095	.8097
2	25～29	.8927	.8942	.9146
3	30～34	.9317	.9272	.9258
4	35～39	.6374	.6185	.6128
5	40～44	.7267	.8116	.7432
6	45～49	.7685	.8034	.6266
7	50～55	.8178	.9028	.9703
8	56～59	.8426	.8533	.9284
9	60～64	.3984	.5619	.5045
10	65～	.5138	.0430	.4965
11	(60～)	(.5123)	(.7240)	(.4736)

この結果によれば、総体的にみて、世帯人員数の効果を考慮していない

(10) より正確には、クロスセクションによる所得の限界貯蓄率 (Modigliani-Brumberg [4]) と呼ぶべきであろう。

(11) より詳細な検定はのちの作業にゆずる。

(3.1) の推定式の適合度が (3.2), (3.3) の推定式のそれと比較してやや劣るように思われる。他方, (3.2) と (3.3) の推定式とを比較すれば, (3.2) の方がやや良好であるようにも推察される。

(3.3) における n の係数推定値の標準誤差から判断するならば, n の効果は統計的にみて有意である年齢階層と有意とはみなすことのできない年齢階層とが存在することがわかる。⁽¹²⁾ここで考慮に入れなければならない問題として, y と n とを共に説明変数として導入した場合の両変数間の相関関係, 換言すれば線型重合の問題がある。この問題を吟味するため, われわれは辻村 [11] の1部にならって, s と n の単純相関係数を y と n の単純相関係数と比較してみた。その結果は以下の表 4.2 に示すごとくである。

表4.2 s と n との単純相関係数と
 y と n との単純相関係数の比較

世帯主年齢階級		r^2_{sn}	r^2_{yn}
階級番号		(s と n の相関係数の自乗)	(y と n の相関係数の自乗)
1	歳 ~24	.1612	.4589
2	25~29	.0044	.0342
3	30~34	.4996	.5599
4	35~39	.1947	.3545
5	40~44	.0911	.1860
6	45~49	.1669	.4277
7	50~54	.1463	.3518
8	55~59	.0308	.0108 ($r_{yn} < 0$)
9	60~64	.0044	.3057
10	65~	.1061	.0514
11	(60~)	(.0822)	(.1946)

(12) 年齢30~34歳, 35~39歳および40~44歳の階層では, n の効果が明らかに有意でなく, これに対して, 50~54歳と55~59歳の階層では n の効果が明瞭に看取される。なお, 55~59歳の階層で n の効果がプラスであることに注意すべきである。このような結果を説明する統計的事実として, この階層のみについて, y と n の相関がマイナスであることがあげられる。

表4.2 と (3.3) の推定式とを比較すれば、一般的にみて、 r^2_{yn} が r^2_{sn} より大なる年齢階層については n の効果を有意とみなすことができず、 r^2_{yn} が r^2_{sn} より小である階層については n の効果が有意である傾向のあることがわかる。いずれにせよ、線型重合の問題が、(3.3) における n の効果の検出に対して、かなりの障害となっていることは明らかであろう。

つぎに、各年齢階層における (3.1), (3.2), (3.3) の限界貯蓄性向推定値を比較してみることにする。このため、これまでの計測結果を表4.3 としてまとめて示しておくことにする。この表をみれば、各年齢階層における (3.1), (3.2), (3.3) の推定式間で限界貯蓄性向の推定値にかんして著しい差を読みとることはできず、年齢65歳以上の推定値を除いて考えると、(3.2) と (3.3) の推定値はかなりの一致を示している。したがって、(3.3) における変数 n の導入による y と n との相関は、 y の係数をも狂わしてしまう危険

表4.3 回帰係数の一覧表

(カッコ内は推定値の標準誤差)

