「わが国世帯消費行動に関するコーホート分析の若干の補足」

黒　田　重　雄

目　　　次

Ⅰ　は　じ　め　に

世帯消費行動をライフ・サイクル的視点から分析しようとする場合に，これまでも解決すべきいくつかの問題点が指摘されていた[2],[5]。本小論では，これらの諸問題のうち二つの点にプアローチしてその解決の糸口としたい。

その一つは，例えば，世帯消費行動の結果としての経済変数のライフ・サイクルを観察する場合に，資料を階層別すなわち世帯主年令別にとっているということに対して発せられている。具体的に言えば，消費関数

$$C=f(Y) \qquad C；消費 \qquad Y；所得$$

の計測において生じる問題でもある。

すなわち，理論前提としての階層別分析には大いなる意味が認められるが，計測の観点からすると階層別の消費関数を計測したとしても，もしそれ

らの間にさして差が認められないものであれば，階層別分析はそれほど意味がなくなり，マクロ（あるいは平均）の消費関数を計測しておけば十分になる。このことは，本質的には，われわれが世帯主年令別で種々の分析を行っている観点に対しての問題提起でもある。

第二に，コーホートのパターンに対する認識の問題がある。われわれのこれまでの分析から，ライフ・サイクル的視点に立つ世帯消費行動のパターン（コーホート分析によって[1][2],[4],[5]）が多くの問題点をもちながらも除々に明らかにされてきている(例えば(図１)，(図２))。今後さらに一層の理論や方法論の研究と相まってこの種のデータの蓄積が待たれる。しかしながら，このような現状でも，将来いかなるパターン（決定論的あるいは確率論的）があらわれるかということはわれわれの大きな関心事なのである。この問題にアプローチするにはいくつかの考え方がありうる。理論的前提からパターンを帰結させるか，政策的意図的にパターンを設定するか，または過去の趨勢からみて適当な形式的曲線をあてはめてみるか等々。現時点ではいずれの方法が良いと断定できない状況にあるので，われわれは例えば，現時点までの傾向から推して(コーホートを観察した結果)そのまま一定方向で上昇を続けるかまたは，ある時点で反転（あるいは漸減）するか，といった観点

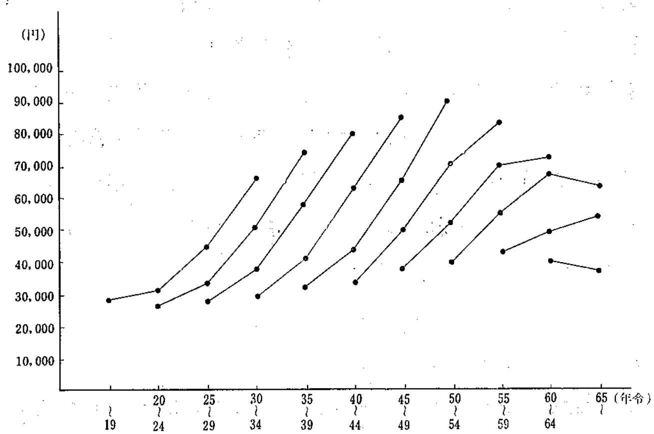

図１　可処分所得系列（昭和29年—34年—39年—44年）

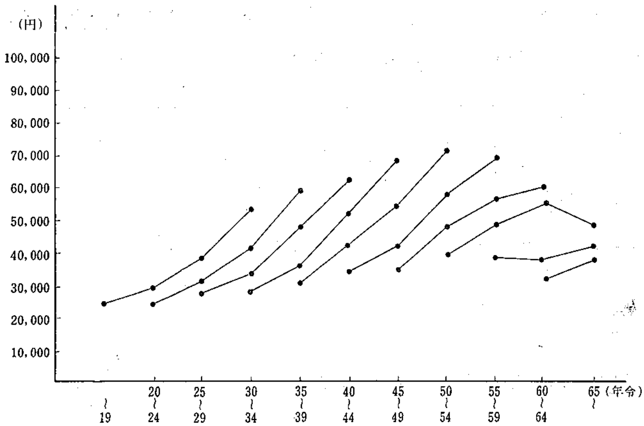

図２　消費支出系列（昭和29年—34年—39年—44年）

で形式的曲線のあてはめを検討してみたい。しかし，このことは，単にあてはめの興味にとどまらず，今日の消費者のライフ・サイクル上重要問題である教育，住宅，老後等の問題に関しての理論および政策的観点に対して基礎的な情報を提供することになろう。とはいえ，この場合，現状では理論や方法論の欠除，データの不備によって非常に限定された分析となる。ただ，この種の分析の要請に答え得るものとしては，現存する家計資料の中で最高のものと思われる総理府統計局家計調査資料があり，これによって現在までの態様を観察し将来のパターンの見当をつけることとする。

ここに(図１)(図２)の観察から，二つの仮定がおかれる。1.各コーホートは，ロジスティック曲線に従って推移する。2.それらは，成長とともに直線的に上昇する。

以上，この小論では二つの問題に対してわれわれの検討を示す。以下，検討の順序は，最初曲線の適合度，次いで階層別(世帯主年令別)分析とする。

Ⅱ　コーホートと理論的傾向線

(Ⅱ—１)　ロジスティック曲線のあてはめ

最初に，ロジスティック曲線のコーホートに対する適合性を検討する。ロジスティック曲線の一般形は以下のように与えられる[7]。

$$Y=\frac{\delta}{1+e^{\phi(t)}} \cdots\cdots (1)$$

δ；$t\to\pm\infty$のときYの極限値

e；自然対数の底

$\phi(t)$；$\phi(t)=a_0+a_1t+\cdots\cdots+a_mt^m$

上式は，

$$Y=f(t)$$

となって時間関数である。この方程式を図示すれば，一般には(図3)となる。

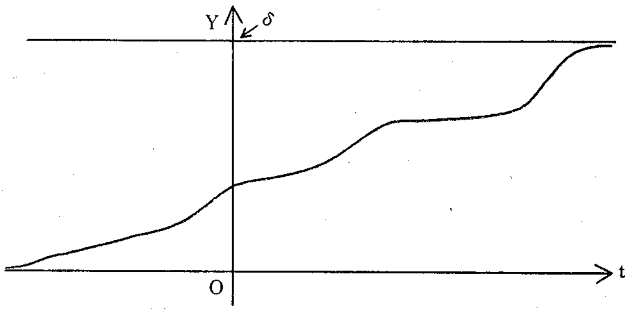

図3

このロジスティック曲線が最も簡単な場合の

$$\phi(t)=a_0+a_1t$$

なる形を狭義にロジスティック曲線といっている。すなわち，

$$Y=\frac{\delta}{1+e^{a_0+a_1t}} \cdots\cdots (2)$$

ここで，$e^{a_0}=m$(定数)，$a_1=-\gamma$(定数)とおくと，(2)式は，

$$Y=\frac{\delta}{1+me^{-\gamma t}} \cdots\cdots (3)$$

(3)式のtに関する一階微分は，

$$\frac{dY}{dt}=\gamma Y-\gamma\frac{Y^2}{\delta}=\gamma Y\left(1-\frac{Y}{\delta}\right) \cdots\cdots (4)$$

$$=\frac{\gamma}{\delta}Y(\delta-Y)$$

二階微分は，

$$\frac{d^2Y}{dt^2}=\gamma^2 Y\left(1-\frac{Y}{\delta}\right)\left(1-\frac{2Y}{\delta}\right) \quad \cdots\cdots(5)$$

