共分散分析法による家計消費支出の分析[1]

——クロスセクション分析と時系列分析の統合について——

溝　口　敏　行

I　分析の目的

家計消費の統計分析は大別して時系列分析とクロスセクション分析に分類し得る。特に我国では毎月の所得階層別データーが存在する関係上，同データーを利用したクロスセクション分析が数多く見出される。しかし，これらの結果を，従来よりおこなわれてきた時系列分析と結合させることは容易ではない。この方面に関する興味ある研究はすでに若干の欧米学者[2]によっておこなわれている。ただ，我国においては小規模ながら毎月の家計調査系列を得ることが出来るという利点が存在することを考えれば，これら欧米理論を単純に適用するのみでは充分ではない。筆者は，さきに最小自乗法を用いてこの問題への接近を試みたが[3]，本論では「共分散分析」を用いてより厳密な分析の展開を目的としている。

1)　本論作成の動機は，昨年5月神田祐一氏とおこなった自動車需要分析に関する私的討論に多く負っている。また，Houthakker (1960) は本論の発表に対する副次的原因となった。なお，本論完成後に以下の二論文が発見された。まず，岩田暁一氏より Edwin Kuh, "The varidity of cross-sectionally estimated behavior equations in time series applications," *Econometrica*, 1959, p. 197—214 に本論で使用した統計手法と類似した方法で投資函数を研究していることが指摘された。同論をみると Kuh は数社の企業別の時系列変動を列挙し，その変動に共分散分析を適用している。また，小宮隆太郎「計量経済学と共分散分析」(森嶋等編『新しい経済分析』第9章)においても，クロスセクションと時系列の結合について本論と類似した主張がなされている。最後に，本論の計算に当っては経済研究所統計課の諸氏の御協力を得たことを附記し感謝の意を表したい。

2)　例えば，Tobin (1950)，Wold (1953)，また日本文のものでは倉林 (1958) 参照。

3)　伊大知，溝口 (1960)。

II　資料とモデル

まず，資料とモデルを明らかにしておこう。本論で用いられる資料は，

総理府統計局『家計調査年報』「5分位階級別勤労者世帯平均1ヵ月の収入と支出」

である。この資料は，調査対象を実収入の低いものから順にならべて5等分し，各階級(分位階級と呼ぶ)の収支項目の平均を求めたものである[4]。次に，分析期間は1953—8年を対象とした。1953年以前については，品目分類基準が異る等の障害があるのでこれを除外した。以上のデーターを用いる場合には，都市居住一般世帯や農家は一応分析対象外となるが，今後の研究で補っていきたい。

次にモデルを作成しよう。家計消費支出を分析する時に主説明変数として可処分所得を用いるべきか総消費支出を採用すべきかという問題が生じる。本論ではまず総消費支出と各費目間の関係(エンゲル函数)を分析し，次に可処分所得と総消費支出の関係(消費函数)を論じることにした。

最初に，エンゲル函数を定式化しよう。各費目への支出の時間的な変化を考える場合，総支出のほかに相対価格を考慮に入れなければならないのは当然である。したがって，

E_0: 総消費支出，E_i: i費目への消費支出

p_i: i費目の消費者物価指数

P_i: i費目を除いた品目の消費者物価指数

N: 家族人員

とすれば，エンゲル函数の一般式は

4)　家計調査では，計算の簡略化のために，各月4000円きざみのデーターから近似計算している。従って，1—11月データーの欠点(年平均が個体追求より得られたものでないこと)はそのまま5分位データーにも適用される。くわしくは，『家計調査年報』昭和30年，p. 20，または一橋大学経済研究所 (1961) 参照。

$$E_i = F(E_0, p_i, P_i, N) \tag{2.1}$$

となる。さて，統計分析を適用するには(2.1)を具体化せねばならない。まず，F としては通常用いられる両対数線型をとり[5]，家族構成の影響は E_0, E_i を N で除すことで除かれると仮定しよう[6]。更に，物価変動による E_0, E_i の比例的なふくらみを除去するために，各値を P(消費者物価総合指数)，p_i で修正することにする。かくて求められるモデルは，

$$(E_i/p_iN) = K(E_0/PN)^{\alpha}(p_i/P_i)^{\beta} \tag{2.2}$$

または

$$e_i = k + \alpha e_0 + \beta\pi_i \tag{2.3}$$

但し，$e_i = \log(E_i/p_iN)$, $e_0 = \log(E_0/PN)$, $\pi_i = \log(p_i/P_i)$, $k = \log K$, となる。ここで，1953—8 年の 5 分位データーの各ますを標本とみなして，(2.3)の当てはめを考えてみよう。ところで，データーが(2.3)式で統一的に説明し得るための条件は，

e_0 が e_i に及ぼす効果は，クロスセクションと時系列の間に差がない。　(2.4)

