



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	「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」
Author(s)	黒田, 重雄
Citation	北海道大學 經濟學研究, 23(2), 117-145
Issue Date	1973-08
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/31260
Type	departmental bulletin paper
File Information	23(2)_P117-145.pdf



「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
- 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
 - (II-2) 直線式のあてはめ
- III 年令階層別分析の1つの問題点
 - (III-1) 消費関数の計測をめぐる
 - (III-2) 計算と結果
- IV 終 り に
- V 参 考 文 献

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ブ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

$$C = f(Y) \quad C; \text{消費}$$

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齢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

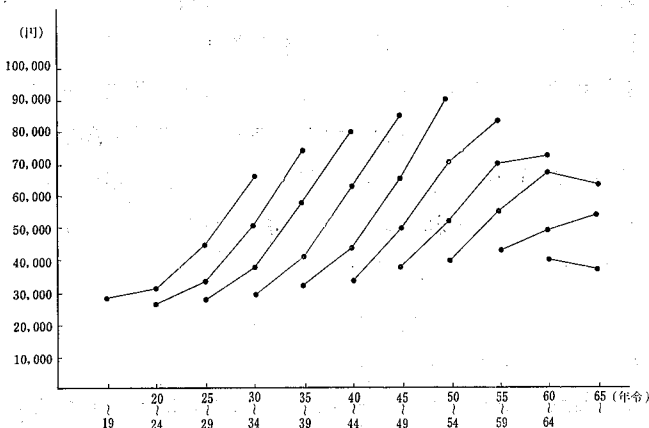


図1 可処分所得系列（昭和29年—34年—39年—44年）

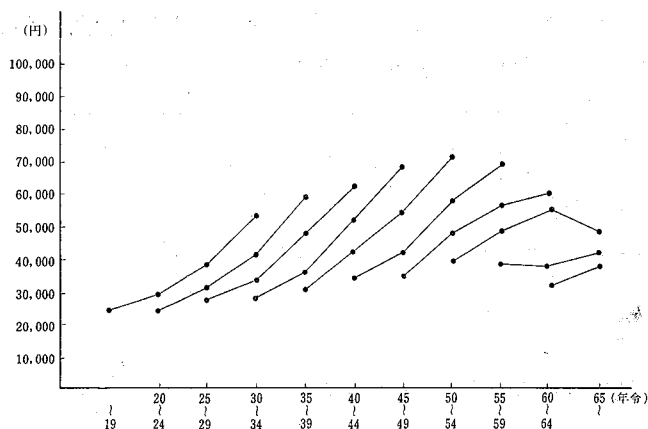


図2 消費支出系列 (昭和29年—34年—39年—44年)

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、老後等の問題につい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⁾。

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

δ ; $t \rightarrow \pm \infty$ のとき Y の極限值

e ; 自然対数の底

$\phi(t)$; $\phi(t) = a_0 + a_1 t + \dots \dots \dots + a_m t^m$

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。

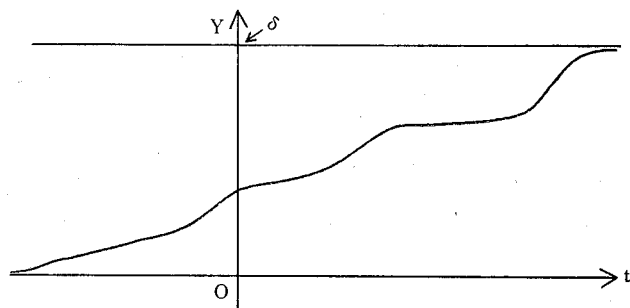


図3

このロジスティック曲線が最も簡単な場合の

$$\phi(t) = a_0 + a_1 t$$

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、

$$Y = \frac{\delta}{1 + e^{a_0 + a_1 t}} \dots \dots \dots (2)$$

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

$$Y = \frac{\delta}{1 + m e^{-rt}} \dots \dots \dots (3)$$

(3)式の t に関する一階微分は、

$$\begin{aligned} \frac{dY}{dt} &= rY - r \quad \frac{Y^2}{\delta} = rY \left(1 - \frac{Y}{\delta} \right) \dots \dots \dots (4) \\ &= -\frac{r}{\delta} Y (\delta - Y) \end{aligned}$$