変曲点は

$$Y=\frac{\delta}{2}$$

γ の大きさによって(図４)のようになる。

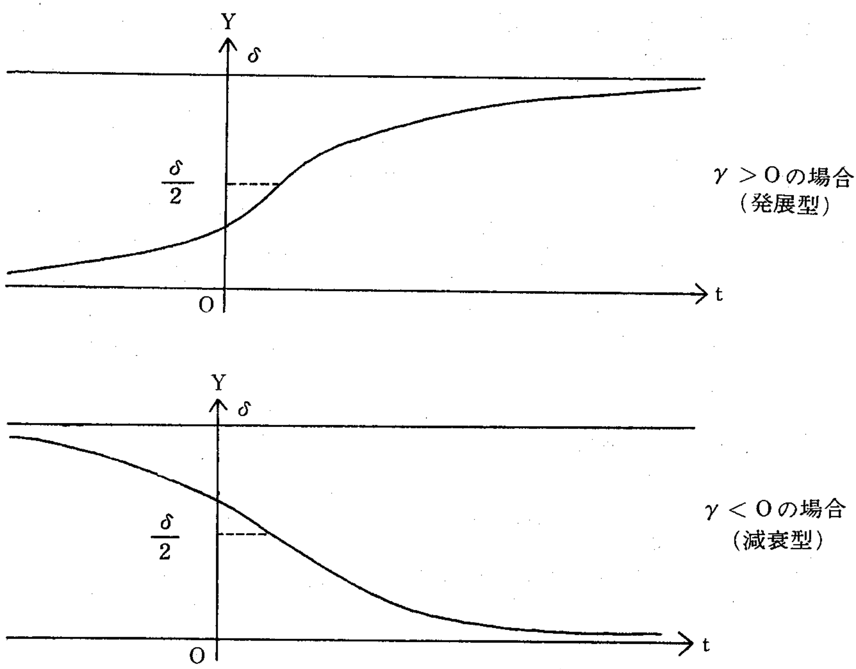

図４

(3)式の一階微分(4)式は，理論前提としては成長法則を表わすものと考えられ，個体群の増加（人間の場合は人口増加）において各時点における成長速度（成長率）がその時点までに達成された成長と成長の飽和水準からの距離に複比例するというものである。

こうしたロジスティック曲線の形状および理論前提とわれわれのコーホートのパターン(図１)(図２)との類似性に着眼したものである。このようなこ

とから，ロジスティック曲線がコーホート（過去のデータから形成された）にフィットするかどうかを検討しなければならない。

しかし，この種の曲線あてはめ操作は多項式の場合と比較して一般に複雑とされており従ってこれを少し工夫した，ホテリング法を使って行う。

まず，成長法則をあらわす(4)式が次のように変形される。

$$\frac{1}{Y}\cdot\frac{dY}{dt}=\gamma-\frac{\gamma}{\delta}Y \qquad (7)$$

(7)式の左辺のdY/dtを単位時間$\Delta t=1$における変化量ΔYで近似すれば，

$$\frac{\Delta Y}{Y}=\gamma-\frac{\gamma}{\delta}Y \qquad (8)$$

(8)式の左辺は単位時間の成長率をあらわす。そしてこの式は，線形であるので最小自乗法の適用によつて，γおよび$-\frac{\gamma}{\delta}$の値が求められる。

こうして，ロジスティック曲線の形状がそれぞれの始点年令別コーホート（コーホートの始まりの年令を始点年令という）に応じて決定されるであろう。あてはめの適合性は統計的検証によってなされる。すなわち，Yを例えば可処分所得（あるいは消費支出）としたとき。その過去の趨勢が(4)式にあてはまるものと考えて，家計調査資料を用いて検証してみればよい。

もし検証の結果が悪ければ，ロジスティック曲線は一応，コーホートに対して棄却されるべきであろう。

ここでの注意点としてこの手法の欠点，すなわち，$dY/dt \fallingdotseq \Delta Y/\Delta t=\Delta Y$を近似していることで$\Delta Y$の値が過少評価される傾向のあることを強調してお

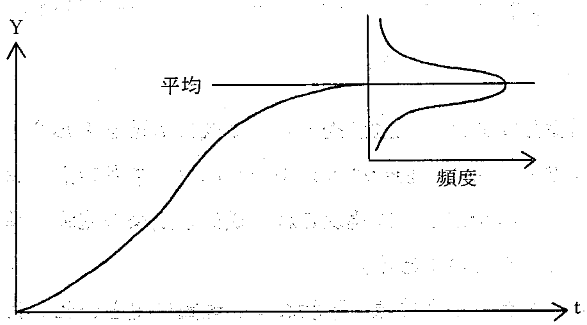

図5

かねばならない[8]。また，このような決定論的モデルにおいては，飽和はδによって示され，一つしか存在していない。しかし，この量は適当なバリアンスをもつもの（例えば，ポアソン変量）と考えて(2)式を確率化すると（図5）にみられるように特定の平均値のまわりにさまざまな確率でそれから離れた飽和が存在しうることになる。

しかし，飽和というものの性格を考慮するとこういう偶然性の入り込む余地のない場合もある。

以上の諸点を考慮した上で，原データ（昭和40年＝100とする消費者物価指数でデフレートした実質値）〔表1〕〔表2〕から可処分所得額，消費支出額の成長率が作成された〔表3〕〔表4〕。

そして実際のロジスティック曲線のモデルは，可処分所得については，

$$\frac{\varDelta Y_i}{Y_i}=\gamma^y_i-\frac{\gamma^y_1}{\delta^y_i}Y_i \qquad \text{（i ；始点年令階層）}$$

消費支出については，

$$\frac{\varDelta C_i}{C_i}=\gamma^c_i-\frac{\gamma^c_i}{\delta^c_i}C_i$$

である。

この結果がそれぞれ〔表5〕〔表6〕に与えられている。これによれば，t値および自由度修正済決定係数の大きさからみて全般的にあてはめの状況はよくない。しかしながら，この中にあって可処分所得，消費支出両方とも中高始点年令層{(45～49才)～}のt値，決定係数が比較的大きいことが看取される。

（Ⅱ—2）　直線式のあてはめ

ロジスティック曲線のあてはめがあまり良くないという結果がでたので，次にこれとの比較で直線式のあてはめを検討する。すなわち，理論的には各コーホートが時間(t)に関して直線的に増大するという仮説である。

簡単に，以下のようなモデルを想定する。

可処分所得については，

$$Y_i=a^y_i+b^y_i\,t \qquad \text{a，b定数}$$

消費支出については，

$$C_i = a_i^c + b_i^c\, t$$

である。

この直線式に対するあてはめの結果は〔表7〕〔表8〕に示されている。ロジスティック曲線と相違して，全般的に良好な結果があらわれている。しかし，中高始点年令階層｛(45～49才)～｝において，t値，決定係数ともに若干小さくなっている。この点はロジスティック曲線の場合と逆である。

