

# 勤労者消費関数の補外チェック<sup>\*</sup>

溝 口 敏 行

〔I〕序 消費関数の実証研究は、戦後わが国の計量経済学界における重要なテーマであった。事実印刷形式で発表された論文だけでもかなりの数にのぼる。このうち勤労者世帯に関する研究は、家計調査資料の豊富さとあいまってかなりの進歩を示している。しかし、これら諸研究はほとんど独立におこなわれてきており、各成果を総合的に検討する段階にはいたっていない。幸いにして近年2,3のサーベイ・ワークが発表され<sup>1)</sup>理論的整理という面ではかなり注目される成果がみられる。しかし、これらの結果を同一レベルで比較しようとする試みはかならずしも充分にはおこなわれていない。

このような比較をおこなう場合の1つの基準は、各モデルのデータに対するあてはまりのよさを比較することであろう。しかし、消費関数の決定係数はいずれのモデルにおいても極めて高く、単純な比較で優劣を判定することは出来ない。これにかわる判定基準としては、“予測力”の精度をあげることが出来る。Ferber<sup>2)</sup>の研究をみるまでもなく、過去のデータへのあてはまりの良さはかならずしも良好な予測を得るための尺度とはなり得ない。このような意味で、従来よりの諸研究を予測力の観点から整理してみることは有意義であろう。

本論で検討されるモデルの範囲は家計調査データを利用した時系列分析を主体としている。しかし、クロス・セクション分析のためのモデルであっても、その結果が

短期的な消費関数研究に有効であると思われるものもチェックにとり入れることにした<sup>3)</sup>。更に、勤労者世帯の分析ではあまりとりあげられていないが、マクロ・モデルでしばしば使用されているモデルも検討に追加された。消費関数分析には、消費(又は消費率)を被説明変数とした“消費関数型”と貯蓄(又は貯蓄率)を被説明変数とした“貯蓄関数型”が存在するが、各モデルの対比をなるべく明瞭にするには後者の方がより有効であるので、本論ではすべてのモデルを貯蓄関数型に変型して比較をおこなうことにした。

モデルの比較は以下のようにおこなわれる。まず初期的なチェックとして各モデルを1951~'56年のデータにあてはめた後、各々の説明変数に'57~'62年の値を代入して“理論値”を求め、実際の被説明変数に対する誤差率を計算した<sup>4)</sup>。比較にあたってまず注目する必要のあるのは誤差率の絶対的な大きさであろう。しかし誤差率が比較的小であってもその符号が予測期間すべてについて同一であるということは好ましいことではない。というのは、そのようなモデルを使用して予測をおこなった場合システムティックなバイアスが生じる可能性が大きいからである。本論では、まずこの2基準にもとづいて各モデルを比較することにする。しかし、このような分析はあてはめ期間のとりかたに大きく依存している。したがって上述の分析結果があてはめ期間の変化によってどのように変化するかをチェックする必要がある。ただ、最初におこなったようなチェックを各年についてくりかえすことには手数上問題があるので共分散分析法の手法を応用して検討をすすめることにする。第1図はその原

\* ) 本論の内容は、一橋大学経済研究所の研究会をはじめ、大阪大学社会経済研究室、国民生活研究所貯蓄研究会で報告の機会が与えられた。これらの報告を通じてえられたコメントに感謝の意を表したい。また本論の計算には本研究所の電子計算機 Burroughs E 101 を使用した。この間における統計係諸氏の御援助に感謝の意を表したい。

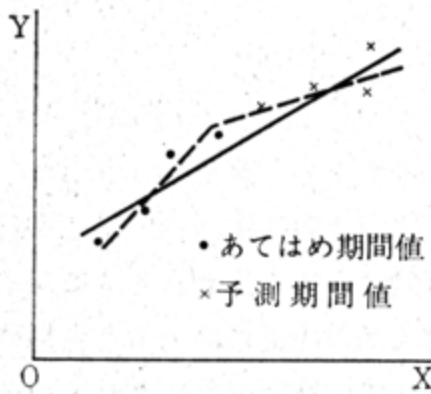
1) 渡辺利郎「家計貯蓄に関する若干の分析」『調査と研究』第2巻第2号, 1963。大谷洋「わが国における個人消費(貯蓄)関数の実証研究について」『経済分析』第12号, 1963。拙稿「家計消費の動向(一)~(四)」『金融ジャーナル』第3巻第7~10号, 1962; “Progress in the Empirical Analysis of Consumption Function in Japan,” *Hitotsubashi Jour. of Economics*. Vol. 4, No. 1~2.