二階微分は、

$$\frac{d^2Y}{dt^2} = r^2 Y \left(1 - \frac{Y}{\delta}\right) \left(1 - \frac{2Y}{\delta}\right) \dots\dots\dots (5)$$

変曲点は

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

r の大きさによって(図4)のようになる。

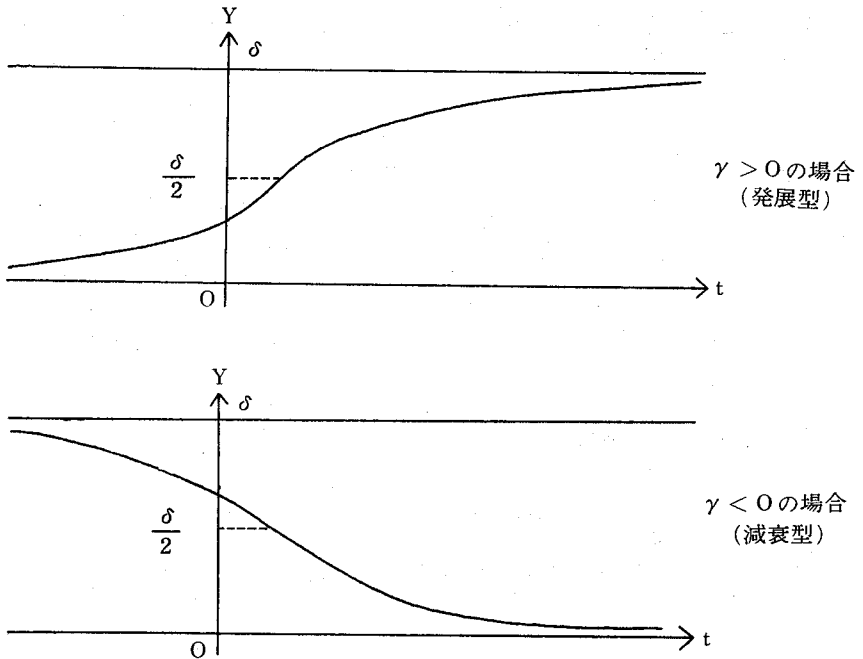


図4

(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。

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

(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、

$$\frac{\Delta Y}{Y} = r - \frac{r}{\delta} Y \dots\dots\dots (8)$$

(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、 r および $-\frac{r}{\delta}$ 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、 $dY/dt \doteq \Delta Y / \Delta t = \Delta Y$ を近似していることで ΔY の値が過少評価される傾向のあることを強調してお

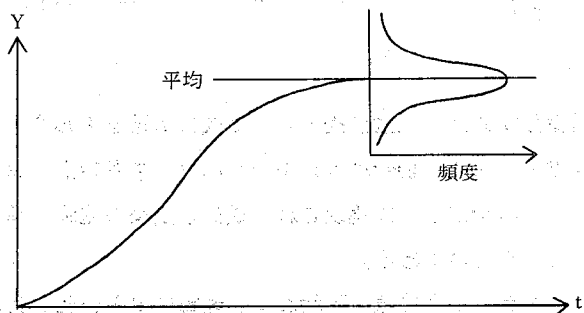


図5

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エーションをもつもの(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、

$$\frac{\Delta Y_i}{Y_i} = r_i^y - \frac{r_i^y}{\delta_i^y} Y_i \quad (i: \text{始点年令階層})$$

消費支出については、

$$\frac{\Delta C_i}{C_i} = r_i^c - \frac{r_i^c}{\delta_i^c} C_i$$

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、

$$Y_i = a_i^y + b_i^y t \quad a, b \text{ 定数}$$

消費支出については、

$$C_i = a_i^0 + b_i^0 t$$

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ィック曲線の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る

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

$$C_t = f(Y_t) \quad t; \text{コーホートに対応する時点(5年間隔)}$$

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（世帯主年齢階層は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（ $i=1, 2, \dots, 11$ ）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

$$\begin{aligned} C(t, 1) &= a_1 + b_1 Y(t, 1) \\ C(t, 2) &= a_2 + b_2 Y(t, 2) \\ &\vdots \\ C(t, 11) &= a_{11} + b_{11} Y(t, 11) \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (9)$$