このような諸結果から判断するとすれば，可処分所得あるいは消費支出に対するコーホートの増加は，若年令から中年令になっていく段階で直線的，中年令から高年令になっていく段階でロジステイック曲線的推移を示していることになろう。

以上のことは，(図1)(図2)の観察からも示唆されていたが経済成長に対して各年令層が受けとる benefit（恩恵）の差異と関連していると考えられる。

Ⅲ　年令階層別分析の一つの問題点

(Ⅲ－1)　消費関数の計測をめぐって

ここでは階層別（特に世帯主年令別）の分析が行なわれるべきかどうかという点を中心に議論を進める。

最初に，世帯主年令別の時系列消費関数

$C_t = f(Y_t)$　　　t；コーホートに対応する時点(5年間隔)

を計測する。そして，そこで，もし個々の関数のフィットの良好さが観察された場合，それぞれの関数間に有意な差があるかどうかを検定する（これ以後の検討は統計的推定ならびに検定手続きを踏んで行なわれる)。統計的に有意な差がないならば全体として一本の消費関数の計測でよいわけであるし，有意な差があるということになれば世帯主年令別の消費関数の計測には統計的にも意味があると考えねばならない。

この問題の処理方法は，例えば，溝口・浜田著[6]を引用して次のように考

えられる。

いま，11種（世帯主年令階層は11階層に分かれている）の個体を考え，Ｃに対する説明変数がＹで表われるとする。ｉ個体（$i=1, 2, \cdots\cdots, 11$）のｔ時点におけるＣ，Ｙの値を$C(t, i)$，$Y(t, i)$で示す。さらに11個体についての別個関係

$$\left.\begin{array}{l} C(t, 1)=a_1+b_1Y(t, 1) \\ C(t, 2)=a_2+b_2Y(t, 2) \\ \quad\vdots \\ C(t, 11)=a_{11}+b_{11}Y(t, 11) \end{array}\right\} \cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

が成立したとする。正常の時系列分析ではＣおよびＹに関する11個体間の合計値または平均値に関する時間的動きで２者の関係を分析するのであるが，ここでは説明の便宜上，平均値についてのモデルを考える。すなわち，

$$C(t)=a+bY(t) \cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

ただし，$11C(t)=\{C(t, 1)+C(t, 2)+\cdots\cdots+C(t, 11)\}$

$\qquad 11Y(t)=\{Y(t, 1)+Y(t, 2)+\cdots\cdots+Y(t, 11)\}$

のモデル分析をすることになる。

ところで，a_1，a_2，………，a_{11}，b_1，b_2，………，b_{11}が定数であるとき，$C(t, 1)$，$C(t, 2)$，………$C(t, 11)$，$Y(t, 1)$，$Y(t, 2)$，………，$Y(t, 11)$の値にかかわりなく，ａ，ｂが一定の値をとりうる条件は，

$$b_1=b_2=\cdots\cdots\cdots=b_{11}$$

であることが必要である。この条件が成立するとき(9)式の11本の式を加え合せることによって

$$C(t)=\left(\frac{1}{11}\right)(a_1+a_2+\cdots\cdots\cdots+a_{11})+b_1Y(t)$$

の関係式が成立する。

以上のことからも明らかなように平均値間の回帰式が安定的であるためには平均に含まれる個体の説明変数の係数が同一である必要があり，もしこの条件が近似的に成立しない場合には世帯主年令別グループに分解して分析が行なわれるべきであるということである。