2) Ferber, Rebert, *A Study of Aggregate Consumption Function*. N. B. E. R. Tech. 8, 1953.

3) クロス・セクション分析の中には、長期的な消費関数においては重要な役割をはたすが、短期的なディメンションにおいてはそれほど影響力のない要因を検討しているものがある。例えば、慶大グループによる就業構造と消費関数の関連を分析した研究は非常に興味あるものではあるけれども、本論のような短期間のデータによるチェックではその成果を評価することが出来ない。

4) この場合、被説明変数として貯蓄がとられている場合と貯蓄率がとられている場合とでは厳密な意味では比較が出来ない。しかし誤差率が使用されている場合には、大まかな比較はある程度可能であろう。

第1図 共分散分析の原理



注：実線は全標本にあてはめたもの。  
点線は2区間に分割してあてはめたもの。

理を示したものである。いま  $X$  と  $Y$  の間に第1図のような相関関係があった場合、予測が正確におこなわれるためにはあてはめ期間と予測期間の間に回帰線の屈折があることは望ましくない。そこで、全期間を通してあてはめた回帰線よりの残差平方和とあてはめ期間

予測期間別にモデルをあてはめた場合に生じる残差平方和の合計とを比較し、その差が有意であるかどうかを検定することが出来る。もちろんこの比較法は上述のそれとは等値ではないが、かなり目的を一にするものといえる。本論では、この分析法を3つの異なる区間について適用し、初期の結果をチェックすることにしたい。

【II】 対象のモデル 検討の対象となるモデルは、その基礎とする理論仮説によって以下のように分類出来る。

(A) 線型ケインズ型消費関数およびその変型：線型ケインズ型消費関数

$$C(t) = \alpha + \beta Y(t) \quad (1)$$

は通常用いられる関数である(記号は第1表第1欄参照)。

第1表 データと理論変数の対応

変数名	記号	対応統計項目	単位
*消費者物価指数	$P(t)$	全国平均消費者物価指数	1955=100
世帯人員	$N(t)$	世帯人員	人
*貯蓄	$S(t)$	(実支出以外の支出)-(同収入)	円
*可処分所得	$Y(t)$	(実収入)-(非消費支出)	円
*過去の最高所得	$Y(\max)$	$Y(t)$ より計算	円
* (戦後)最高消費	$C(\max)$	$Y(t)-S(t)$ より計算	円
所得の不平等係数	$V(t)$	実収入階級別データより求めた変動係数	%
臨時性収入の割合	$J(t)/Y(t)$	世帯主臨時収入・副業収入、内職事業収入の総収入に占める割合	%
*税引世帯中定期収入	$R(t)$	(世帯主定期収入)/(総収入)に $Y(t)$ を乗じて算出	円
流動資産・国民所得比率	$L(t)$	流通貨幣量と預金額(政府を除く)の合計値の国民所得に対する比率	%
$L(t)$ の戦前最高値	$L(\max)$	$L(t)$ より算出	%
貯蓄率	$S(t)/Y(t)$		%
$x$ のII-V分位平均値	$X^{(II)}$		-
$x$ のI分位置	$X^{(I)}$		-
	$\frac{Y^{(I)}(t)}{Y^{(II)}(t)}$		%
$X$ の第1階差	$\Delta X(t)$	$X(t+1)-X(t)$	

