習慣形成

——消費者行動の動的側面——

辻村江太郎

序

Pareto にはじまる消費者行動の理論は以來多くのすぐれた頭腦によってきわめて精緻に展開され數理經濟學の分野では最も進んだ部門の1つとなっていた。にもかかわらずそれが經驗的な問題に適用されるばあいには一種漠然とした不安もしくは不信の感をもってみられてきたことも事實である。A. Wald 教授の「無差別面の近似的測定」が多くの讃辭を受けながらその方法を實際に適用しようとする試みが殆どなされなかったことなどその1つの證左であろう。周知のごとくこの無言の不信は Kuznets 資料の分析を契機として明らさまな批判となって現れたが，この大勢は Haavelmo[1] の方法論議によって一層助長されたように思われる。貯蓄率の長期的安定傾向はあきらかに Allen-Bowley[2] 的に表現された Pareto 理論と矛盾するところから消費理論の再構成が試みられた。これと Mendershausen による白人社會對黒人社會の貯蓄性向の比較の解釋と結びついて現れたのが D. Brady, R. Friedman[3] および Duesenberry[4] 等による相對所得假說でありこれと擇一的なものとして Tobin[5] の流動資產假說が現れたことはよく知られているが時系列分析のみに關しては T. M. Brown[6] の "Habit Persistence" 假說があり，また個別財に對する需用函數について Farrel[7] が類似の考え方を展開している。この他 Klein[8] は Sterner, Tobin を援用しつつ資料に據って相對所得假說をかなりはげしく批判し社會學的要素を含んだ多變量分析を主張しているが，以上のうち Duesenberry が最も影響力も大きく且つ正面から古典的消費理論を攻擊しているようである。

彼によれば從來の理論は消費者の行動を決定する諸變數の分類目錄を與えるのみである，何となればこの理論は消費者の選好場（preference field）が與えられたとき若干の變數が消費行動を決定することを敎えているがしかしこの種の分類は選好場が他の變數に比して緩漫に變化するときにのみ有效なのでありしかもこの前提の成立は不確かなものであるからである。このように Duesenberry の批判の中心は選好場がかなり急速に變化することにありその變化要因の最重要なものとして彼の「消費者選好の相互依存性」をあげている。そして古典的理論に代るものとして彼の Potential action function なるものをもち出すのである。時系列のばあい Duesenberry の假說は「過去の生活水準の記憶」として作用するのであるが前記の Brown はそれと擇一的に「過去からの生活習慣の持續」を考えて Modigliani-Duesenberry 型の消費函數 $C=a_0+a_1Y+a_2\mathring{Y}+u$（$\mathring{Y}$ は過去の最高所得）の代りに $C=a_0+a_1Y+a_2C_{-1}+u$ を置きカナダの資料について後者のすぐれていることを立證している。式の上では異っていてもこの兩者が相互に擇一的な理論であるか否か疑わしいが Brown のこの習慣持續という考え方は過去の消費の效果は前期の消費の裡に集約されるとする點などで Farrell の考え方と同一系統に屬する。Farrell は酒，タバコ等についての習慣形成をあげて非可逆的需要函數を考えたがこれら中毒性の習慣形成以外

1) Trygve Haavelmo, "The Probability Approach in Econometrics," 1944 における理論の自律性および可逆性に關する論議を指す。

2) G. D. Allen & A. L. Bowley, Family Expenditure, A Study of its Variation, 1935.

3) Dorothy Brady and Rose Friedman, "Savings and the Income Distribution" Studies in Income and Wealth, Vol. 10. 1947 ; Dorothy Brady, "Family Savings in Relation to Changes in the Level and Distribution of Income", Studies in Income & Wealth, Vol. 15, 1952.

4) J. Duesenberry, Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior, 1949 ; Leontief & others, Studies in the Structure of the American Economy, 1953, Chap XII.

5) J. Tobin, "Relative Income, Absolute Income and Saving," Money, Trade, and Economic Growth, 1951.

6) T. M. Brown, "Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour," Econometrica Vol. 20, July, 1952.

7) M. J. Farrel, "Irreversible Demand Functions", Econometrica Vol. 20, April, 1952.

8) L. R. Klein & H. W. Mooney, "Negro-White Savings Differentials and the Consumption Function Problem", Econometrica Vol. 21, July, 1953.

にも同種の傾向が見出しうるであろうと述べている。これら一連の新しい消費理論に對して Wold[9] のごとく依然として從來のままの Pareto 理論を固執し「家計調査資料から得られるのは長期的彈力性であり…… Duesenberry の持續效果は原則的に短期現象であるから，これとはあまり關係がない」と主張する論者もあるが Wold のばあい Pareto 圖式の説明と資料分析とが並列されているにすぎず兩者のつながりが明かにされていないから根據は薄弱である。