そして実際の計算は以下のような手続きを経て行なわれる（溝口・浜田[6]の付録参照）。

いま，モデル1，2を考える。

モデル1，$C_{ij}=a_i+b_iY_{ij}$　　i；階　層

j；階層内の各値

モデル2，$C_{ij}=a_i+b\,Y_{ij}$

このモデルの差，すなわち回帰係数は階層毎に異なる値をとると考えた方がよいか，それとも同一の値をとると考えた方がよいかを検証する。

$b_i=b$ となれば，階層毎に回帰係数が異なるとはいえないことになる。

(イ)　帰無仮説　　$b_i=b \rightarrow b_i-b=0$

(ロ)　分散比の計算

モデル1に関する残差変動SE_1とモデル2に関する残差変動SE_2との比の計算　$\longleftrightarrow$ F検定

これより，

$$F_0=\frac{(SE_2-SE_1)/\ell-1}{SE_1/N-2\ell}$$

ℓ；階層数

N；観察値総数

ここで，F検定は，

$$F_0>F\binom{\ell-1}{N-2\ell}_{0.05}$$

ならば，仮説を棄却する

$$F_0<F\binom{\ell-1}{N-2\ell}_{0.05}$$

ならば，仮説を棄却しない。

（Ⅲ―2）　計算と結果

まず消費関数の年令別データに対する適合性から計算する。各年令階層別の消費関数を計測するのであるから次のような一般形となる。

$$C_{it}=\alpha_i+\beta_i\,Y_{it}$$

i；始点年令階層

〔表1〕〔表2〕を用いた計測結果を〔表9〕に示す。高年令層（データの数も少なく，データの時間的変化も明白でない）を除いて，きわめて良好な結果

といえる。参考として各始点年令階層毎に消費―可処分所得をプロットしたものを(図6)にあらわしてある。

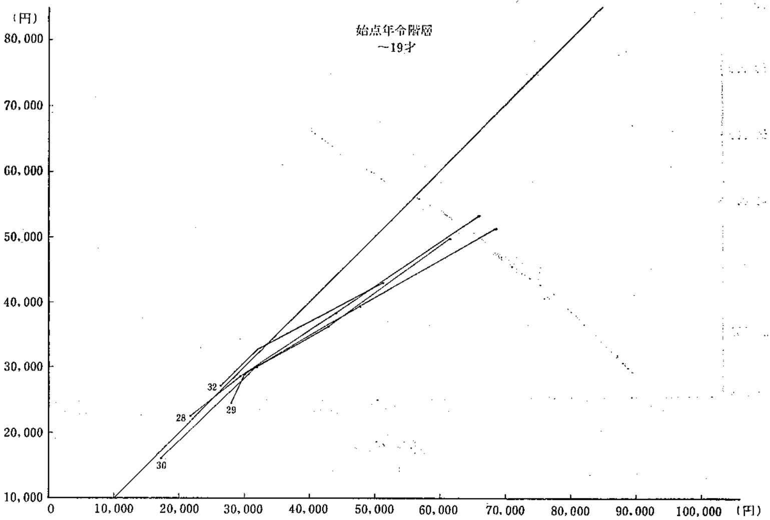

図6の1

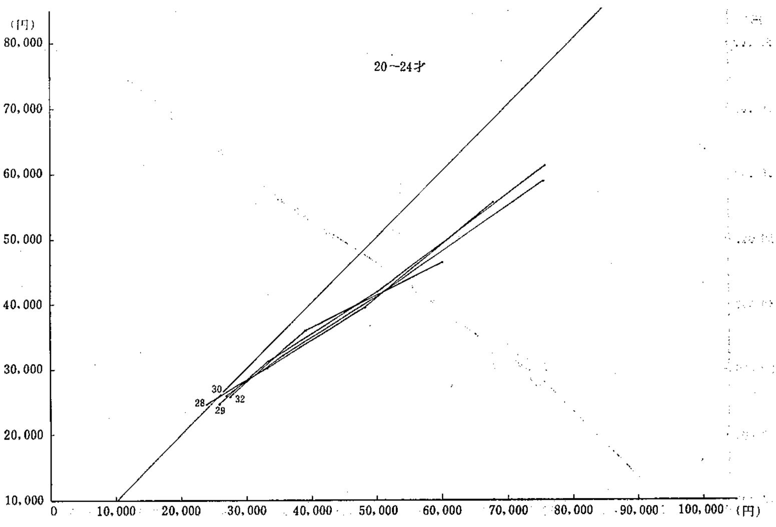

図6の2

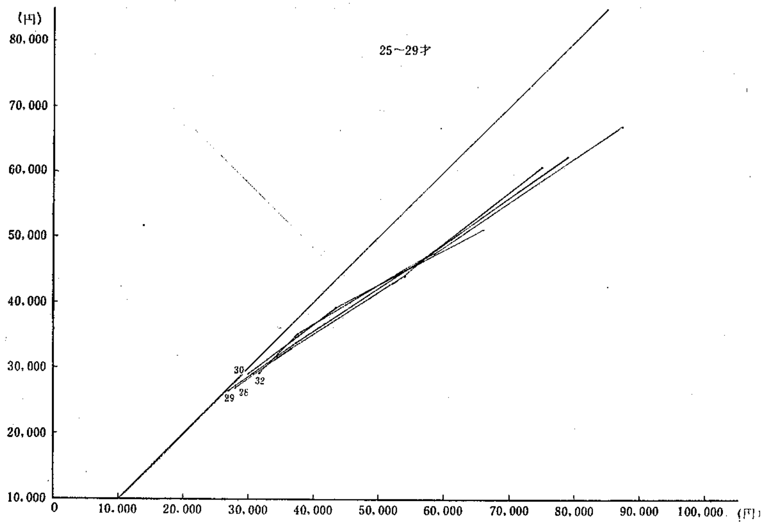
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000
(円)
25～29才
30
29
28
32

図6の3

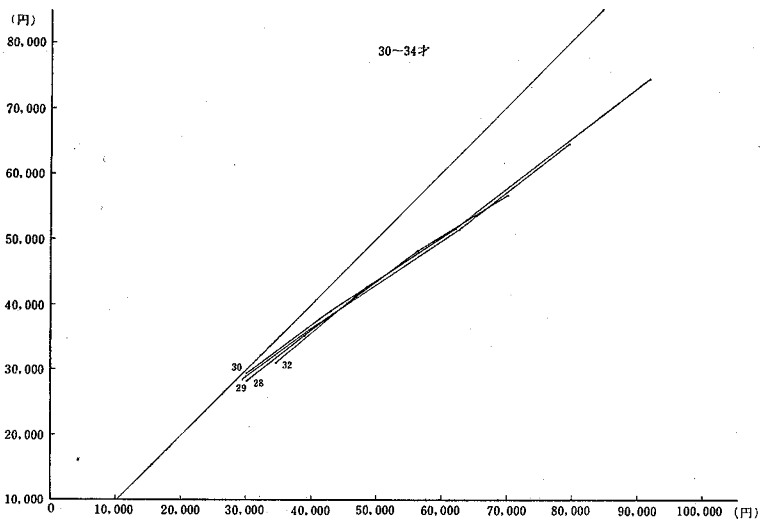
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000
(円)
30～34才
30
29
28
32

図6の4

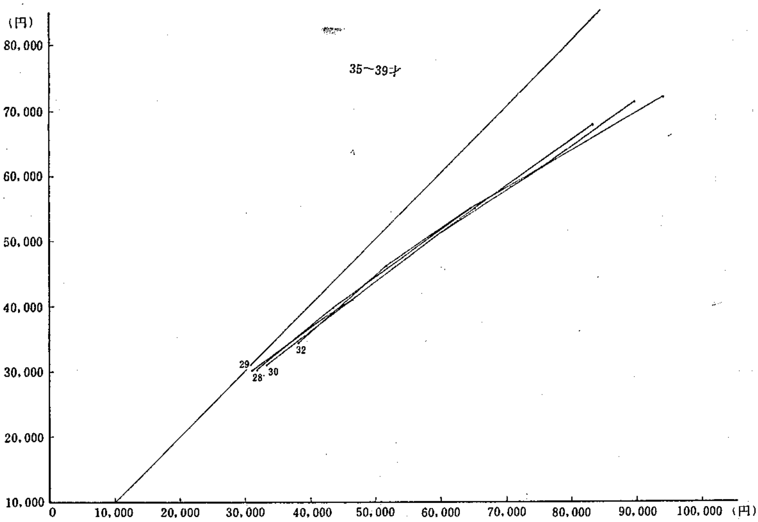
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000 (円)
35~39才
29
28
30
32

図6の5

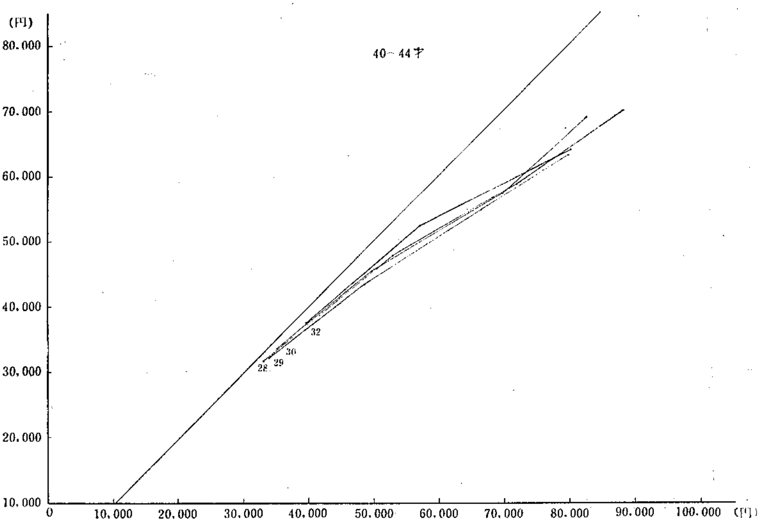
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000 (円)
40~44才
32
30
29
28

図6の6

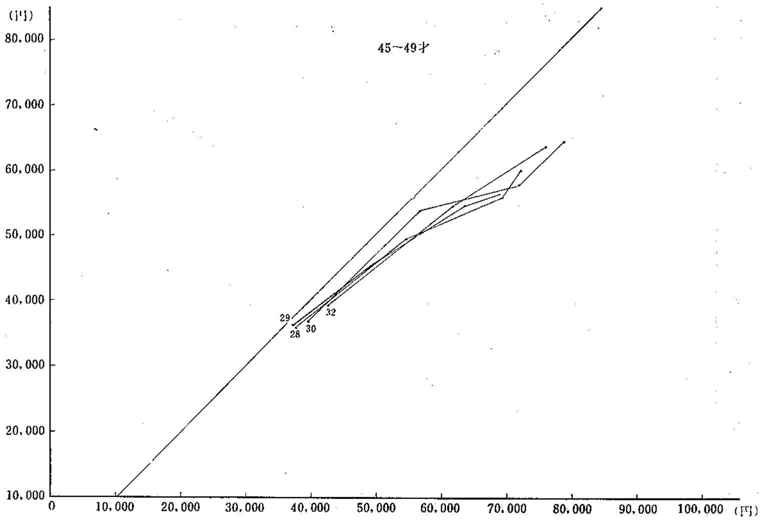
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000
(円)
45~49才
29
28
30
32