ということである。換言すれば，価格が一定であれば同一所得をもつ人は時点の如何他人の所得の大きさにかかわりなく同一の消費行動をとるという仮定である。これに対しては，当然異論が存在するであろう。その1は，個人の消費行動は所得の絶対水準のみに依存するのではなく所得分布上にしめる相対的地位に依存しているという考え方である。もし，この仮説が真であれば所得の相対的地位もまた有力な説明要因として追加されなければならない。ところで，本論で採用した5分位データーでは，各分位の分類が実収入の相対的大きさを基準になされている。一般に，税支出を実収入よりさし引いても，その大きさの順序には大した変化がないと考えられるから，5分位データーは可処分所得による分類とみなしてさしつかえない。しかも，この分類法は各年にわたって同一であるから，各分位は時間に共通な効果を消費行動に対して有していると考えられる。この効果を，$f(u)$ $(u=1, 2, \cdots\cdots, 5)$ で現わし，「分位効果」と名附けることにしよう。但し，ここで u は各分位の値(分位は実収入の低い方から順位附けられている)を示している。仮説(2.4)に対する第2の反論は，消費慣習の時間的変化が及ぼす効果に関するものである。この効果の原因としては，新製品の発売，生活態度の変化等色々考えられるが，これらを一括して「時間効果」$f(t)$ $(t=1953, 1954, \cdots\cdots, 1958)$ で現わすことにする。(t は時間を現わす)。次に，$f(u), f(t)$ を(2.3)へ導入しよう。その最も簡単な仮説は，この2効果が加法的に附加されると仮定する場合である。かくて，

$$e_i(u\ t) = k + \alpha e_0(u\ t) + \beta\pi(t) + f(u) + f(t) + \varepsilon(u\ t) \tag{2.5}$$

のモデルが得られる。ここで，( )内の値は，各変数のしめる分位，時点を示しており，ε は $e_0, \pi, f(u), f(t)$ で説明し得ない残差を示している。

消費函数の分析に当っても，ほぼ同様な考えが適用される。すなわち，可処分所得を Y とすれば，(2.1)に対応して，

---

5) この方式には多少の問題が含まれている。Houthakker (1955)，溝口 (1959) 参照。

6) これに関するチェックは，伊大知，溝口 (1960) によって若干試みられている。すなわち，エンゲル函数については，所得階層別，家族人員別データー(これは 1954—8 年に極めて限られた範囲で得られる)に

$$E_i = K(E_0)^{\alpha}(N)^{\beta}$$

を当てはめる。この場合，1人当りに換算し得る条件は

$$\alpha + \beta \fallingdotseq 1$$

が成立することである。同式を，本論に採用した費目について，1953 年(3, 4, 5 月平均)データーを用いて計算すれば，下表のようになる。この表でみると，$\alpha+\beta \fallingdotseq 1$ がいちじるしく成立しない品目は被服，光熱両費目である*。このため，本論では，この両費目についてあらたに説明変数 N を追加して分析を試みたが良好な結果が得られなかったのでそれについては論じられていない。従って，この2費目については多少の問題があることを附記しておく。なお消費函数については，N の問題はそれほど重要とはいえないように思われる。

	穀類	其他食料	其他住居	光　熱	被　服	保健衛生	教養娯楽
α	0.095	0.799	1.420	0.668	1.602	0.556	1.570
β	0.778	0.040	−0.521	−0.027	−0.050	0.380	−0.682

*　この2費目は季節的影響を受けやすいからデーターが 3—5 月平均であることも問題である。

[**Notes for Résumé**] E_0: Total Expenditure, E_i: Expenditure to i items, Y: Disposable Income, N: Number of Families, P_i: Prices of i-items, P_i: Prices of other items than i, P: C. P. I., $f(u)$; "Quitile Effects", $f(t)$: "Time Effects."