さて筆者はさきに「絶對消費圖式」の名稱で Allen-Bowley および Wald[10] による計量的 Pareto 圖式の修正を試みた[11]。これは效用指標函數に含まるべき變數として諸財の購入量のみでなくそれ以外の消費可能な財の量をも考え兩者の和をもって從來購入量の占めていた位置に置き換えるという一種の資產假說であったがこれはそうすることによって形式的には從來のものと同型の理論に自律性を與えようとしたのである。(同一の現象が在來の理論の形成で説明されるならばその方が新な親しみのない説明方式より便宜が多いことは一般であるが特にこのばあい在來の理論が最も洗錬されたものなのであるからDuesenberry のごとく Potential action function を用いるよりも在來の形式を借りる方が有利であろう。) これによって筆者は貯蓄率の時間的安定性の問題，戰時の消費繰延の問題，農家の自家消費の問題等を一擧に解こうとしたため過去に購入され現在保有されている財の量（實資產および流動資產）と現在無償で消費に供される財の量（自家消費・社會保障給付等）とを區別しなかった。したがって變更されたのは實驗計畫の面にとどまり理論構造の本質は依然として靜的であった。しかるにその後の資料分析の結果は後節に述べるごとく過去と現在とは區別して考えねばならぬことを示唆している。そこで現在の自家消費，社會保障給付等の財の量はまえの圖式で説明され，また消費繰延も類似の處理が可能であるが，過去における消費の影響は別個に扱わねばならぬことになった。その結果資產假說よりはむしろ習慣假說的な要素が強くなっている。Farrell, Brown 等と異なるところは消費の習慣形成を選好場の概念とそれに伴う代用・補完の概念で組織的かつ量的に促えようとしていることである。各時期における消費行動それ自身が以後の期間の消費行動を規制し，同一の所得，價格條件に對して異った反應を示すに到らしめるという意味で消費行動それ自身が內在的に動的なのであるがそれを説明する選好圖式において現在の購入量と過去の消費の殘存的效果とが異った位置を占めるという意味で理論そのものも動學化されていると考えられる。ただ Wald のばあいでも計測は容易でなかったのが理論の改變に伴って一層困難を增したため經濟理論模型と統計學的操作とが分離しがたいものとなり模型の妥當性はもっぱら計測の方法と結果の妥當性如何にかかっている。計測の作業が完了していないため未だ強い説得力や斷定的な結論の得られない中間報告的なものにとどまらねばならないのは殘念であるがこれによって大方の批判，御教示が得られれば幸いである。なおここでは簡單のため現期間の無償給付は考慮しないこととする。

1

Wald のばあいと同樣に效用指標函數を二次の多項式とする（線型選好場の前提)。これを φ，各財（ここでは Klein と同樣に諸財のうちに貯蓄をも含めて考える[12]）の購入量を q で示せば

$$\frac{\partial\varphi}{\partial q^i}=a_i+\sum_j(\bar{a}_{ij}q^j+\bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{q}}^j)+u_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(1.1)$$

となる，ここで u_i は $E(u_i)=0$, $E(u^2{}_i)=\sigma^2u_i$, $E(u_iu_j)=\sigma u_iu_j$ をもち正規分布するランダム變數で同一消費主體內の選好場の振動および特定の主體集團內の個人差を一括して示すものとする。(1.1) が Wald 等從來のものと異るのは $\bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{q}}^j$ を含んでいる點である。$\bar{\bar{q}}^j$ は過去に於て消費された j 財の現在の消費行動におよぼす影響を現在の j 財購入量と同一の尺度であらわしたものである。a_i, $\bar{a}_{ij}$, $\bar{\bar{a}}_{ij}$ は選好場パラメターであるが $\bar{a}_{ij}$ と $\bar{\bar{a}}_{ij}$ とを區別した點で前述の絶對消費圖式と異っている。$\bar{\bar{q}}$ と q との關係は計測の結果から知るほかないが過去における q が現在に殘存すると考えれば

$$\bar{\bar{q}}_t=\mu q_{t-1}+\mu^2q_{t-2}+\cdots+\mu^Tq_{t-T}+\cdots, \quad \cdots(1.0)$$

μ は殘存係數，とするのがよいようにおもわれる。もちろん μ は物理的化學的減耗のみでなく流行變化等による心理的評價の低落も含意しうる。(1.2) から察せられるように $\bar{\bar{q}}$ は各期間ごとに變化するからもし (1.1) でこれらの項の存在を考慮に入れずに資料との對應をつけようとすれば $\bar{a}_i$, $\bar{\bar{a}}_{ij}$ 等構造パラメターの値が絶えず變化するような外見を呈する。$\bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{q}}^j$ を挿入した意圖はこれによって Duesenberry の言う選好の不安定性を處

9) H. Wold, Demand Analysis, 1953,

10) A. Wald, "The Approximate Determination of Indifference Surface by Means of Engel Curves" Econometrica Vol. 8, April, 1940.