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、

$$C(t) = a + bY(t) \quad \dots\dots\dots (10)$$

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

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

のモデル分析をすることになる。

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

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

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

$$C(t) = \left(\frac{1}{11} \right) (a_1 + a_2 + \dots + a_{11}) + b_1 Y(t)$$

の関係式が成立する。

以上のことから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齢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。

$$\text{モデル 1, } C_{ij} = a_i + b_i Y_{ij} \quad \begin{array}{l} i ; \text{階 層} \\ j ; \text{階層内の各値} \end{array}$$

$$\text{モデル 2, } C_{ij} = a_i + b Y_{ij}$$

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 $\longleftrightarrow$ F 検定

に関する残差変動 SE_2 との比の計算

これより、

$$F_0 = \frac{(SE_2 - SE_1) / \ell - 1}{SE_1 / N - 2\ell} \quad \begin{array}{l} \ell ; \text{階層数} \\ N ; \text{観察値総数} \end{array}$$

ここで、F 検定は、

$$F_0 > F\left(\frac{\ell - 1}{N - 2\ell}\right)_{0.05}$$

ならば、仮説を棄却する

$$F_0 < F\left(\frac{\ell - 1}{N - 2\ell}\right)_{0.05}$$

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。

$$C_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{it} \quad i ; \text{始点年令階層}$$