$$E_0=F(Y, P, N) \tag{2.6}$$

が得られる。ここで F の具体型として何をとるかが問題となるが，一応従来用いられてきた単純線型をとり，分位，時間両効果が単純に加えされているものとすれば，

$$\{E_0(u\ t)/P(u\ t)N(u\ t)\}=K+\alpha\{Y(u\ t)/P(u\ t)N(u\ t)\}+f(u)+f(t)+\varepsilon(u\ t) \tag{2.7}$$

が得られる。更に，相対所得を論じる場合には当然デューゼンベリー型の消費函数が考えられる。本論では，同型を多少変更して

$$C(u\ t)=\{E_0(u\ t)/Y(u\ t)\}=K+\alpha\{Y(u\ t)/P(u\ t)N(u\ t)\}+f(u)+f(t)+\varepsilon(u\ t) \tag{2.8}$$

をも分析することにした。(2.8)で，もし $f(u)$ の効果が Y のそれに比しいちざるしく大であるならば，デューゼンベリーの仮説はある程度裏附けられることになる。

最後に，デューゼンベリーの慣習仮説について一言しておこう。分析期間中においては，各分位とも所得は単調に増加しており，前年度所得＝終戦後の最高所得となっている。従って，生活慣習の影響が敗戦によって断続しているとすれば，消費行動は前年度所得にも依存していることになる。しかし，今年度所得と前年度所得の間には強度の相関がありこの仮説を統計的に検証することは困難である。しかし，戦前の生活慣習が現在なお力をもっているとする篠原助教授の主張が正しいとすれば問題は複雑となる。すなわち，この場合には戦前における各分位の最高所得を戦後の所得がいつ突破したかということが重要なポイントとなる。しかし，戦前についてのデーター上の制約からこの点を見出すことは困難である。ただ考えられるのは，以上の現象が各分位について同時に起ったならば，その時点で時間効果は大きく屈折するであろうということである。時間効果は，このような意味で経済学的にも注目すべき要素といえよう。

III　統計的方法

分析に入る前に若干の技術的問題を解決しておこう。まず，$f(u)$ および $f(t)$ について，

$$\sum_u f(u)=\sum_t f(t)=0 \tag{3.1}$$

の条件を課すことにする。制約(3.1)によって影響をうけるのは定数項のみであるから，我々の分析には本質的な影響はない。更に，残差変動 ε に対して，仮定

$\varepsilon(u\ t)$ は平均 0，一定分散 σ^2 をもつ独立正規変数である。　(3.2)

を導入しよう。この種の仮定については従来とかく議論のあるところであり，特に正規性についてはかなりの批判があることも充分承知している。しかし，現在の推測統計理論の多くが正規分布の上に組立てられており，またこの仮定を導入することによって分析効果を上昇させ得ることも事実である。以上の事情を考慮して，本論では多少の疑問を残しつつも(3.2)を前提することにしたい。

この仮定を認めれば，(2.5)(2.7)(2.8)に最尤推定法を適用することが出来る。すなわち，最尤推定法は $\Sigma_{u,t}\varepsilon^2(u\ t)$ を最小にする条件と一致する。その結果は，種々の数理統計学の教科書[7]に見出されるのでここでは省略する。ただ，(2.3)のモデルでは $\pi_i(t)$ が時間方向についてのみ変化するわけであるから $f(t)$ と区別することが出来ない。この問題を解決する一試論として本論では通常の共分散分析法で，価格効果プラス時間効 $g(t)$ をまず推定し，更にその最尤推定値 $\hat{g}(t)$ に $\pi_i(t)$ の回帰を考えた。すなわち，回帰方程式

$$\hat{g}(t)=m+\beta\pi(t) \tag{3.3}$$

を定めて $m\ \beta$ を最小自乗法で推定し，時間効果は，

$$f(t)=\hat{g}(t)-\{\hat{m}+\hat{\beta}\pi(t)\} \tag{3.4}$$

で求めることにする。ここで＾は推定値を示す。

次に問題となるのは，分位，時間再効果の有意性検定である。共分散分析では，通常尤度比検定法が用いられる。尤度比検定の理論を常識的な形で解説すれば，各効果を導入することによってどれだけ残差変動の分散が減少するかという基準による検定である。具体的な作業については数理統計学の教科書を参照されたい。本論では，