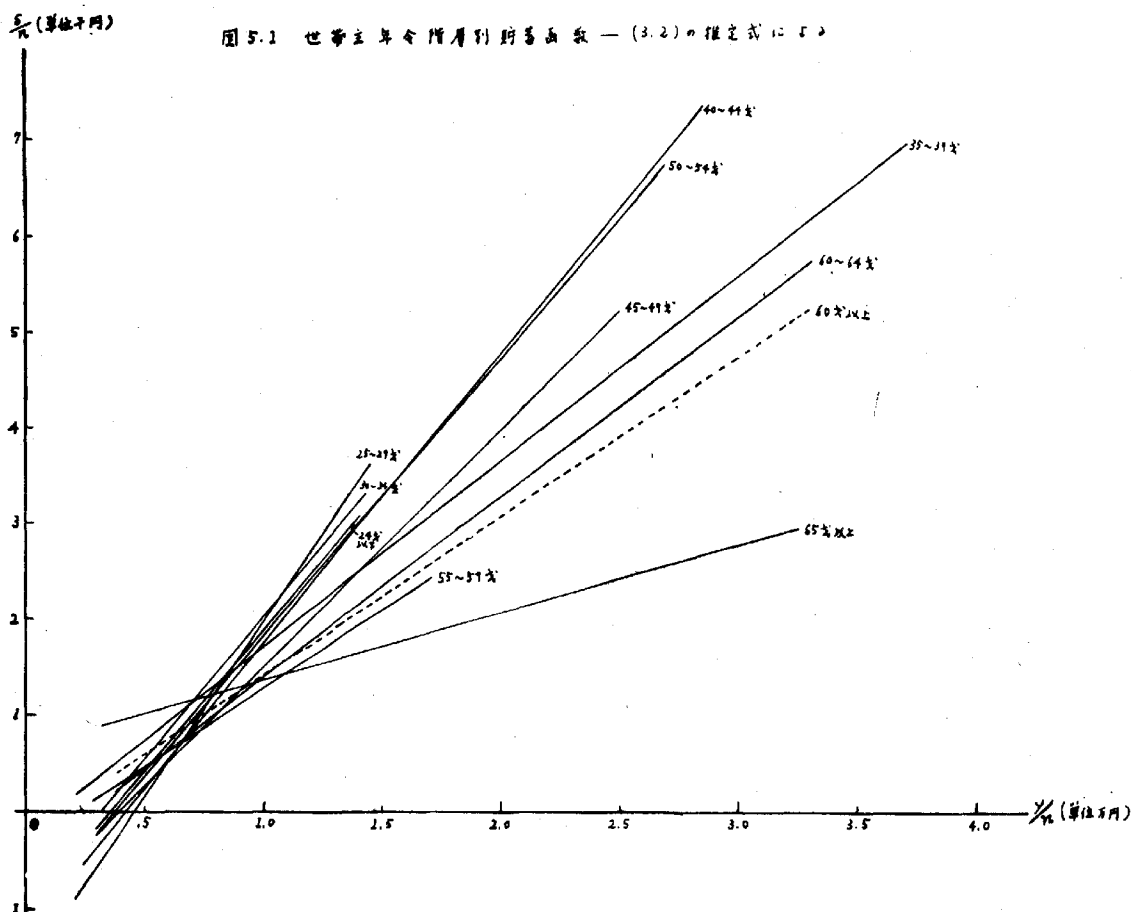
世帯主年齢階級		$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\gamma}$	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_3
階級番号								
1	~24 ^歳	.2451 (.0467)	.3044 (.1069)	.3135 (.0548)	-2504 (1341)	-3039	-1209	4345
2	25~29	.3654 (.0372)	.3720 (.0365)	.3736 (.0348)	-1762 (1379)	-5781	-1778	-82
3	30~34	.2176 (.0169)	.2300 (.0177)	.2247 (.0265)	-409 (1142)	-2643	-732	-1175
4	35~39	.1788 (.0336)	.2014 (.1265)	.1875 (.0440)	-833 (2493)	-2109	-607	1398
5	40~44	.2850 (.0446)	.3011 (.0377)	.2974 (.0444)	-1284 (2031)	-5434	-1254	249
6	45~49	.2096 (.0294)	.2456 (.0311)	.2132 (.0432)	-2563 (1669)	-3408	-930	-8799
7	50~55	.2223 (.0258)	.2494 (.0220)	.2580 (.0125)	-3748 (772)	-3648	-965	12872
8	56~60	.1918 (.0221)	.1610 (.0173)	.1977 (.0152)	3416 (900)	-2498	-334	-18375
9	60~64	.1450 (.0452)	.1727 (.0420)	.1984 (.0456)	-3475 (1674)	-1124	-458	12046
10	65~	.3236 (.0875)	.0698 (.0951)	.3073 (.0915)	2072 (2632)	-4278	676	-12084
11	60~	.1388 (.0351)	.1630 (.0276)	.1428 (.0406)	-427 (1884)	-238	-221	1429