注：\*印は1人当り実質値に換算。

これを貯蓄関数に変型して、

$$[モデルI] \quad S(t) = \alpha + \beta Y(t) \quad (2)$$

が検討されるモデルの第1である。更に、(1)式に消費者物価指数を追加しようとする試みもみられている<sup>5)</sup>。それを貯蓄関数の形になおせば

$$[モデルII] \quad S(t) = \alpha + \beta Y(t) - rP(t) \quad (3)$$

となる。

(B) 習慣仮説的なモデル：習慣仮説的なモデルの第1としては、篠原教授<sup>6)</sup>によって初期に提唱された戦前の最高所得水準  $Y(\max)$  を考慮するモデル。

$$[モデルIII] \quad S(t)/Y(t) = \alpha - \beta \{Y(\max)/Y(t)\} \quad (4)$$

がある。ただ、 $Y(\max)$  を具体的に定めるのは非常に困難であるが、小林氏の研究<sup>7)</sup>を参考として1人当り6000円(1955年円)と定めた。次に同教授<sup>8)</sup>によって近年提唱されたモデル

$$[モデルIV] \quad S(t) = \alpha + \beta Y(t) + r\{Y(t) - Y(t-1)\} \quad (5)$$

も検討に値しよう。一方、マクロ・モデル等においては、消費関数として

$$C(t) = \alpha + \beta Y(t) + rC(\max) \quad (6)$$

$$C(t) = \alpha + \beta Y(t) + rC(t-1) \quad (7)$$

を採用している場合が多い。ただ、 $C(\max)$ の比較期間を戦後に限定した場合  $C(t-1)$  とほとんど一致するから、一方をチェックすればほぼ目的を達することが出来る。本論では(6)を変型したモデル

$$[モデルV] \quad S(t) = \alpha + \beta Y(t) - rC(\max) \quad (8)$$

を検討することとしたい。

(C) 所得分布の変化に注目したモデル：わが国勤労者世帯消費関数の重要な特色が、貯蓄率の時間的増加にあることはしばしば指摘されてきた。貯蓄率の時間的増加を説明しようとする第1種のモデルは所得分布の不平等化に着目するものである。例えば渡辺氏<sup>9)</sup>は、家計調

5) 安永武巳『消費経済学』至誠堂 1960。

6) 篠原三代平『消費函数』勁草書房 1958。

7) 小林雅男「勤労者世帯消費関数の物価調整と人員調整」；「国民生活の階層別変動に関する研究」統計研究会, 1961。

8) Shinohara, Miyoei, *Growth and Cycles in Japanese Economy*. Kinokuniya. 1962.

9) 渡辺利郎「家計貯蓄に関する若干の分析」*op. cit.* 同氏の分析では、実収入の変動係数が1~11月データより算出されているが、これは分布差のいちぢるしい12月の効果を見逃している点で問題がある。本論の以下の計算では1~11月データの平均、分散を12月のそれと11:1の比で加重平均した値を使用することにす。



査の実収入階層別データより求められる実収入の変動係数  $V(t)$  と貯蓄率の間に

$$[\text{モデルVI}] \quad S(t)/Y(t) = \alpha + \beta V(t) \quad (9)$$

の関係を想定している。

(D) 収入構造に着目するモデル: 貯蓄率の時間的な増加を説明する方式の1つに、収入構成に着目するモデルが考えられる。その先駆的研究としては、篠原教授<sup>10)</sup>の研究がある。教授は勤労者世帯の収入のうち臨時性の強い所得の総収入にしめる割合  $J(t)/Y(t)$  の変化で貯蓄率の変動を説明している<sup>11)</sup>。すなわち、これをモデル化すれば、

$$[\text{モデルVII}] \quad S(t)/Y(t) = \alpha + \beta \{J(t)/Y(t)\} \quad (10)$$

となる。原理的にこのモデルと類似しているものに筆者の既発表の論文<sup>12)</sup>がある。同論では、低所得階層である第1分位階級を除けば、消費支出が税引き世帯主定期収入  $R(t)$  に比例することを示している。すなわち

$$C^{[I]}(t)/R^{[I]}(t) = a \quad (12)$$

次に第I分位については、同論には記述がないが、一応

$$C^{[I]}(t) = \alpha + \beta Y^{[I]}(t) + r \{Y^{[I]}(t)/Y^{[I]}(t)\} \quad (13)$$