[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。

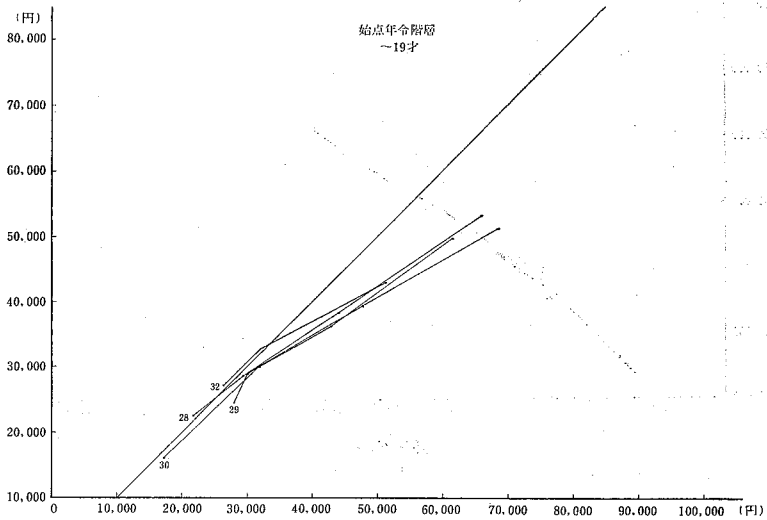


図6の1

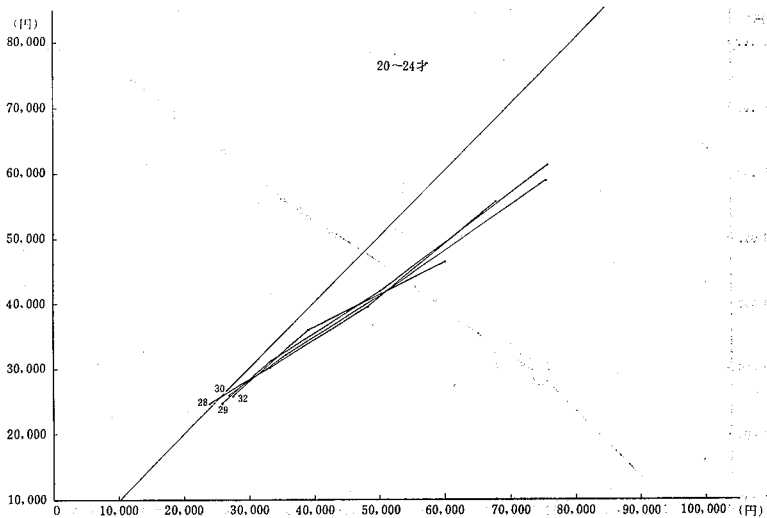


図6の2

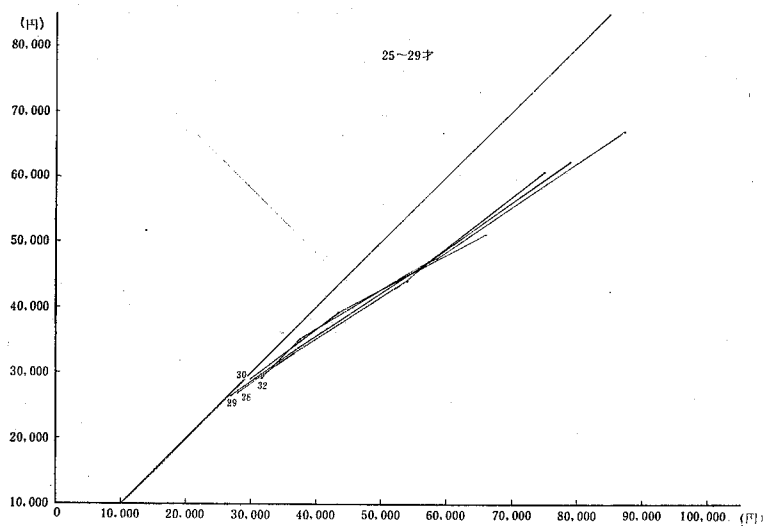


図6の3

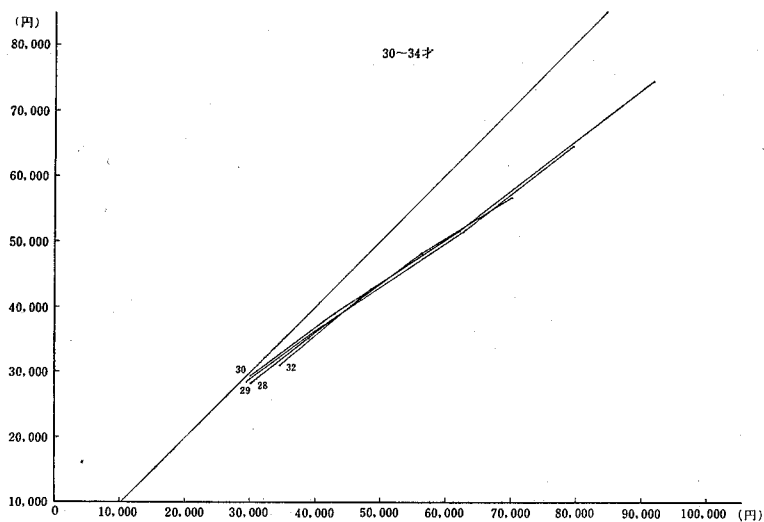


図6の4

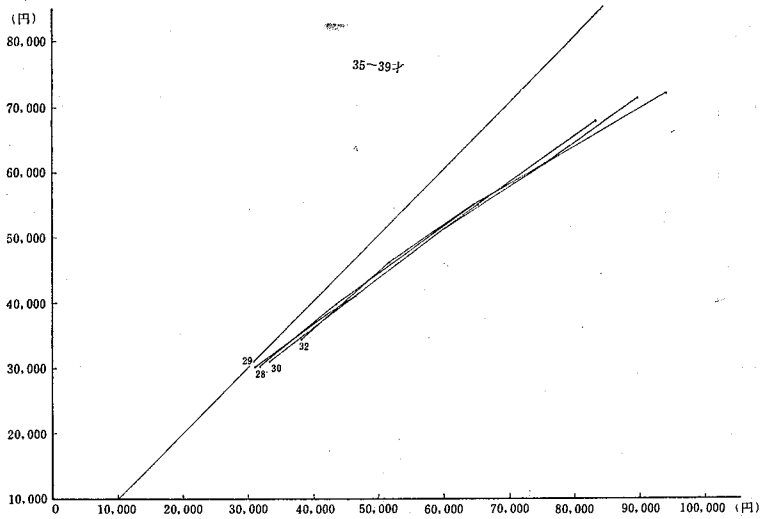


図 6 の 5

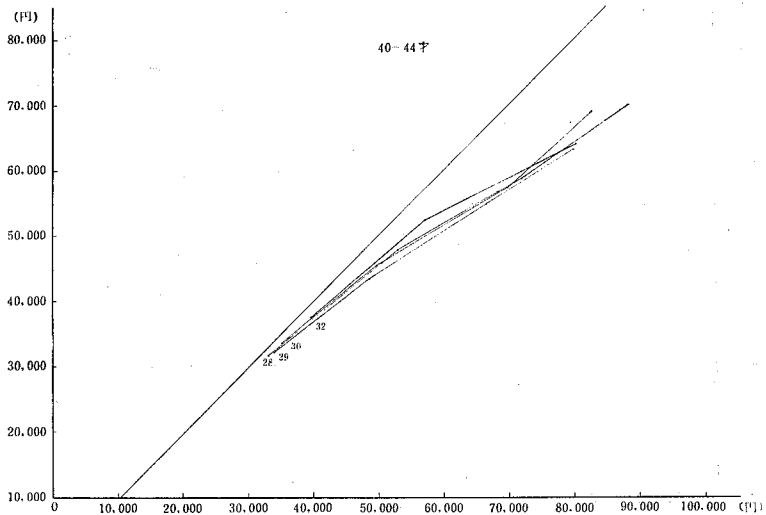


図 6 の 6

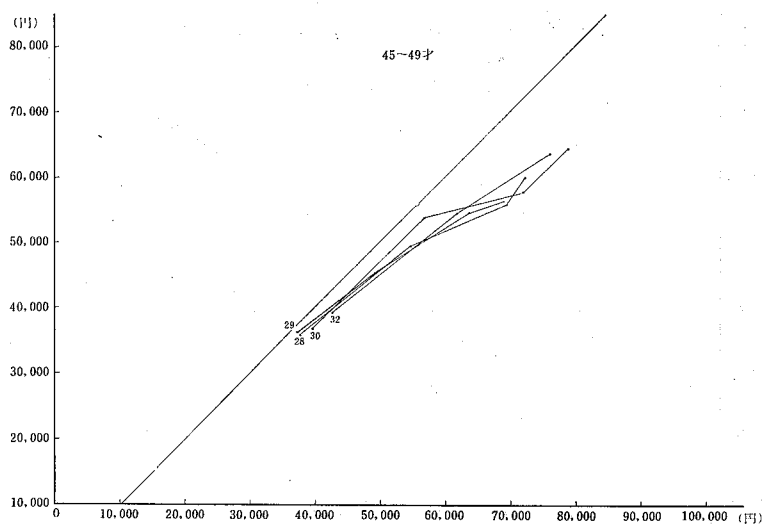


図6の7

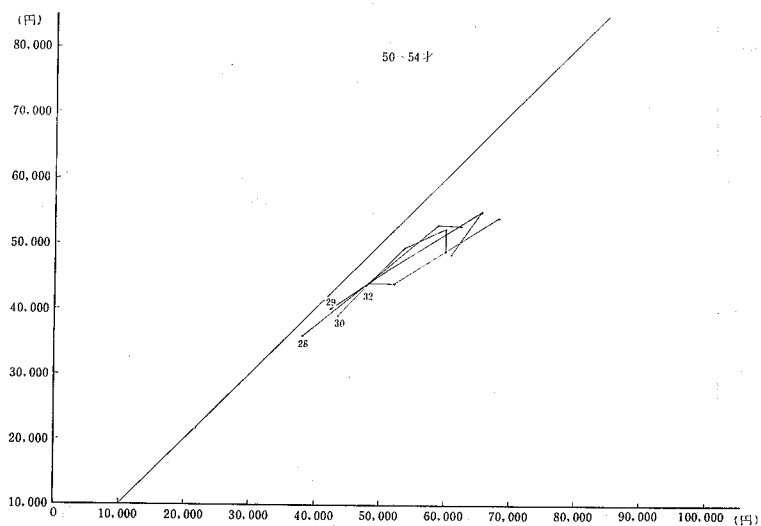