図6の7

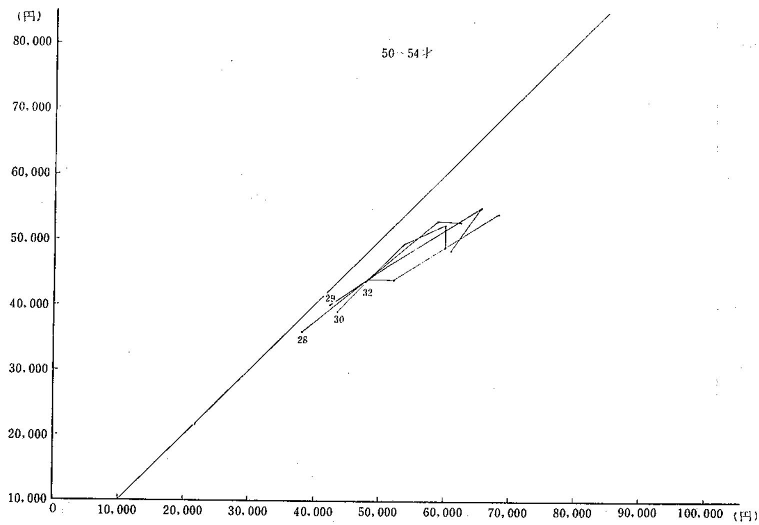
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000
(円)
50~54才
29
32
30
28

図6の8

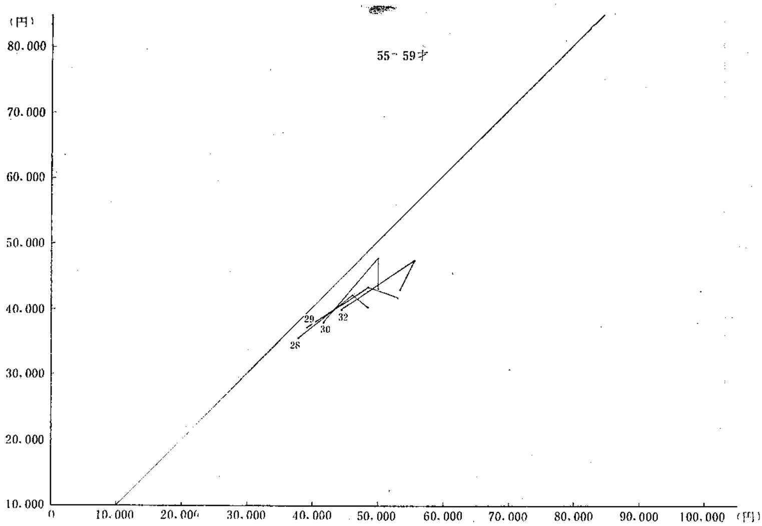
(円)
80.000
70.000
60.000
50.000
40.000
30.000
20.000
10.000
55〜59才
28
29
30
32
0
10.000
20.000
30.000
40.000
50.000
60.000
70.000
80.000
90.000
100.000
(円)

図6の9

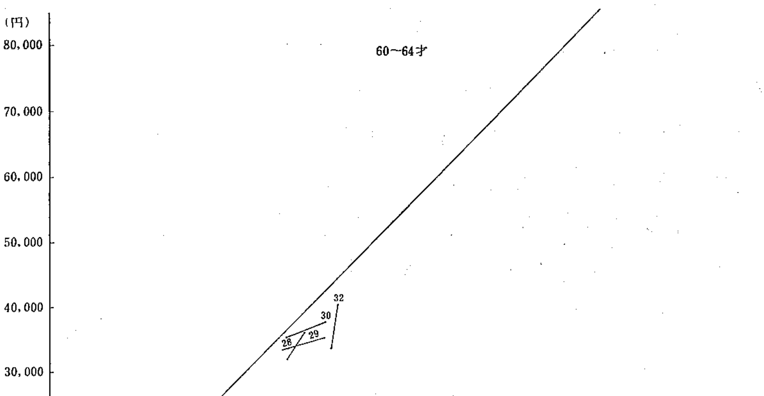
(円)
80,000
70,000
60,000
50,000
40,000
30,000
20,000
10,000
60〜64才
28
29
30
32
0
10,000
20,000
30,000
40,000
50,000
60,000
70,000
80,000
90,000
100,000
(円)

図6の10

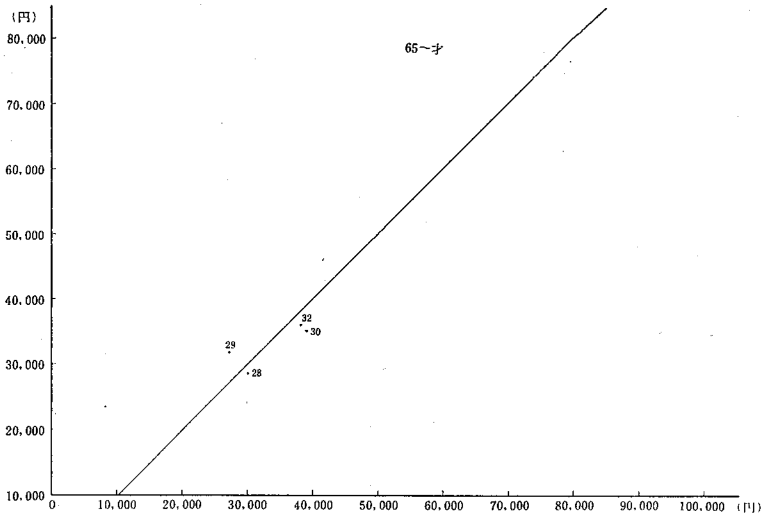

図6の11

このようなことは，消費支出が可処分所得によって影響を受けているという理論の規定に対する直線式の適合性を示したものと考えることができる。

次にわれわれは，上記の検討に従って，各係数すなわち，β_1，β_2，……，β_{11}の間に差があると認められるかどうかの検定を行なう。

この仮説検定を実行する際の途中の計算が表の形で〔表10〕に与えられている。これに基づいて，分散比を求め，F検定を行なう。

$$
\begin{aligned}
SR_1 &= b_1\{\Sigma(C_1-\overline{C}_1)(Y_1-\overline{Y}_1)\}+b_2\{\Sigma(C_2-\overline{C}_2)(Y_2-\overline{Y}_2)\} \\
&\quad +\cdots\cdots\cdots+b_{11}\{\Sigma(C_{11}-\overline{C}_{11})(Y-\overline{Y}_{11})\} \\
&= \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{ni} b_i(C_{ij}-\overline{C}_i)(Y_{ij}-\overline{Y}) \\
&= 1,725,316\times10^4
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
S_{20} &= \Sigma(C_1-\overline{C}_1)^2+\Sigma(C_2-\overline{C}_2)^2+\cdots\cdots\cdots+\Sigma(C_{11}-\overline{C}_{11})^2 \\
&= \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{ni}(C_{ij}-\overline{C}_i)^2 \\
&= 1,750,083\times10^4
\end{aligned}
$$