11) 「絶對消費の圖式とその具體化」三田學會雜誌 Vol. 45, July, 1952

12) L. R. Klein, Economic Fluctuations in the United States, 1921—1941; 1950. pp. 40～42,

理し安定的な structure の內容を成すものとして選好場概念を用いようとするところにある。そこで各財の購入量は

I……所得,　P……價格（ともに外生變數）

とすれば，特定消費主體の t 期における各財購入量は

$$\sum_j^n \bar{a}_{ij}\bar{q}_t^{\,j} - p_t^{\,i} w = -(a_i + \sum_j^n \bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{q}}_t^{\,j} + u_i)$$
$$\sum_j^n p^j \bar{q}_t^{\,j} \qquad = I \qquad i=1,\cdots,n \cdots\cdots(1.2)$$

で決定される。これが本模型の構造方程式系である。

$$A_t = det \begin{pmatrix} \bar{a}_{11} & \bar{a}_{12}\cdots\cdots & \bar{a}_{1n} & p_t^{\,1} \\ \bar{a}_{21} & \bar{a}_{22} & \vdots & p_t^{\,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \bar{a}_{n1} & \bar{a}_{n2} & \bar{a}_{nn} & p_t^{\,n} \\ p_t^{\,1} & p_t^{\,2}\cdots\cdots & p_t^{\,n} & o \end{pmatrix}$$

とし a_{ij} の餘因數を A_{ijt} とすれば (1.2) からの誘導形として

$$\bar{q}_t^{\,i} = \overset{*}{k}{}_t^{\,i} I + \overset{***}{C}{}_t^{\,i} + v_t^{\,i} \cdots\cdots(1.3)$$

がえられる。これら誘導形のパラメターを構造パラメターで示せば

$$\overset{*}{k}{}_t^{\,j} = A_{n+1jt}/A_t \quad \cdots\cdots(1.4)$$
$$\overset{***}{C}{}_t^{\,j} = -\sum_i^n (a_i + \sum_j^n \bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{q}}{}^{\,j}{}_t) A_{ijt}/A_t \quad \cdots\cdots(1.5)$$
$$v_t^{\,j} = -\sum_i^n u_i Aijt/A_t \cdots\cdots(1.6)$$
$$E(v_{tj}) = o$$

また $Cov.\ (v_t^{\,j} v_t^{\,k}) \equiv V_{jkt}$, $Cov.\ (u_{it}u_{jt}) \equiv U_{ij}$ として

$$V_{jkt} = \sum_h \sum_i U_{hi} A_{hjt} A_{ikt}/(A_t)^2 \cdots\cdots(1.7)$$

となる。

いま (1・3) において所得が與えられたとき平均的消費量は $\overset{*}{k}{}_t^{\,i}$ と $\overset{***}{C}{}_t^{\,i}$ とに依存する。(1・4) (1・5) により $k_t^{\,i}$ は諸財の價格 p_t にのみ依存するが $\overset{***}{C}{}_t^{\,j}$ は p_t と同時に $\bar{\bar{q}}_t$ にも依存するから所得，價格が同一であっても $\bar{\bar{q}}_t$ すなわち消費習慣が異なれば當然消費のしかたも異るわけである。また價格一定として特定主體の所得が急激に，すなわち $\bar{\bar{q}}$ の變化が無視しうるほど短時日に，增減したとすれば消費量の變化は $\overset{*}{k}{}^{i}{}_t$ に依って行われるであろうことがわかる。所得變化が緩漫であれば所得變化の影響よりも (1.0) で與えられるような $\bar{\bar{q}}$ の變化の影響の方が強くあらわれることも考えられる。この意味で Brown が乘數效果に結びつけて限界消費性向を考えるとき短期と長期の區別を强調しているのは正しい。クヅネッツ資料で從來の消費理論が權威を失墜したのは Allen-Bowley のように $\overset{*}{k}$ といわゆるクロスセクション資料すなわち家計調査資料から得られる所得—購入量回歸線の係數 k とを同一視したためである。いま $\overset{*}{k}$ と k との關係を明かにするために各所得層ごとに (1・3) を考えると $\overset{***}{C}{}_{ti}$ に含まれる $\bar{\bar{q}}$ は I で示される各所得層ごとに異るべきである。$\bar{\bar{q}}$ と I との關係を線型選好場の前提に齊合するように置けば

$$\bar{\bar{q}}{}^{i} = \bar{k}^{i} I + \bar{\bar{C}}{}^{i} \cdots\cdots(1.8)$$

とするのが適當であろう。これを (1.5) に代入すると括弧內の第二項は $\sum_j \bar{\bar{a}}_{ij}(\bar{\bar{k}}{}^{i} I + \bar{\bar{C}}_i)$ となるから (1.3) にかわって

$$\bar{q}_t^{\,i} = \bar{k}_t^{\,i} I + \bar{C}_t^{\,i} + v_t^{\,i} \cdots\cdots(1.9)$$

と書くことができる。ここで

$$\bar{k}_t^{\,i}(A_{n+1jt} - \sum_i \sum_j \bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{k}}_t^{\,j} A_{ijt})/A_t \cdots\cdots(1.10)$$

$\bar{\bar{k}}$ を含む部分を $\overset{**}{\bar{k}}{}^{j}$ とすれば $\bar{k}_t^{\,j} = \overset{*}{\bar{k}}{}_i^{\,j} + \overset{**}{\bar{k}}{}_i^{\,j}$,

$$C_t^{\,j} = -\sum_i (a_i + \sum_j \bar{\bar{a}}_{ij}\bar{\bar{C}}_t^{\,j}) A_{ijt}/A_t \cdots\cdots(1.11)$$