図6の8

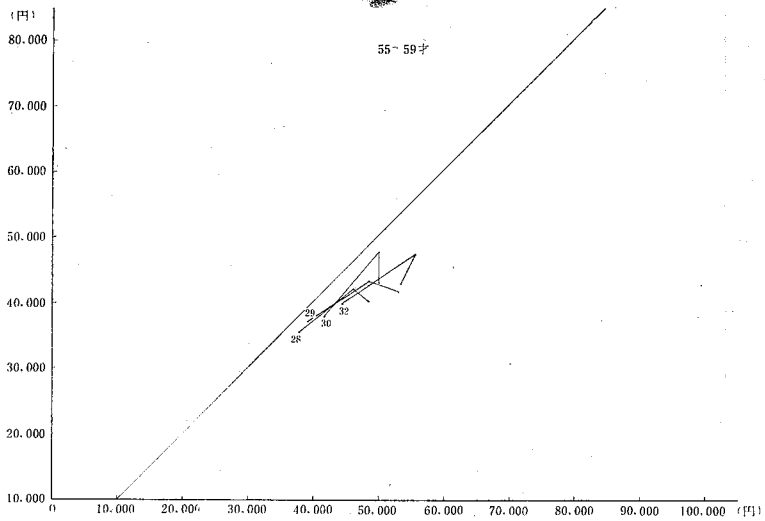


図 6 の 9

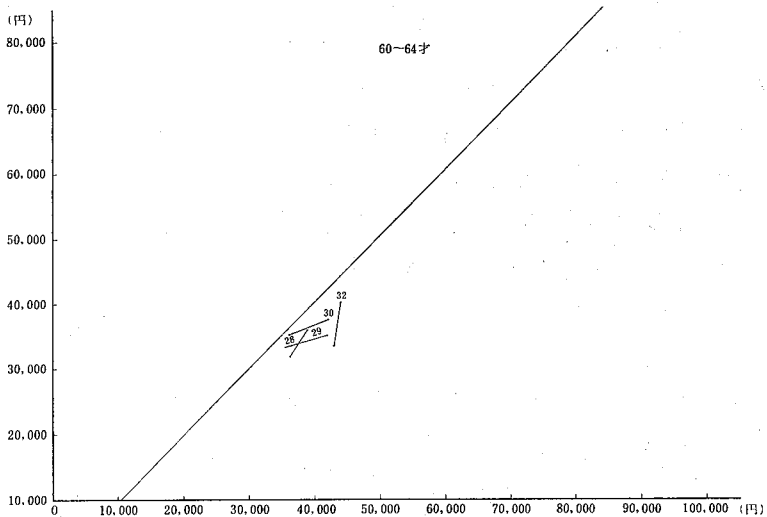


図 6 の 10

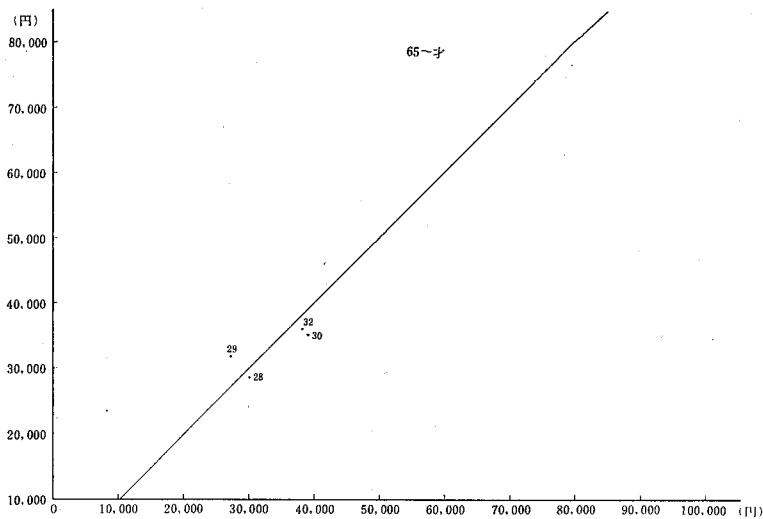


図6の11

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、 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{11}$ 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。

$$SR_1 = b_1 \{ \sum (C_1 - \bar{C}_1)(Y_1 - \bar{Y}_1) \} + b_2 \{ \sum (C_2 - \bar{C}_2)(Y_2 - \bar{Y}_2) \}$$

$$+ \dots + b_{11} \{ \sum (C_{11} - \bar{C}_{11})(Y - \bar{Y}_{11}) \}$$

$$= \sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^{n_i} b_i (C_{ij} - \bar{C}_i)(Y_{ij} - \bar{Y})$$

$$= 1,725,316 \times 10^4$$

$$S_{20} = \sum (C_1 - \bar{C}_1)^2 + \sum (C_2 - \bar{C}_2)^2 + \dots + \sum (C_{11} - \bar{C}_{11})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^{n_i} (C_{ij} - \bar{C}_i)^2$$

$$= 1,750,083 \times 10^4$$

モデル 1 の残差変動(SE_1)