モデル1の残差変動(SE_1)

$$SE_1 = S_{20} - SR_1$$

$$= 24,767 \times 10^4$$

$$\Sigma n_i \overline{C}_i^2 = 28,109,437 \times 10^4$$

$$\overline{S}_2 = \Sigma n_i \overline{C}_i^2 - n\,\overline{C}^2$$

$$= 480,051 \times 10^4$$

$$S_1 = \sum_{k=1}^{144} (Y_k - \overline{Y})^2 = 4,605,015 \times 10^4$$

$$S_2 = \sum_{k=1}^{144} (C_k - \overline{C})^2 = 2,230,134 \times 10^4$$

$$SR = b \cdot \sum_{k=1}^{144} (C_k - \overline{C})(Y_k - \overline{Y}) = 2,050,758 \times 10^4$$

モデル１の回帰変動（回帰係数と回帰定数の変動和）(SR_2)

$$SR_2 = SR + \overline{S}_2 = 480,051 \times 10^4 + 2,050,758 \times 10^4$$

$$= 2,530,809 \times 10^4$$

モデル２の残差変動(SE_2)

$$SE_2 = SR_2 - S_2 = 2,530,809 \times 10^4 - 2,230,134 \times 10^4$$

$$= \quad 300,675 \times 10^4$$

これより分散比は，

$$F_0 = \frac{(SE_2 - SE_1)/\ell - 1}{SE_1/N - 2\ell} \qquad \ell\text{；階層数} = 11$$

$$= \frac{(300,675 - 24,767) \times 10^4/(11 - 1)}{24,767 \times 10^4/(144 - 2 \times 11)} \qquad N\text{；観察値総数} = 144$$

$$= 135.9$$

一方，$F\binom{10}{122} \fallingdotseq 1.90$

よって$F_0 > F\binom{10}{122}$

これより仮説は棄却され，階層毎に回帰係数は異っているものと結論づけられる。

この時，各消費関数の切片の相違の有無についても検定しなければならないが，われわれが，年令階層別分析を行なっている立場からすると，回帰係数が異っているのでこの問題は回避してよい。

Ⅳ　終　り　に

この小論で検討した問題は二つであった。一つは，ロジスティック曲線と直線式のコーホートに対するあてはめであり(1)，もう一つは，世帯主年令階層別分析に対する統計的意味づけ(2)でああった。

これまでの分析で観察された点を整理すると，

(1)　a．ロジスティック曲線のあてはめは全体としてあまりよくない。ただ，中高年令層は比較的良好。

　　b．直線式の方は，全体的にきわめて良好。しかし，中高年令層の適合度は相対的に悪い。

(2)　c．年令階層別時系列消費関数は，それぞれの階層で非常に良好な適合性を示した。

　　d．各階層の消費係数ｂの有意差があることを観察した。この結果，世帯主年令別消費関数の計測の必要性が確認された。

*　*　*　*　*

この小論作成に対しては，昭和47年度文部省科学研究費の助成を受けた。また東北大学の米沢治文教授，竹内清教授には有益なコメントを始め，一方ならぬお世話を頂いた。そして計算のうち，北大経済学部助手遠藤薫氏には北大大型計算機センターの電子計算機による計算部分を手伝つて頂いた。ここに感謝する次第である。

Ⅴ　参　考　文　献

〔1〕 国民生活研究所(現国民生活センター)『世帯変動と生活構造── 日本のライフ・サイクルー』 東洋経済新報社　1968年

〔2〕 ──────────────『ライフ・サイクルの家計コーホート分析』(写刷)　1969年

〔3〕 Lansing, J. B. and Sonquist, J., "A Cohort Analysis of Changes in the Distribution of Wealth and Income", Lee Soltow (ed.), Studies in Income and Wealth, No.33, National Bureau of Economic Research, Inc., Columbia University Press, 1969.

〔4〕 黒田重雄「経済統計の利用・分析」伊大知良太郎編著『経済統計講義』第3章第1・2節，青林書院新社　1971年

〔5〕 Kuroda, S., "A Cohort Analysis of Household Consumption Behavior on Life Cycle in Japan," Hokudai Economic Papers, Vol. 3, 1972—1973.

〔6〕 溝口敏行・浜田宗雄著『経済時系列の分析』勁草書房　1969年

〔7〕 岸根卓郎著『理論応用統計学』養賢堂　1972年

〔8〕 米沢治文著『経済統計計量分析』日本評論社　1972年

〔表1〕 実質可処分所得

始点年令階層	昭和27年	昭和32年	昭和37年	昭和42年
平均AV		38,481	50,276	65,909
～19才		26,567	32,292	51,766
20～24		27,743	39,401	60,513
25～29		30,147	43,892	63,573
30～34		34,516	49,177	70,021
35～39		38,192	51,952	75,608
40～44		39,739	57,502	80,686
45～49		42,833	61,786	75,813
50～54		47,087	58,930	62,729
55～59		44,251	55,544	53,862
60～64		44,080	43,060	
65～		38,064		

始点年令階層	昭和28年	昭和33年	昭和38年	昭和43年
平均AV	32,488	41,170	54,348	69,866
～19才	21,988	29,255	42,608	61,109
20～24	24,141	33,392	48,195	68,490
25～29	27,717	36,612	53,590	74,944
30～34	29,598	38,827	57,274	79,762
35～39	31,283	42,196	59,989	83,053
40～45	33,276	48,708	66,164	79,509
45～49	37,262	48,934	63,748	68,543
50～54	38,451	48,255	52,207	68,526
55～59	37,659	46,327	48,860	
60～64	35,708	42,471		
65～	30,221			

始点年令階層	昭和29年	昭和34年	昭和39年	昭和44年
平均AV	33,713	43,244	58,500	74,208
～19才	28,163	30,992	44,278	65,544
20～24	26,524	33,640	50,231	73,685
25～29	27,964	37,203	57,224	79,436
30～34	29,990	40,849	62,550	84,218
35～39	31,613	43,810	64,952	89,563
40～44	33,599	49,733	69,859	82,604
45～49	37,570	54,720	69,368	71,831
50～54	42,834	51,395	66,473	62,539
55～59	39,325	48,690	53,072	
60～64	39,425	36,630		
65～	32,607			

つづき

始点年令階層	昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年
平均ＡＶ	35,513	45,462	59,557	79,474
～19才	17,488	32,246	47,407	68,847
20～24	27,050	35,795	51,981	76,800
25～29	30,198	37,857	58,047	86,087
30～34	30,869	42,800	62,577	92,495
35～39	33,211	46,209	65,033	94,317
40～44	35,425	53,026	71,272	88,411
45～49	39,852	56,917	72,292	78,583
50～54	43,717	54,323	60,223	60,577
55～59	41,140	50,219	50,991	
60～64	42,292	36,822		
65～	39,443			

〔表2〕 実 質 消 費 支 出

始点年令 階　　層	昭 和 27 年	昭 和 32 年	昭 和 37 年	昭 和 42 年
平均ＡＶ		35,199	44,844	53,763
〜19才		26,852	32,832	43,087
20〜24		25,619	35,614	46,361
25〜29		28,619	39,364	51,338
30〜34		31,076	43,088	56,788
35〜39		34,475	46,179	61,190
40〜44		36,137	52,359	64,361
45〜49		39,459	54,907	63,582
50〜54		43,035	53,209	53,282
55〜59		40,651	47,842	43,340
60〜64		40,855	33,710	
65〜		36,493		