$\bar{\bar{C}}$ を含む部分を $\overset{**}{\bar{C}}{}^{j}$ とすれば $\bar{C}_t^{\,j} = \overset{*}{\bar{C}}{}_t^{\,j} + \overset{**}{\bar{C}}{}_t^{\,j}$ である。$\overset{*}{\bar{k}}$, $\overset{*}{\bar{C}}$ 等を嗜好效果 taste effect $\overset{**}{\bar{k}}$, $\overset{**}{\bar{\bar{C}}}$ 等を習慣效果 habit effect と呼べば消費量 $\bar{q}$ は兩效果の合成的結果として定まる。したがってこの理論圖式からすれば貯蓄率が長期的に一定値をとる傾向を矛盾なく說明する可能性も充分あるわけでありまた Farrell のいわゆる非可逆的需要函數もより緻密に裏附けることができるのである。

2

さて以上の理論を具體化し檢證するのがつぎの仕事である。そのためにはまず選好場パラメターの値および安定性を知ることが必要でそれに成功すれば次には $\bar{\bar{q}}$ すなわち習慣形成の過程を確認せねばならない。

Wald の選好場測定法は原理的にはクロスセクション資料から得られる回歸係數および定數をそれぞれ誘導形 (1.9) の k および C と等置し，これらを時系列にとって a_i および a_{ij} を推定するのと異らないがここでは (1.9) (1.10) (1.11) に示されるように $\bar{k}$ や $\bar{C}$ はそれぞれ $\bar{\bar{q}}$ に關する項を含み $\bar{\bar{q}}$ は定義により直接觀察の不可能なしかも例外的なばあいを除いて期間每に異るべき量であるから $\bar{k}$, $\bar{C}$ の時系列をただちに推定に用いることは出來ない。そこで利用可能なのは (1.7) のみであり (1.7) によって $\bar{a}_{ij}$, U_{ij} を推定したのちに他の式によって a_i, a_{ij} および μ の推定を試みねばならない。(1.7) を用いる構造パラメター推定の手つづきは種々考えられようが最も實用上の困難の少いものとしてつぎのようにするのがよいと思われる。いま V_{jkt} の標本值を $\hat{V}_{jkt}$ で示せば標本變動 E_{hi} を含んで

$$\hat{V}_{jkt} = \sum_h \sum_i (U_{hi} + \varepsilon_{hi}) A_{hjt} A_{ikt}/(A_t) \cdots\cdots(2.1)$$

となる。前提により ε_{hi} は $E(\varepsilon_{hi})=0$ で Γ 分布する。これを變形して

$$(A_t)^2\hat{V}_{jkt}-\sum_h\sum_i U_{hi}A_{hjt}A_{ikt}=\sum_h\sum_i \varepsilon_{hi}A_{kjt}A_{jk}{}^i \quad \cdots\cdots(2.2)$$

とすれば極めて煩雑ではあるが Error Model のばあいと類推的な推定を行うことができよう。

しかしさしあたってわれわれの Computational resources で數個以上の財について推定を行うことは早急には無理であるから，手はじめに所得を貯蓄項目と消費二項目に分けて試算してみることにする。これまでに得た結果は次のとおりである。

3

所得が食費項目 X_1, 食費以外の消費項目 X_2 および貯蓄項目 X_3 の3個に配分されるとする。前節では各期間のクロスセクション資料から得られる購入量の分散，共分散を時系列にとって構造パラメターが推定しうるとしたが貯蓄項目は例外で均衡方程式に含まれる貯蓄の價格 p^3 は $\bar{q}$ と同様觀察者には知られておらずしかも $\bar{q}$ とは異って V の項にも含まれ多期間ごとに變化するから甚だぐあいがわるい。$\binom{n}{2}$ 万の V_{jkt} を用いてこれを消去できたとしても推定上の困難は數倍加するであろう。そこでここでは Frisch および Wald の示唆を用いて貯蓄項目のみは獨立財として扱うこととしその近似度が使用に耐えぬほど悪いばあいに別の途を試ることとしよう。構造方程式系はつぎのようになる。

$$\begin{aligned}
&\bar{a}_{11}\bar{q}^1+\bar{a}_{12}\bar{q}^2+\quad o\quad -p^1w=-\left[a_1+\sum_j^2\bar{\bar{a}}_{1j}\bar{q}^j\right]\\
&\bar{a}_{21}\bar{q}^1+\bar{a}_{22}\bar{q}^2+\quad o\quad -p^2w=-\left[a_2+\sum_j^2\bar{\bar{a}}_{2j}\bar{q}^j-p^2u_1\right]\\
&\quad o\quad +\quad o\quad +\bar{a}_{33}\bar{q}^3-p^3w=-\left[a_3+\bar{\bar{a}}_{33}\bar{q}^3-p^3u_2\right]\\
&p^1\bar{q}^1+p^2\bar{q}^2+p^3\bar{q}^3\qquad=\qquad I \qquad\qquad (3.1)\\
&\qquad\qquad \mathrm{covar}(u_1u_2)=0
\end{aligned}$$