を想定してみよう。ここで [I], [II] は各々、第II-V分位平均および第1分位の変数であることを示している。また、(13)の第2項はデモンストレーション効果を考慮して導入されたものである。(12), (13)式を貯蓄関数の型に変型すれば、

[モデルVII]

$$S(t) = [4N^{[I]}(t)S^{[I]}(t) + N^{[II]}S^{[II]}(t)]/[4N^{[I]}(t) + N^{[II]}(t)] \quad (14)$$

$$S^{[I]}(t) = Y^{[I]}(t) - \alpha Y^{[I]}(t) \quad (15)$$

$$S^{[II]}(t) = \alpha + \beta Y^{[II]}(t) - \gamma [Y^{[I]}(t)/Y^{[II]}(t)] \quad (16)$$

となる。このうち、(14)式は  $S$  が1人当りで定義されていることと、5分位階級の定義から恒等的に導出される。

最後にクロス・セクション分析のためのモデルではあるが倉林・江口氏のモデル<sup>13)</sup>を追加しておこう。このモデルは、結果的には絶対所得仮説とモデルVIIIとの混合

型のような形をしており

$$[\text{モデルIX}] \quad S(t) = \alpha + \beta Y(t) + \gamma \{R(t)/Y(t)\} \quad (17)$$

で定義される。

(E) 流動資産仮説による分析: 流動資産仮説よりの分析としては、家計調査にストックについての情報が含まれていないため特殊な工夫が必要である。その1としては、篠原教授<sup>14)</sup>による国民所得資料および金融統計よりの所得・流動資産比率  $L(t)$  とその戦前水準をモデルに導入する方法であり、

$$[\text{モデルX}] \quad S(t)/Y(t) = \alpha + \beta [L(\text{max}) - L(t)] \quad (18)$$

のモデルが考えられる。他の接近は貯蓄保有量の増分が前期の貯蓄額になることに着目することである。この種のモデルとしては渋谷氏の分析があり<sup>15)</sup>、

$$[\text{モデルXI}] \quad \Delta S(t) = \alpha + \beta \Delta Y(t) + \gamma S(t) \quad (19)$$

のモデルが導出される。

[III] 補外チェックの結果 ここでは [I] で論じられた手法を用いて、各モデルの補外チェックを試みてみよう。統計数値はモデルXの  $L$  を除いてすべて家計調査年報の年次数字が使用され、その対応は出来るだけ原論文に忠実なようにおこなわれた。推定法は原則として最小二乗法が用いられ<sup>16)</sup>、その結果は第2表に示されている。ただこのモデルの中で II, VI は初期の理論的仮説とことなるパラメータが得られたので検討より除外された。次にこの推定結果の右辺に1957年以降の数字を代入して“理論値”を計算し、それを実現値との比率で現わしてみると第3表が得られる<sup>17)</sup>。同表をみると予測の精度は予想外に悪いことがわかる。特にあてはめられた各モデルの決定係数がほとんど1に近いことを考えるとその感は一層深いものがある。次にモデル I, IV, V, IX の線型ケインズ型貯蓄関数なモデルのバイアスが一般に上方向のそれをもっていることは注目される。このような屈折については、すでに篠原教授の指摘<sup>18)</sup>があったところであるが、この補外チェックにも明瞭に現われてき

13) 倉林義正・江口英一「消費実態調査報告による貯蓄関数と現金需要関数」統計研究会財政金融研究資料 32, 1962。

14) Shinohara, M, *op. cit.*

15) 渋谷行雄「勤労者世帯の貯蓄関数と消費関数」『国民生活研究』Vol. 2, No. 10, 1964.