性をもたらすことはなかったと推察されるであろう。

最後にわれわれは、(3.1), (3.2), (3.3) いずれの推定式によるにせよ、限界貯蓄性向の年齢階層間の相違に注目しなければならない。すなわち、ここで計測された限界貯蓄性向は、大まかにみて、10パーセント台（年齢階層55歳以上等の階層）から30パーセント台（年齢階層25～29歳等の階層）までのばらつきを示している。われわれは次節において、主として(3.2)の推定式をもとにして、貯蓄性向と年齢との間にみられる関係についての若干の推論を行なうことにしよう。

5 若干の推論

図5.1は(3.2)の推定式を全年齢階層について図示したものである。この図において、点線で示した60歳以上の年齢階層の貯蓄函数は、60～64歳のデータと65歳以上のデータをプールして推定したもの（表4.3の階層番号11の



$\hat{\alpha}_2$, $\hat{\beta}_2$ 参照) である。

この図から、まずわれわれは、ここで得られた推定式があたかも個別的世帯の行動を示しているかのごとくみなして、年齢別貯蓄行動についての若干の推論を行なうことにしよう。最初に24歳以下と25～29歳の階層では限界貯蓄性向は最も高く（そのうちで25～29歳の階層が最高である）、おそらく結婚後まもない世帯の将来にそなえての貯蓄意欲の旺盛さを物語るものかも知れない（ここでの分析に用いている資料には単身者世帯は含まれていない）。貯蓄性向の高い他の理由としては、ここで用いている貯蓄概念が耐久財等への賦払い等を含むため、若年世帯主の賦払い利用度が高いならば、それが貯蓄函数の勾配を大きくする可能性も理由として想定されうるであろう。またこれら世帯が将来の期待所得にたいしてきわめて悲観的であることが貯蓄性向を高めている一因であるかも知れない。しかし、これらはいずれも憶測の域を出ない考えである。なおこれら両年齢階層においては、平均世帯人員数が最小であることに注意すべきである。図 5.1 の貯蓄函数は、世帯の大きさの効果を1人当たりタームの所得と貯蓄に換算することにより除去しているし、またこの図の $\hat{\beta}_2$ は(3.3)の $\hat{\beta}_3$ とさして異なる値を示している。しかし、世帯の大きさの効果の処理も、われわれの分析では、世帯人員数の効果の処理にとどまっているから、より詳細な家族構成の効果を考慮するならば、 $\hat{\beta}_2$ も $\hat{\beta}_3$ もかなり異った値を示すかも知れない。

つぎに、30～34歳、35～39歳の階層については、24歳以下および25～29歳の階層とくらべて、きわだった貯蓄性向きの下降がみられ、かつ定数項も相当に高い値を示している。さらに40～44歳から $\hat{\beta}_2$ は反転して30パーセント台にまで上昇し、ふたたび年齢と共に漸時下降を示している。すなわち、45～49歳、50～54歳までが約25パーセントの限界貯蓄率を保持し、55～59歳、60～64歳の階層で約16—17パーセントとなっている。65歳以上では所得の増加にたいして有意な反応を示さず、一定額の貯蓄を行なう傾向がみられるがこの理由はとくに日本の場合には容易に理解されよう。ただし、65歳以上の

年齢階層では (3.2) と (3.1), (3.3) の推定式が著しく相違しているの
 この年齢階層の貯蓄行動にかんして信頼することのできる推論はできない。

以上各年齢階層の貯蓄行動にかんして若干の事実探究的な記述を行な
 みたが、以下においてはこれらの記述をクロスセクション・データによる推
 定式の解釈の問題に関連させて若干の推論を行なってみよう。ここでの分析
 からみられる著しい特色は、年齢階層による貯蓄性向の逆転関係である。す
 なわち29歳以下の大きな貯蓄性向が30~39歳の階層においてきわだって小さ
 くなり、それがふたたび40~44歳において反騰を示すという事実である。こ
 の事実を説明するために、われわれはつぎの2点をあげることができると思
 う。