(3.1) により $I-p^3q^3=E$ の内部における q^1, q^2 の決定はそれ自身完結した structure によって行われるとしても差支えないから部分構造として次のものがえられる。

$$\begin{aligned}
\bar{a}_{11}q^1+\bar{a}_{12}q^2-wp^1&=-[(a_{11}k^1+a_{12}k^2)E\\
&\quad+(a_{11}C^1+a_{12}C^2)+a_1]\\
\bar{a}_{21}q^1+\bar{a}_{22}q^2-wp^2&=-[(a_{21}k^1+a_{22}k^2)E\\
&\quad+(a_{21}C^1+a_{22}C^2)+a_2-p^2u_1]\\
p^1\bar{q}^1+p^2\bar{q}^2&=E \qquad\qquad (3.2)
\end{aligned}$$

ここで w は所謂貨幣の限界效用である。また前節では u が選好場の random shift であったがここでは推定を容易にするため均衡えの random shock として入れられている。(1.9) に相當する誘導形の兩邊に價格を乘じたものとして

$$p^1q^1=K^1E+C^1+V^1,\ p^2q^2=K^2E+C^2+V^2 \cdots(3.3)$$

をうる。(3.2) により $K^1+K^2=1$, $C^1+C^2=0$ である。

また (3.2) は u を一ケしか含まないから (1.7) の分散，共分散のかわりに標準偏差を用いることができて

$$V_1=V_2\equiv V=\frac{p^1p^1p^2p^2U_1}{2p^1p^2a_{12}-p^2p^2a_{11}-p^1p^1a_{22}} \quad\cdots\cdots(3.4)$$

となり，V の標本値 $\hat{V}$ は

$$\hat{V}=\frac{p^1p^1p^2p^2(U_1+\varepsilon)}{2p^1p^2a_{12}-p^2p^2a_{11}-p^1p^1a_{22}} \cdots\cdots(3.5)$$

となる。

なおここで $a_{12}=a_{21}$ とおいて $p^1p^2(a_{12}+a_{21})=2p^1p^2a_{12}$ としたのは積分可能條件 $\dfrac{\partial^2\varphi}{\partial q^1\partial q^2}=\dfrac{\partial^2\varphi}{\partial q^2\partial q^1}$ の成立を前提したことになるがこの推定方式では a_{12} と a_{21} とが identifiable でなく必然的にこうせざるをえないのである。

いま (3.5) の分母を拂えば

$$2\frac{\hat{V}_t}{p_t{}^1p_t{}^2}a_{12}-\frac{\hat{V}_t}{p_t{}^1p_t{}^1}a_{11}-\frac{\hat{V}_t}{p_t{}^2p_t{}^2}\bar{a}_{22}-U_1=\varepsilon \quad\cdots\cdots(3.6)$$

となるが (3.6) は單一方程式であるから $U_1=1$ と normalize して最少自乘法を適用すれば $\bar{a}_{ij}$ の準最尤推定値を得ることができる。

價格資料として朝日新聞社生計費指數，收支の資料として昭和6年から 13 年まで例年の内閣統計局家計調査資料全國勞働者の部により 60 圓未滿から 100 圓未滿まで收入階級の高低兩端を除いた 15 階級をとって支出所得回歸線を當嵌め K^1, C^1 および $\hat{V}$ の値をとれば次表のごとくなる。

	期　間	p^1	p^2	K^1	C	$\hat{V}$	r
	昭和 年 月　年 月						
I	〃 6.9～ 7.8	1.000	1.000	0.264679	6.79	3.82	0.995
II	〃 7.9～ 8.8	1.044	1.023	0.229713	9.41	6.94	0.981
III	〃 8.9～ 9.8	1.104	1.045	0.257407	8.00	3.59	0.996
IV	〃 9.9～10.8	1.193	1.049	0.224008	12.10	7.15	0.979
V	〃 10.8～11.9	1.267	1.059	0.240760	11.88	3.89	0.995
VI	〃 11.9～12.8	1.319	1.099	0.233425	12.58	5.81	0.986
VII	〃 12.8～13.9	1.407	1.165	0.240858	13.44	4.92	0.986

相關係數 r は各年度とも 1% 水準で有意でありこの所得範圍では線型選好場が前提されうることを示している。これら $p_t{}^1$, $p_t{}^2$ および $\hat{V}_t$ の値を (3.6) に投入して正規方程式をつくれば

$$\begin{aligned}
530.52\,\bar{a}_{12}-243.42\,\bar{a}_{11}-290.49\,\bar{a}_{22}&=58.10\\
243.42\,\bar{a}_{12}-112.25\,\bar{a}_{11}-132.61\,\bar{a}_{22}&=26.40\\
290.49\,\bar{a}_{12}-132.61\,\bar{a}^{11}-159.88\,\bar{a}_{22}&=32.14
\end{aligned}$$