$$f(u)=0 \qquad f(t)\neq 0 \tag{3.4}$$

$$f(u)\neq 0 \qquad f(t)=0 \tag{3.5}$$

7)　例えば，宮沢(1953)参照。

$$f(u)=f(t)=0 \qquad (3.6)$$

の3仮説について検定がおこなわれる。この結果は極めて重要である。すなわち，もしいずれかの効果が有意でない場合には，適合度の面よりみる限り効果は無視出来ることになり，時系列クロスセクション共通の函数がより単純化され得るからである。しかし，効果が有意でないという理由でそれを無視するには多少の危険をともなう。例えば，(2.3)で分位効果$f(u)$がたまたま1953—8年に関する各分位の平均総消費支出と高い相関関係が存在するとすれば，$f(u)=0$の仮説は棄却されない。すなわち，$f(u)=0$の仮説の下で推定されるe_0の係数αは，分位効果の影響をも含んだ形で求められることになる。しかし，分析対象年度が変化すれば平均消費支出も変り，分位効果との相関関係に相違が生じた時には分析結果は大きく変化せざるを得ない。従って，有意を示さない効果についてはより慎重に解析し，真に効果がないのかあるいは平均消費支出との関連上表面的に効果が現われないのかを研究しなければならない。このためには，今後かなりの時間と努力を必要としよう。同様のことは，時間効果についても成立する。しかし，有意性検定結果は各効果の現状における働き方を検出し，将来の参考に供する意味でいぜんとして重要である。

IV　エンゲル函数の分析

この論文でとりあげようと考えた費目は，支出金額の大きさに注目して，(1)穀類，(2)其他食料，(3)家賃・地代，(4)其他住居費(設備修繕＋家具什器)，(5)光熱費，(6)被服費，(7)保健衛生費，(8)学校教育費，(9)教養娯楽費，の9費目が考えられた。このうち，(3)は家持世帯と其他世帯の間にはいちぢるしい差があり，(8)は家族の年令構成に大きく依存しているという理由で除外された。

Table 1

費目	k	α	β	分位効果 $f(u)$				
				I	II	III	IV	V
(1) 穀類	+3.527	−0.167	−0.634	−0.045	−0.017	+0.003	+0.013	+0.046
(2) 其他食料	+1.140	+0.547	−1.741	−0.023	−0.004	+0.002	+0.010	+0.015
(3) 其他住居	−6.441	+2.495	−1.400	+0.087	+0.038	+0.020	−0.016	−0.129
(4) 光熱	+0.681	+0.463	−0.154	−0.031	−0.013	−0.001	+0.002	+0.042
(5) 被服	−0.373	+0.852	−0.250	−0.121	−0.037	+0.006	+0.049	+0.103
(6) 保健衛生	+1.291	+0.310	−3.355	−0.062	−0.012	+0.011	+0.024	+0.040
(7) 教養娯楽	−1.806	+1.145	+0.116	+0.005	+0.009	−0.002	−0.001	−0.011

費目	時間効果 $f(t)$						R^2
	1953	1954	1955	1956	1957	1958	
(1) 穀類	+0.000	−0.002	+0.004	+0.006	+0.003	−0.011	0.8661
(2) 其他食料	−0.002	−0.002	−0.014	+0.006	+0.011	+0.001	0.9964
(3) 其他住居	+0.011	+0.024	−0.003	−0.032	−0.042	+0.042	0.9989
(4) 光熱	−0.004	−0.005	+0.004	+0.007	+0.003	−0.005	0.9862
(5) 被服	+0.017	−0.020	−0.019	+0.004	+0.014	+0.004	0.9985
(6) 保健衛生	−0.009	−0.029	+0.009	−0.009	−0.005	+0.020	0.9993
(7) 教養娯楽	+0.017	−0,020	−0.019	+0.004	+0.014	+0.004	0.9954

Notes for Réusmé: (1) Cerals, (2) Other Food, (3) Other Housing (excluded the rent), (4) Fuel and Light, (5) Clothing, (6) Medical and Toilet Care, (7) Readings and Recreation.