その第1は所得分布の効果である。いまきわめて単純な所得分布の指標と
 して、年齢階層別に世帯所得の変動係数を示すと表5.1のとおりである。

表5.1 世帯可処分所得の変動係数

年 階	年齢	~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~64	65~	(60~)
変動 係数	(%)	32.5	29.8	25.5	35.2	40.2	41.3	45.6	60.0	41.8	42.0	(46.2)

表5.1をみると、30~34歳の年齢階層については世帯間の所得の差が一番
 小さいことが明らかである。この結果からすれば、30~34歳の年齢階層では
 世帯間相互でデモンストレーション効果が強い作用を及ぼし、消費性向を高
 めていることが考えられる。ただし、この場合、同一年齢階層が他の何らか
 の世帯集団と比較し、より強力に消費を誇示しあう集団とみなしうるか否か
 は、検討されなければならぬ問題である。

同一の推論が35~39歳の集団についても成立しうるか否かは、変動係数の
 大きさより判断すると、必ずしも明らかではない。そこでつぎに、Friedman
 [1] にならって、消費の所得弾力性を計算してみる。これが表5.2に示す
 ものである。

表5.2 消費の所得弾力性⁽¹³⁾

年 齢	歳 ~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~64	65~	(60~)
消費率	.900	.883	.887	.897	.900	.896	.879	.883	.890	.828	.869
限界消費性向	.755	.635	.782	.821	.715	.790	.778	.808	.855	.676	.861
消費の所得弾力性	.839	.719	.882	.915	.794	.882	.885	.915	.916	.817	.991

表5.2をみると、年齢階層35~39歳の弾力性が他の隣接する年齢階層のそれよりもかなり大であることが明らかである。したがって、この階層のデータにおいては、所得の変動成分の分散は他の隣接する年齢階層より大でないと推論でき、所得の変動にしめる恒常成分の割合が大であると考えられるであろう。これがこの階層における貯蓄函数の勾配を低めている理由であると思われる。さらに、各年齢階層別貯蓄函数の勾配と表5.2の弾力性との間に、かなり明瞭な対応関係のみられることも附言しておこう。

参 考 文 献

- [1] Friedman, M.: *A Theory of the Consumption Function*, 1957. (宮川・今井訳「消費の経済理論」, 1961.)
- [2] Harrod, R. F.: *Towards a Dynamic Economics*, 1948. (高橋・鈴木訳「動態経済学序説」, 1957.)
- [3] Lydall, H.: "The Life Cycle in Income, Saving, and Asset Ownership." *Econometrica*, Vol. XXIII, 1955, pp. 131~150.
- [4] Modigliani, F. and R. Brumberg: "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," *Post-Keynesian Economics*, ed. K. K. Kurihara, 1954.
- [5] Watts, H. W.: "Long-run Income Expectations and Consumer Saving," Durnberg, T. F., Rosett, R. N., and H. W. Watts, *Studies in Household*

(13) 世帯平均所得における消費の所得弾力性。消費率は表2.1の貯蓄率から導出、限界消費性向は(3.1)の $\hat{\beta}_1$ から導出。また弾力性は限界消費性向を消費率で除して導出。

Economic Behavior, 1958.

- [6] 伊大知良太郎・江見康一：「所得分布と貯蓄函数」，『経済研究』第10巻，第2号，1959，pp. 132—143.
- [7] 金森久雄：「日本の貯蓄率は何故高いか」，『経済月報』（経済企画庁調査局），1961年11月号，1961.
- [8] 溝口敏行：「消費函数の問題点」（計量経済学シンポジウム報告要旨），1963.
- [9] 尾崎 巖：「所得構造変化と消費者行動」（統計研究会研究資料），1962.
- [10] 篠原三代平：『消費函数』，1958.
- [11] 辻村江太郎：『消費者行動の理論』，1964.