となりこれを解いて $\bar{a}_{12}=-3.431461022$, $\bar{a}_{11}=-3.649736076$, $\bar{a}_{22}=-3.408516457$ を得る。これら

の値は u_1 の母集團値を單數にとって推定されたものであるが逆にこれらから U_1 の推定値を算出すると下表のごとくなり

	$\hat{U}$	$\hat{U}^2$
I	0.74616247	0.55675843
II	1.23484979	1.52485400
III	0.60428556	0.36516103
IV	1.26930463	1.61113424
V	0.76990944	0.59276054
VI	1.08135346	1.16932530
VII	0.82577501	0.68190436

$\Sigma\hat{U}=6.53164036$　　$\Sigma\hat{U}^2=6.50189790$

$(\Sigma\hat{U})^2=42.66232579$

$R^2=0.937359839$,

$R=0.9681$ となる。ここで自由度は $7-3=4$ でありそのときの1% 水準は $R=0.949$ であるから得られた相關係數は高い有意度をもつことがわかる。この推定法は通常の回歸線の當篏とはかなりその意味を異にしており $\bar{a}_{ij}$ は回歸係數というよりもむしろ先驗的に與えられた平均値をもたらすべく各變數系列に附せられる加重値といった性格をもっているから，error を考慮したときの multicolinearity の問題とともに統計學的檢討の餘地をのこしているがさしあたって本模型の範圍內では以上の結果に滿足することとしよう。なおここで X_1 と X_2 との獨立すなわち $\bar{a}_{12}=0$ を前提すると有意度は 5% 水準程度となる。

いま以後の計算の便宜上 $\bar{a}_{22}=1$ として換算すれば $\bar{a}_{12}=1.00673154$, $\bar{a}_{11}=1.07076968$, $U_1=0.29338277$ となる。

これらを用いて前節で述べたような嗜好效果，習慣效果と資料に示される消費者行動との關係を檢討してみよう。(3•3) の K^1 を (3•2) のパラメターで示すと

$K_t^1=\overset{*}{K}{}_t^1+\overset{**}{K}{}_t^1$, $A_t\equiv 2p^1p^2\bar{a}_{12}-p^2p^2\bar{a}_{11}-p^1\bar{a}_{22}$ として

$$\overset{*}{K}{}_t^1=(p_t^1p_t^2\bar{a}_{12}-p_t^1p_t^1\bar{a}_{22})/A_t \quad\cdots\cdots\cdots\cdots(3.7)$$

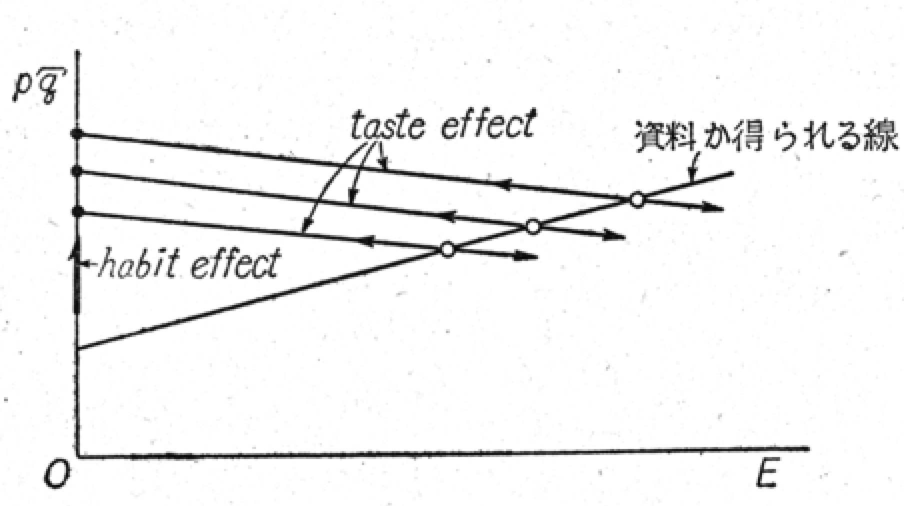
$$\overset{**}{K}{}_t^1=p_t^1p_t^2[p_t^2(a_{11}k_t^1+a_{12}k_t^2)$$
$$-p_t^1(a_{21}k_t^1+a_{22}k_{t2})]/A_t \quad\cdots\cdots\cdots\cdots(3.8)$$