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

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

$$\sum_{i=1}^{144} \bar{C}_i^2 = 28,109,437 \times 10^4$$

$$\bar{S}_2 = \sum_{i=1}^{144} \bar{C}_i^2 - n \bar{C}^2$$

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

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

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

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

モデル 1 の回帰変動 (回帰係数と回帰定数の変動和) (SR_2)

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

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

モデル 2 の残差変動 (SE_2)

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

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

これより分散比は,

$$F_0 = \frac{(SE_2 - SE_1) / \ell - 1}{SE_1 / N - 2\ell} \quad \begin{array}{l} \ell ; \text{階層数} = 11 \\ N ; \text{観察値総数} = 144 \end{array}$$

$$= \frac{(300,675 - 24,767) \times 10^4 / (11 - 1)}{24,767 \times 10^4 / (144 - 2 \times 11)}$$

$$= 135.9$$

$$\text{一方, } F\left(\frac{10}{122}\right) \doteq 1.90$$

$$\text{よって } F_0 > F\left(\frac{10}{122}\right)$$

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)であつた。

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——』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A V				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A V		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A V		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A V	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A V				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A V		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A V		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

終点年齢 階層	昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年
平均A V	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、年齢の刻みが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 $\times 10^{-4}$

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 $\times 10^{-4}$

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

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

	r	r/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 curve のあてはめ (消費支出) $\frac{\Delta C_i}{C_i} = r_i^c - \frac{r_i^c}{\delta_i^c} C_i$

	r	r/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
30～34	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
60～64	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 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	2	Y ₂	C ₂	4	Y ₃	C ₃	5	6	Y ₄	C ₄	7	8	Y ₅	C ₅	9	10	11	12	Y ₆	C ₆	13	14	
1	$\bar{Y}_i$	40,037			45,172			49,633				53,702				56,732				59,301			58,670			
2	$\bar{C}_i$		35,163			38,497			42,226			45,660				48,405				50,797			51,153			
3	$\sum Y_{ij}^2$	($\times 10^4$) 2,766,055			3,509,643			4,235,025				4,936,769				5,465,204				5,784,386			5,455,127			
4	$\sum C_{ij}^2$	($\times 10^4$)	2,044,247			2,442,749			2,930,728			3,447,483				3,821,903				4,116,345			4,061,796			
5	$\sum C_{ij} Y_{ij}$	($\times 10^4$) 2,371,775			2,921,458			3,515,250				4,120,129				4,560,945				4,870,653			4,699,070			
6	$\sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$	($\times 10^4$) 361,651			448,874			539,908				610,990				637,419				509,494			291,774			
7	$\sum (C_{ij} - \bar{C}_i)^2$	($\times 10^4$)	189,626			219,720			256,209			320,241				307,352				245,794			136,842			
8	$\sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)(C_{ij} - \bar{C}_i)$	($\times 10^4$) 260,061			312,974			371,562			442,111					441,771				352,194			197,340			
9	$b_i \{ \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)(C_{ij} - \bar{C}_i) \} / (C_{ij} - \bar{C}_i)$	($\times 10^4$) 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	$\bar{Y}_i$	54,551			47,495			40,061			35,084			50,262	
2	$\bar{C}_i$		47,439			41,933			35,727			32,135			43,803
3	$\sum Y_{ij}^2$	($\times 10^4$) 4,581,709			2,459,473			1,291,662			498,115			40,983,248	
4	$\sum C_{ij}^2$	($\times 10^4$)	3,424,676			2,124,714			1,026,126			418,753			29,859,520
5	$\sum C_{ij}Y_{ij}$	($\times 10^4$) 3,954,029			2,158,108			1,148,938			456,252			34,776,607	
6	$(\sum Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$	($\times 10^4$) 118,061			37,513			7,755			5,764			4,605,015	
7	$(\sum C_{ij} - \bar{C}_i)^2$	($\times 10^4$)	48,955			14,679			4,975			5,690			S ₂ 2,230,134
8	$\sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)(C_{ij} - \bar{C}_i)$	($\times 10^4$) 72,252			19,777			3,931			5,285			3,073,218	
9	$b_i \{ \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)(C_{ij} - \bar{C}_i) \} / (C_{ij} - \bar{C}_i)$	($\times 10^4$) 44,211			10,426			1,992			4,845			S _R 2,050,758	