まず，推定よりとりあげよう。Table 1は，各費目の推定結果が示されている。まづ，其他住居費を除けば，各費目の総消費支出に対する弾性値αは通常クロスセクションより得られるものより小である。これは，総消費支出の効果より分位効果を分離した結果であり，この問題はⅥで再びとりあげられる。次に価格弾性値βは一応合理的な値を示している[8)]。ただ，教養娯楽費のβは正値をもっているが，パラメーターの大きさよりみて価格効果はほとんどないと解すべきであろう。通常の時系列分析では，所得・価格間のマルティコリニアリティのためにしばしば正の価格弾力性を得ることがあるが，本論のような工夫でこの難点は解決される。次に分位効果に目を輸ずれば2つの注目すべき特長がある。その1は，其他住居，教養娯楽のように高級生活に必要な費目の分位効果が低所得分位ほど大であるのに対して，食料費等の生活必需的な費目のそれが逆の動きを示していることである。これは，1950年代に急速に浸透

8)　価格弾性中，穀類，其他食料の値は，やや過大な絶対値を有している。その原因の一つはp_iの実質化にPでなくP_iを使用したことによるが，より大きな原因は推定方式(3.4)に若干の問題が含まれている点にあると考えられる。

してきた「文化生活」という思想が，低所得層をして高級財購入の意欲を高まらしめ，その結果生活必需的支出の相対的減少をもたらしたものと考えられる。注目される第2点は，第1分位の分位効果が絶対値的にみて大であることであり，同分位の特殊性をあらわしている。最後に時間効果をみれば，全般的に時間効果の上昇がみられる。しかも，この効果は若干のサイクルを有している。サイクルは，大まかにいって，生活必需品は景気循環と一致しており，高級費目は若干のおくれを有している。これは，一般生活の景気への反応をみる上で興味あることといえよう。

Table 2は，以上述べてきた時間および分位効果の有意性検定をおこなっている。ここでみられるごとく，あてはまりの面からは各効果はそれほ

Table 2

仮　　説	$f(u)=0$	$f(t)=0$	$f(u)=f(t)=0$
$F(r, s)$	$F(19, 6)$	$F(19, 5)$	$F(19, 8)$
(1) 穀　類	0.52	0.02	1.65
(2) 其他食料	1.81	0.68	4.30**
(3) 其他住居	1.10	3.59*	6.45**
(4) 光　熱	0.96	1.52	2.13
(5) 被　服	13.13**	3.83*	15.62**
(6) 保健衛生	7.18	3.31*	13.74**
(7) 教養娯楽	0.15	10.87**	13.96**

〔註〕: $F(r, s)=\dfrac{r}{s}\dfrac{\{\sigma^2(w)-\sigma^2(\Omega)\}}{\sigma^2(\Omega)}$ は自由度$(r\ s)$のF分布をなす。

$\sigma^2(\Omega)$: (2.3)式を用いたεの分散の最光推定値。

$\sigma^2(w)$: (2.3)式に第1欄の仮説を追加した時のε分散の最光推定値。

*　5% 有意，　　**　1% 有意。

ど有意ではない。しかし，Ⅲで論じたように，このことから効果を無視するのは現段階では危険である。Table 2は，将来の研究への1段階として附記するにとどめたい。

V　消費函数の分析

次に，消費函数(2.7)(2.8)の分析を試みてみよう。Table 3は，各式の分位効果，時間効果の検定結果を示している。この表で，各式の分位効果が

Table 3

仮　　説	$f(u)=0$	$f(t(=0$	$f(u)=f(t)=0$
$F(r, s)$	$F(19, 7)$	$F(19, 6)$	$F(19, 9)$
(2.7)式	14.47**	1.02	56.91**
(2.8)式	29.33**	0.19	54.10**

明らかに有意であるのは時間効果が有意でないのと好対照をなしており，「相対所得仮説」に1つの支持を与えている。

第2段階の分析として，各パラメーターと効果に関する推定がTable 4に示されている。同表の

Table 4

式	K	α	分　位　効　果 $f(u)$ I	II	III	IV	V
(2.7)	+1.645	+0.547	−0.002	−0.018	−0.007	+0.004	+0.023
(2.8)	+0.904	+0.119 ×10⁻⁴	+0.335	+0.017	−0.042	−0.099	−0.211

式	時　間　効　果 $f(t)$ 1953	1954	1955	1956	1957	1958	R^2
(2.7)	−0.006	−0.010	−0.008	−0.001	+0.006	+0.019	0.9998
(2.8)	+0.050	+0.034	+0.011	−0.025	−0.031	−0.039	0.9805