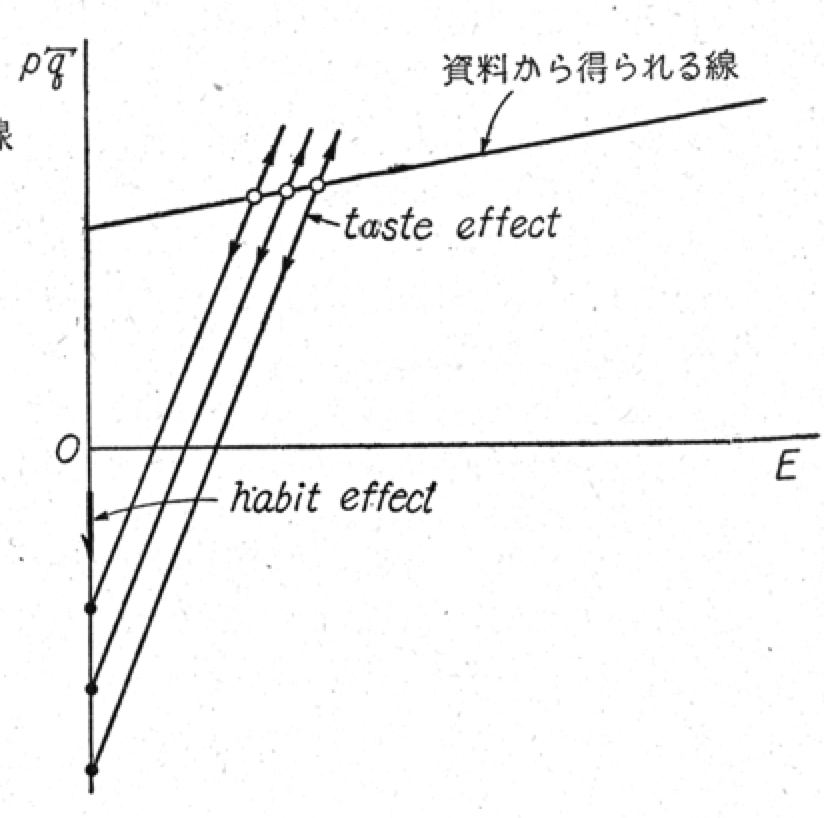
となる。$\overset{**}{K}{}_t^1$ は (3.8) によって $\bar{a}_{ij}\bar{k}^j$ を含みこれらの數値は未だ知られていないけれども $\overset{*}{K}{}_t^1$ は既知の要素のみを含むから K_t^1 を嗜好效果と習慣效果に分離することはできるわけである。これを表示すれば左のように

	K_t^1	$\overset{*}{K}{}_t^1$	$\overset{**}{K}{}_t^1$
I	0.264679	−0.117465	0.382145
II	0.229713	0.245068	−0.015356
III	0.257407	0.879487	−0.622081
IV	0.224008	1.998075	−1.774067
V	0.240760	2.433890	−2.193130
VI	0.233425	2.452102	−2.218677
VII	0.240858	2.485622	−2.244765

なる。これをみれば食費項目における兩效果の正負の方向は一定しないことがわかる。兩極端の昭和 6〜7 年と 12〜13 年のばあいを圖示する。

兩期間中に所得の增減があったとすればそれに伴う食糧購入額の變化は兩矢印の方向に行われる。これと類推的なことが貯蓄—所得のばあいにもあると考えられるが貯蓄について一般にもしくわ大部分のばあいに嗜好效果の線が資料からえられる線を下から切ることが確認されれば相對所得論者たとえば D. Brady の命題「所得上昇期のはじめに貯蓄率は增大し，下降期のはじめは減少す





る」に述べられている現象を説明することになる。しかも嗜好効果は相對價格の反映のし方を量的に示すから習慣効果が所得變化の速度の影響を量的に示すのと相挨って貯蓄率の時間的變化に關する問題を完全に解明することができるのである。そこで次には $\overset{**}{K}$ そのものについて検討せねばならない。(3.2) の限界效用均等式は E に關して零次の同次であるから

$$(\bar{a}_{11}\bar{k}^1+\bar{a}_{12}\bar{k}^2+\bar{\bar{a}}_{11}\bar{\bar{k}}^1+\bar{\bar{a}}_{11}\bar{\bar{k}}^2)/p^1$$
$$=(\bar{a}_{21}\bar{k}^1+\bar{a}_{22}\bar{k}^2+\bar{\bar{a}}_{21}\bar{\bar{k}}^1+\bar{\bar{a}}_{22}\bar{\bar{k}}^2)/p^2 \cdots\cdots\cdots (3.9)$$

が成立つ。まえに筆者が考えたように $\bar{a}_{ij}=\bar{\bar{a}}_{ij}$ でないらしいことは $p^1=p^2=1.000$ である昭和 6～7 年についてさきに得た $\bar{a}_{ij}$ の値を挿入すると

$$(\bar{k}^1+\bar{\bar{k}}^1)(1.07076968-1.00673154)$$
$$+(\bar{k}^1+\bar{\bar{k}}^2)(1.00673154-1.00000000=0$$

とならねばならぬ筈であるが $k>0$ であるかぎり左邊は零より大となって矛盾を生じることから言えるのである。(1.0) により $\bar{\bar{k}}<0$ となることはありそうもない。この $\bar{a}_{ij}\neq\bar{\bar{a}}_{ij}$ という點が筆者をして資産假說的なものから習慣假說に移行せしめたのである。以上で本稿をおわる。(3.1) の貯蓄に關するパラメター，a および μ の追究等に關して或る程度の作業結果は得ているが未だ發表の段階に達していない。また所得再配分の效果等に關して本模型から論じてみたいこともあるが何れも次の機會にゆずることとする。