終点年令 階　　層	昭 和 28 年	昭 和 33 年	昭 和 38 年	昭 和 43 年
平均ＡＶ	31,717	37,711	45,520	56,887
〜19才	21,805	28,652	36,259	49,984
20〜24	24,682	30,807	39,619	55,444
25〜29	27,229	33,449	44,480	60,659
30〜34	28,034	35,293	48,033	64,454
35〜39	30,569	38,109	51,221	67,916
40〜44	32,572	43,741	54,759	63,167
45〜49	36,475	45,339	54,618	56,816
50〜54	36,583	44,273	44,158	54,713
55〜59	36,259	42,009	40,316	
60〜64	33,789	35,351		
65〜	28,850			

終点年令 階　　層	昭 和 29 年	昭 和 34 年	昭 和 39 年	昭 和 44 年
平均ＡＶ	32,345	39,270	48,519	59,953
〜19才	24,860	29,352	38,228	53,467
20〜24	24,937	31,043	41,701	59,389
25〜29	27,176	33,889	47,175	62,721
30〜34	28,361	36,620	51,579	68,040
35〜39	30,784	39,620	54,806	71,047
40〜44	32,601	45,620	57,443	69,023
45〜49	36,235	49,421	56,078	60,755
50〜54	40,529	46,887	55,189	48,506
55〜59	37,667	43,819	42,014	
60〜64	36,338	32,611		
65〜	27,956			

つづき

終点年令階層	昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年
平均ＡＶ	33,082	41,541	49,335	63,330
～19才	16,453	30,015	39,517	56,077
20～24	26,001	32,154	42,734	61,350
25～29	27,894	34,918	47,506	66,965
30～34	29,127	38,666	51,673	74,067
35～39	31,178	41,648	55,039	72,293
40～44	33,243	47,611	58,791	70,532
45～49	37,372	54,105	58,192	64,752
50～54	39,363	49,776	52,614	49,472
55～59	38,036	47,795	43,444	
60～65	37,989	35,175		
65～	35,241			

（注）〔表１〕は総理府統計局家計調査年報より作成したものであるが，昭和37年報以前については，年令の刻みが40才以降で10才間隔（40―49，50―59，60―）となっている。この部分を昭和38年報以降の値を参照して５才間隔に対応する値を算出した。

〔表3〕 実質可処分所得成長率×10⁻⁴

平均 AV	(27)	3,065	3,109	
	(28)	2,672	3,200	2,855
	(29)	2.827	3,527	2,685
	(30)	2,801	3,100	3,344
～19才	(27)	2,154	6,030	
	(28)	3,304	4,564	4,342
	(29)	1,004	4,286	4,802
	(30)	8,438	4,701	4,522
20～24	(27)	4,202	5,358	
	(28)	3,832	4,433	4,211
	(29)	2,682	4,931	4,669
	(30)	3,232	4,521	4,774
25～29	(27)	4,559	4,483	
	(28)	3,209	4,637	3,984
	(29)	3,303	5,381	3,881
	(30)	2,536	5,333	4,830
30～34	(27)	4,247	4,238	
	(28)	3,118	4,751	3,926
	(29)	3,620	5,312	3,464
	(30)	3,865	4.620	4,780
35～39	(27)	3,602	4,553	
	(28)	3,488	4,216	3,844
	(29)	3,858	4,825	3,789
	(30)	3,913	4,073	4,502
40～44	(27)	4,469	4,031	
	(28)	4,637	3.583	2,016
	(29)	4,801	4,046	1,824
	(30)	4,968	3,440	2,404
45～49	(27)	4,424	2,270	
	(28)	3,132	3,027	752
	(29)	4,564	2,676	355
	(30)	4,282	2,701	870
50～54	(27)	2,515	644	
	(28)	2,549	818	3,125
	(29)	1,998	2,933	591
	(30)	2,426	1,086	58
55～59	(27)	2,552	381	
	(28)	2,301	546	
	(29)	2,381	899	
	(30)	2,206	153	
60～64	(27)	231		
	(28)	1,893		
	(29)	708		
	(30)	1,293		

〔表４〕 実質消費支出成長率×10^{-4}

平均　AV	(27)	2,740	1,988	
	(28)	1,889	2,070	2,497
	(29)	2,140	2,355	2,356
	(30)	2,556	1,876	2,836
～19才	(27)	2,227	3,123	
	(28)	3,140	2,654	3,785
	(29)	1,806	3,023	3,986
	(30)	8,242	3,165	4,190
20～24	(27)	3,901	3,017	
	(28)	2,481	2,860	3,994
	(29)	2,448	3,488	4,241
	(30)	2,366	3,290	4,356
25～29	(27)	3,754	3,041	
	(28)	2,284	3,297	3,637
	(29)	2,470	3,920	3,295
	(30)	2,518	3,605	4,096
30～34	(27)	3,865	3,179	
	(28)	2,589	3,609	3,418
	(29)	0,2912	4,084	3,191
	(30)	3,274	3,363	4,444
35～39	(27)	3,394	3,250	
	(28)	2,467	3,440	3,259
	(29)	2,870	3,832	2,963
	(30)	3,358	3,215	3,134
40～44	(27)	4,489	2,292	
	(28)	3,429	2,518	1,535
	(29)	3,993	2,591	2,015
	(30)	4,322	2,348	1,997
45～49	(27)	3,914	1,579	
	(28)	2,430	2,046	402
	(29)	3,638	1,346	834
	(30)	4,477	755	1,127
50～54	(27)	2,364	13	
	(28)	2,102	△ 25	2,390
	(29)	1,568	1,770	△ 1,210
	(30)	2,645	570	△ 597
55～59	(27)	1,769	△ 941	
	(28)	1,585	△ 403	
	(29)	1,633	△ 411	
	(30)	2,565	△ 910	
60～64	(27)	△ 1,748		
	(28)	462		
	(29)	1,025		
	(30)	△ 798		

〔表5〕 Logistic curve のあてはめ（可処分所得） $\frac{\Delta Y_i}{Y_i}=\gamma_i^y-\frac{\gamma_i^y}{\delta_i^y}Y_i$

	γ	γ/δ	t value	自由度	自由度修正済決定係数
～19	1764.5	−0.01342	−0.80899	9	計算できず
20～24	5703.1	0.07202	0.93157	9	計算できず
25～29	593.62	−0.08413	−3.71553	9	0.56150
30～34	1642.0	−0.04558	−2.15663	9	0.26746
35～39	2602.5	−0.21798	−1.26771	9	0.05723
40～44	3043.4	−0.00376	−0.30304	9	計算できず
45～49	6950.7	0.09079	6.31584	9	0.79546
50～54	8728.0	0.14067	5.54319	9	0.74828
55～59	9451.4	0.18270	4.39876	9	0.64726
60～64	12281.1	0.27946	4.65454	6	0.74697
65～	13066.2	0.35795	2.27951	2	0.58311

〔表6〕 Logistic curue のあてはめ（消費支出） $\frac{\Delta C_i}{C_i}=\gamma_i^c-\frac{\gamma_i^c}{\delta_i^c}C_i$