(2.7)式のα値をみれば，通常考えられる値よりも小さくなっているが，その理由は次節で論じられる。分位効果を(2.7)式についてみれば，第I分位に1つの特長が見出される。すなわち，第II—V分位では分位効果は逐次増大しているのに対し，第I分位では効果は逆転している。これは，同分位において特に重要性をもっている実収入以外の収入の影響等も考えられるが，線型函数に簡単に分位効果を加えた点も考慮さるべきであろう。すなわち，後述する如く(2.8)式における相対所得の影響力は(2.7)のそれに比し安定的であり，相対所得仮説にもとずくモデルとしては(2.7)よりすぐれていることが見出される。もし，この主張が真であるとすれば，(2.7)式自体多少の問題を含んでいることになる。しかしここでは一応この問題は無視して論を進めることにしたい。次に，(2.7)式の時間効果をみれば，この効果は趨勢的に上昇しており，特に屈折点は見出されない。ただ，不明瞭ながら景気に対応したサイクルが見出されること，1958年にいちぢるしい上昇がみられることが注目される。時間効果は当然消費函数の切ぺんの変動に現われるわけであるが，以上の現象は篠原助教授[9]によって指摘された事実を裏附けるものといえる。

ここで目を(2.8)式に転ずれば，上述の(2.7)式の結果にほぼ対応した現象が見出される。同式の

9)　篠原(1958) p. 229. 同氏の分析では，所得の係数の変化にもかかわらず単純にy切ぺんの比較をおこなっており，その方法は完全とはいえない。

αが正値であるのはやや意外であるが，$f(t)=f(u)=0$の時のα値が-0.614×10^{-4}, $f(u)=0$のそれが-0.636×10^{-4}であることを考えれば(2.8)式のα値は極めて0に近い値とみなすべきであろう。次に，分位効果をみれば分位効果は趨勢的に下落しており，特に第Ⅰ，第Ⅴ分位効果の絶対値が大きいことと，(2.7)式のごとく第Ⅰ分位の逆転がないことが注目される。この点，デューゼンベリー型の消費函数の優位性の実証的裏附の一助となろう。時間効果をみれば，値は趨勢的な下落を示しているが，サイクルは(2.7)式ほどには明瞭ではない。(2.8)式の時間効果の動きについては，今後の研究に待ちたいと思う[10]。

VI　過去の分析との関係

まず，従来最も多くおこなわれたクロスセクション分析との関連を明らかにしておこう。クロスセクション分析に通常用いられるモデルは，エンゲル函数では，

$$(E_i/NP_i)=K(E_0/NP)^{\alpha} \tag{6.1}$$

消費函数では，

$$(E_0/NP)=K+\alpha(Y/NP) \tag{6.2}$$

である[11]。前述のように(6.1)は両辺の対数をとることにより(6.2)と同形式となり，以下の理論はまったく同じ推論を適用し得るから，本節では消費函数について論述することにする。

従来よりいわれていたように，消費函数のαをクロスセクションで推定すればかなりの変化が見出される。事実，本論で使用した5分位データーによる推計も，Table 5の上段のようになる。さて，t_0時点でのαの値は

$$\alpha(t_0)=C\{y(t_0),e_0(t_0)\}/V\{y(t_0)\} \tag{6.3}$$

で求められる。但し，C, Vは各々{　}内の共分散，分散を示し，$y=(Y/PN)$, $e_0=(E_0/PN)$である。ここで，(6.3)に関係式(2.7)を代入して展開すれば

$$\alpha(t_0)=\alpha+[C\{f(u),y(t_0)\}/V\{y(t_0)\}] + [C\{\varepsilon(t_0)y(t_0)\}/V\{y(t_0)\}] \tag{6.4}$$

となる。仮定(3.2)が満されれば，(6.4)の第3項は大標本的に0であるから無視し得るはずである。

Table 5

	1953	1954	1955	1956	1957	1958
α	.611	.609	.614	.582	.585	.597
α^*	.608	.606	.602	.597	.592	.589

さて，以上の論述から，クロスセクションより得られるパラメーター$\alpha(t_0)$は，各時点に共通なα, $f(u)$と，各分位の平均所得yの分布状況に依存していることになる。この主張を確かめるために，1953—8年の変化をみれば，年次が後半になるにつれてyのちらばりが大となり，yのfに対する回帰係数は低くなる。Table 5の下段は，(6.3)の前2項を用いて推定したα値であり，趨勢的に上段との一致が見出される。この分析は，エンゲル函数に対しても応用出来る。例えば，其他住居費の支出弾力性が年々増加していることや，被服費のそれが景気変動とよく対応した変化を示すことも分位効果と各分位の平均所得の分布によってかなり良く説明出来る。従って，分位効果が将来も安定であると仮定すれば，将来予測される所得分布に対応してクロスセクションの弾力性が計算出来ることになる。