附記　本稿で報告した內容は佐藤保氏と筆者とが現在繼續中の協同研究の中間結果である。なおこの機會にわれわれに惜みなく助言教示を與えまた激勵して下さった伊大知良太郎教授，梅村又次氏，大川一司教授，小尾惠一郎氏，尾崎巖氏，篠原三代平助教授，鈴木諒一助教授，野田孜氏に深く謝意を表させていただく。

（補論）

1)　貯蓄について嗜好効果の線がつねに貯蓄—所得の回歸線を下から切るであろうことはじつは a_{33} の數値を推定する以前にも略々確言できるのである。すなわち structure (3.1) からの誘導形 (1.3) において嗜好効果を示す $\overset{*}{k}{}^3{}_t$ は次のようになる。

$$\overset{*}{k}{}^3=p^3(a_{12}a_{21}-a_{11}a_{22})/[a_{33}(2p^1p^2a_{12}-p^2p^2a_{11}$$
$$-p^1p^1a_{22})+p^3p^3(a_{12}a_{21}-a_{11}a_{22})] \cdots\cdots\cdots (4.1)$$

ここでさきに得た推定値から $(a_{12}a_{21}-a_{11}a_{22})<0$ であり，これからまた $(2p^1p^2a_{12}-p^2p^2a_{11}-p^1p^1a_{22})>0$ がつねに成立つことが知られる。したがって $a_{33}<0$ であれば (4.1) の分母，分子がともに負となり $\overset{*}{k}{}^3>0$ はつねに成立つと考えられるからである。貯蓄率の長期的安定性とは $\overset{*}{k}{}^3$ 線の延長による貯蓄の增加傾向と $\overset{*}{k}{}^3$ 線の下方への推移による貯蓄の減少とが貯蓄—所得原點を通る直線上に略々釣合った結果と解釋される。このばあい圖示すれば昭和 12～13 年の食費項目の圖と類似のものとなり，これと本誌最近號に安井琢磨教授が明快に描かれている Duesenberry 假說を示す圖とも比較されれば本模型の特徵が明瞭に理解されよう。

2)　さきに構造方程式系 (3.1) から (3.3) を導いて U_1, a_{11} その他を推定した際に慣例によって部分構造 (3.2) を用いて述べたのであるが形式的には總支出額 E が本來の外生變數でないところから (3.3) は擬似誘導形にすぎず U_2 を除外して推定を行うのは誤りではないかという疑問を生じやすいのでこの點を補足する。(3.1) から誘導形 (1.3) を X_1 と X_2 について導きそれを金額表示にすれば

$$p^1\bar{q}^1=p^1\overset{*}{k}{}^1I+p^1\overset{***}{C^1}+v^1,\quad p^2\bar{q}^2=p^2\overset{*}{k}{}^2I+p^2\overset{***}{C^2}+v^2$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.2)$$

となる。これを邊々加えて

$$p^1\bar{q}^1+p^2\bar{q}^2=E=(p^1\overset{*}{k}{}^1+p^2\overset{*}{k}{}^2)I+(p^1\overset{***}{C^1}+p^2\overset{***}{C^2})+(p^1v^1+p^2v^2)$$

とし，これを

$$I=\frac{E}{p^1\overset{*}{k}{}^1+p^2\overset{*}{k}{}^2}-\frac{p^1\overset{***}{C^1}+p^2\overset{***}{C^2}}{p^1\overset{*}{k}{}^1+p^2\overset{*}{k}{}^2}-\frac{p^1v^1+p^2v^2}{p^1\overset{*}{k}{}^1+p^2\overset{*}{k}{}^2}$$

と變形して (4.2) のはじめの式に代入して整理すると

$$p^1\bar{q}^1=\overset{\circ *}{k^1}+\overset{\circ ***}{C^1}+\overset{\circ}{v}{}^1 \quad において$$
$$\overset{\circ}{v}{}^1=p^1p^2(\overset{*}{k}{}^2v^1-\overset{*}{k}{}^1v^2)/(p^1\overset{*}{k}{}^1+p^2\overset{*}{k}{}^2)$$

となる。(4.2) の disturbance v^1, v^2 はそれぞれ

$$v^1=(u_1p^2A_{21}-u_2p^3A_{31})/A,\quad v^2=(-u_1p^2A_{22}+u_2p^3A_{32})/A,$$

但し A_{ij} は A における餘因數，

のごとく u_2 を含むから $\overset{\circ}{v}_1$ も形式上 u_2 を含むわけであるが獨立財の假定により a_{i3}, a_{3i} $i\neq3$ 等が零であるため

$$\overset{*}{k}{}^1=a_{33}(p^2a_{12}-p^1a_{22})/A,\qquad \overset{*}{k}{}^2=a_{33}(p^1a_{21}-p^2a_{11})/A$$

を代入して計算すると u_2 の係數が零となって $\overset{\circ}{v}{}^1$ は結局 (3.4) で與えられているものに一致する。したがって E が外生變數でなくとも貯蓄が獨立項であれば擬似誘導形 (3.3) を使用しても差支えないことがわかるのである。