	γ	γ/δ	t value	自由度	自由度修正済決定係数
～19	2737.2	−0.00624	−0.67795	9	計算できず
20～24	4969.7	0.01845	0.26847	9	計算できず
25～29	2651.9	−0.04440	−2.1334	9	0.26209
30～34	3647.7	−0.01397	−0.57433	9	計算できず
35～39	3948.6	−0.00732	−0.32272	9	計算できず
40～44	3555.0	−0.01093	−1.05190	9	0.01054
45～49	7397.2	0.07371	7.9975	9	0.86294
50～54	8308.3	0.10651	6.8442	9	0.82093
55～59	6077.8	0.08532	2.6235	9	0.37038
60～64	7943.7	0.14355	3.8841	6	0.66803
65～	7253.9	0.15412	1.7757	2	0.41784

〔表7〕 一次式のあてはめ $Y_i = a_i^y + b_i^y t$

	a_i^y	b_i^y	t value	決定係数	自由度	自由度修正済決定係数
～１９	6950.3	13786.0	12.65298	0.92490	13	0.91912
２０～２４	8029.4	15476.1	14.15946	0.93911	13	0.93442
２５～２９	8785.6	17019.6	14.83948	0.94426	13	0.93997
３０～ε４	10312.0	18079.0	14.46660	0.94152	13	0.93702
３５～３９	12447.1	18452.1	14.28617	0.94012	13	0.93551
４０～４４	19896.9	16362.8	14.15704	0.93909	13	0.93440
４５～４９	30088.7	11908.9	8.76446	0.85526	13	0.84413
５０～５４	37434.9	7131.8	6.38659	0.75831	13	0.73972
５５～５９	37804.7	4651.3	4.11282	0.62959	10	0.59255
６０～５４	41006.8	− 630.5	− 0.24930	0.01025	6	− 0.15471
６５～	35083.8	0	0	0.	2	− 0.5

〔表8〕 一次式のあてはめ $C_i = a_i^c + b_i^c t$

	a_i^c	b_i^c	t value	決定係数	自由度	自由度修正済決定係数
～１９	11271.6	9954.6	12.20514	0.91974	13	0.91356
２０～２４	12511.5	10827.3	14.14934	0.93903	13	0.93434
２５～２９	14009.3	11756.7	15.61215	0.94936	13	0.94547
３０～３４	14209.4	13104.4	14.77361	0.94379	13	0.93946
３５～３９	17404.5	12916.8	16.67962	0.95536	13	0.95192
４０～４４	23325.4	11446.6	14.05043	0.93822	13	0.93346
４５～４９	32071.1	7973.4	7.55606	0.81453	13	0.80027
５０～５４	38374.3	3777.2	3.70256	0.51327	13	0.47583
５５～５９	37807.4	2062.6	1.73617	0.23161	10	0.15477
６０～６４	40273.8	−3031.0	− 1.87397	0.36921	6	0.26407
６５～	32135.0	0	0	0	2	− 0.50000

〔表9〕 消費—可処分所得　$C_{it}=\alpha_i+\beta_i Y_{it}$　i：始点年令階層

	α_i	β_i	t value	決定係数	自 由 度	自由度修正済決定係数
～１９	6371.0	0.71913	30.602	0.98631	13	0.98525
２０～２４	7001.0	0.69724	43.440	0.99316	13	0.99263
２５～２９	8065.0	0.68826	83.058	0.99812	13	0.99797
３０～３４	6800.9	0.72361	114.376	0.99901	13	0.99893
３５～３９	9084.0	0.69310	58.530	0.99622	13	0.99593
４０～４４	9808.7	0.69120	36.494	0.99033	13	0.98959
４５～４９	11484.9	0.67612	22.543	0.97506	13	0.97314
５０～５４	14068.6	0.61174	11.001	0.90300	13	0.89554
５５～５９	16893.6	0.52719	4.9421	0.70951	10	0.68046
６０～６４	15462.6	0.50585	1.9947	0.39872	6	0.29851
６５～	−20.309	0.91653	3.3852	0.85141	2	0.77711

〔表10〕 仮　説　検　定　表　　　　(単位　円)

		~19		20~24		25~29		30~34		35~39		40~44		45~49	
		Y_1	C_1	Y_2	C_2	Y_3	C_3	Y_4	C_4	Y_5	C_5	Y_6	C_6	Y_7	C_7
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 $\overline{Y}_i$		40,037		45,172		49,633		53,702		56,732		59,301		58,670	
2 $\overline{C}_i$			35,163		38,497		42,226		45,660		48,405		50,797		51,153
3 ΣY_{ij}^2	(×10⁴)	2,766,055		3,509,643		4,235,025		4,936,769		5,465,204		5,784,386		5,455,127	
4 ΣC_{ij}^2	(×10⁴)		2,044,247		2,442,749		2,930,728		3,447,483		3,821,903		4,116,345		4,061,796
5 $\Sigma C_{ij} Y_{ij}$	(×10⁴)	2,371,775		2,921,458		3,515,250		4,120,129		4,560,945		4,870,653		4,699,070	
6 $\Sigma(Y_{ij}-\overline{Y}_i)^2$	(×10⁴)	361.651		448,874		539,908		610,990		637,419		509,494		291,774	
7 $\Sigma(C_{ij}-\overline{C}_i)^2$	(×10⁴)		189,626		219,720		256,209		320,241		307,352		245,794		136.842
8 $\Sigma(Y_{ij}-\overline{Y}_i)(C_{ij}-\overline{C}_i)$	(×10⁴)	260,061		312,974		371,562		442,111		441,771		352,194		197,340	
9 $b_i\{\Sigma(Y_{ij}-\overline{Y}_i)(C_{ij}-\overline{C}_i)\}$	(×10⁴)	187,010		218,205		255,672		319,867		306,191		243,436		133,461	

		50~54		55~59		60~64		65~			
		Y_8	C_8	Y_9	C_9	Y^{10}	C^{10}	Y^{11}	C^{11}	Y	C
		15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1 $\overline{Y}_i$		54,551		47,495		40,061		35,084		50,262	
2 $\overline{C}_i$			47,439		41,933		35,727		32,135		43,803
3 ΣY_{ij}^2	(×10⁴)	4,581,789		2,459,473		1,291,662		498,115		40,983,248	
4 ΣC_{ij}^2	(×10⁴)		3,424,676		2,124,714		1,026,126		418,753		29,859,520
5 $\Sigma C_{ij} Y_{ij}$	(×10⁴)	3,954,029		2,158,108		1,148,938		456,252		34,776,607	
6 $(\Sigma Y_{ij}-\overline{Y}_i)^2$	(×10⁴)	118,061		37,513		7,755		5,764		S1 4,605,015	
7 $(\Sigma C_{ij}-\overline{C}_i)^2$	(×10⁴)		48,955		14,679		4,975		5,690		S2 2,230,134
8 $\Sigma(Y_{ij}-\overline{Y}_i)(C_{ij}-\overline{C}_i)$	(×10⁴)	72,252		19,777		3,931		5,285		3,073,218	
9 $b_i\{\Sigma(Y_{ij}-\overline{Y}_i)(C_{ij}-\overline{C}_i)\}$	(×10⁴)	44,211		10,426		1,992		4,845		SR 2,050,758	