また，少数の例ではあるが[12]各分位について時系列的な消費函数を推定しそのパラメーターを比較する場合もある。この場合には，分位効果の代りに時間効果を使用し，所得分布の代りに各分位の所得の時間的変化を用いれば，クロスセクションの場合とまったく同様に説明がつく。

次に時系列分析について考えよう。時系列より得られる消費函数では平均値が使用されるから分位効果とは独立であり，それより得られるαは，(2.7)式のαと平均所得の年次変化の時間効果への回帰係数との和として近似的に求められる。すなわち，各時点の所得，残差の平均を$\bar{y}$, εで現わせば，

$$\alpha_t=\alpha+[C\{\bar{y}(t),f(t)\}/V\{\bar{y}(t)\}]$$

10)　近年の我国での消費分析は，フリードマン仮説の研究が多い。筆者は同仮説を直ちにしりぞける意志はないが，従来よりの仮説を我国のデーターについて1つずつチェックしていくことがより必要なように思われる。

11)　(6.1) (6.2)で両辺を物価指数で修正してあるのは，Ⅱとの対応をつけるための便宜的な意味にすぎず，またこの作業によりαのクロスセクションによる推定値は変化しない。

12)　統計研究会(1960) p. 48（小林氏による推定）を参照。

$$+[C\{\varepsilon(t)\bar{y}(t)/V\{\bar{y}(t)\}] \qquad (6.5)$$

となる。従って，クロスセクション，時系列両分析の係数の相違は(6.4)と(6.5)の第2項の違いに帰着する。エンゲル函数の場合は，(6.5)のほかに相対価格が入ってくるので多少複雑となるが，本質的には消費函数の分析と同様に処理出来る。

VII 結 語

本論では，時系列分析とクロスセクション分析を統合的な形で現わそうと試みてきた。しかし，残された問題も極めて多い。

第1は，5分位データーの使用についてである。本論では相対的所得地位を示すデーターとして同資料を使用したが，註4にあるように理想的なデーターではない。より精密な方法で所得の順位付けが可能となれば分析結果はより改善されるであろう。また，本論で推定された分位効果は純粋な相対所得の効果のみによるとは断定出来ない。例えば，各階層が有している資産等をも考慮に入れる必要があろう。更に，消費函数の分析としては，1951, 2の両年のそれが除かれたことには一つの問題を残したことになろう[13]。

第2点は，分位効果$f(u)$が時間的にどの程度安定的であるかということである。この点は，予測にモデルを使用する場合に特に重要である。

第3は，時間効果を決定する要因の研究である。この面については，本論では記述的分析に終っている。特に，(2.8)の時間効果の説明は不充分である。

第4点は，統計技術上の問題である。本論を支えている大きな仮定は(3.2)のそれであるが，その独立性に関する検討は充分おこなわれていない。更に，各算式に対する「線型性」の検定も本論ではおこなわれていない。この検定は(2.7)，(2.8)の比較に当って重要な役割をはたすだけでなく，Table 5の乖離もある程度この方法によって説明し得るであろう。

以上のほか，本論には多くの問題点が含まれていると思われる。御批判を賜われば幸いである。

参 考 文 献

Duesemberry, J. S., *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard Univ. Press., 1949. (大能一郎訳，厳松堂)

一橋大学経済研究所編『解説日本経済統計』，岩波書店 (1961)。(未刊)

Houthakker, H. S., "An International Comparison of Personal Savings", *I. S. I. Paper*, 1960.

伊大知良太郎，溝口敏行「わが国の消費成長と国際地位」『経済研究』11巻2号，1960。

倉林義正「消費函数とEngel函数」『経済研究』9巻1号，1958。

宮沢光一『近代数理統計学通論』共立全書，1953。

溝口敏行「家計消費支出の1研究」『日本統計学会報(1959)』(未刊)。

Prais, J. S. and Houthakker, H. S. *The Analysis of Family Bugets*, Cambridge, 1955.

篠原三代平『消費函数』勁草書房 1958。

Tobin, J., "A Statistical Demand Function for Food in U. S.", *J. R. S. S.* —A—, 1950.

統計研究会『生活水準部会資料』No. 13, 1960。

Wold, H. and Jureen, L., *Demand Analysis*, Wiley, 1953.

13) 第1の後半は，研究所研究会の討論に負う。