16) ただ、モデルVIIIaについては、比率  $a$  の幾何平均を採用した。

17) モデルXIは階差モデルであるので、1956年値の  $S$  に  $\Delta S$  の値を累積して理論値を計算した。

18) 篠原三代平『高度成長の秘密』日経, 1962。

10) Shinohara, M., *op. cit.*

11) 教授の記述では、2者間の相関関係のみに言及しモデルを作成していないので、ここでは最も簡単な線型モデルを作成した。またその記述では“臨時性の強い収入”と可処分所得の比率が用いられているが、税金部分を考慮して本文のような概念を利用したほうがよいと思われる。

12) 拙稿「勤労者消費関数の再吟味」『経済研究』第14巻第2号1963。

第2表 モデルの推定結果(1951-56)

モデル	
I	$S(t) = -1.419 + 0.330Y(t)$
II	
III	$S(t)/Y(t) = 2.47 - 0.155\{Y(\max)/Y(t)\}$
IV	$S(t) = -1.420 + 0.330Y(t) + 0.002\{Y(t) - Y(t-1)\}$
V	$S(t) = -1.414 + 0.342Y(t) - 0.015C(\max)$
VI	
VII	$S(t)/Y(t) = -16.9 + 1.856J(t)/Y(t)$
VIII	$S(t) = \{4N^{[II]}(t) + N^{[II]}S^{[II]}(t)\} / \{4N^{[I]}(t) + N^{[I]}(t)\}$
VIIIa	$S^{[I]}(t) = Y^{[I]}(t) - 1.234R^{[I]}(t)$
VIIIb	$S^{[II]}(t) = -489 + 0.090Y^{[II]}(t) - 24.600\{Y^{[I]}(t)/Y^{[II]}(t)\}$
IX	$S(t) = -3.972 + 0.329Y(t) + 3.534\{R(t)/Y(t)\}$
X	$S(t)/Y(t) = 22.3 - 1.851\{L(\max) - L(t)\}$
XI	$\Delta S(t) = 47.2 + 0.1184\Delta Y(t) + 0.0686S(t)$

第3表 (理論値)/(実現値)

モデル	1957	1958	1959	1960	1961	1962
I	101.7	111.2	110.0	110.8	108.7	113.5
II	—	—	—	—	—	—
III	83.2	80.2	73.4	69.8	64.8	67.3
IV	99.3	108.9	108.0	109.1	107.2	109.1
V	101.9	111.5	110.3	111.1	109.1	113.8
VI	—	—	—	—	—	—
VII	100.8	94.4	98.6	116.1	110.3	113.6
VIII	90.1	88.3	96.8	100.3	96.1	102.1
IX	91.4	109.1	106.6	104.9	103.0	103.4
X	102.4	120.1	116.1	115.2	93.8	72.6
XI	119.0	115.8	113.7	113.8	109.6	120.3

ている。

次に各モデルの予測誤差を上述の2基準から比較をおこなってみよう。まず第4表の(1)欄に示された“絶対誤差率の平均”をみるとモデルI, III, V, Xがかなり悪い結果を示している。これらのモデル群の中に、従来からマクロ・モデルで使用されてきたI, Vのそれが含まれている点は注意されなければならない。同表の(3)欄は誤差の偶発性を検討するためにとられたものである。すなわち、予測期間においてすべての誤差が正または負ということは[I]で論じた理由より好ましくはない。

第4表 予測誤差の比較

	(1)	(2)	(3)	(4)
	100% 以上の誤差率の絶対偏差の平均	100% 以上の誤差率の偏差の平均	正の誤差の有する年の割合	誤差率のトレンド Kendall の T
I	9.3%	+9.3%	100*%	10
II	—	—	—	—
III	26.8	-26.8	0*	0*
IV	7.1	+6.9	83†	11
V	9.6	+9.6	100*	10
VI	—	—	—	—
VII	7.9	+4.3	67	12
VIII	5.0	-4.4	67	12
IX	5.9	+3.2	83†	6
X	14.7	+3.3	67	4
XI	15.4	+15.4	100*	9

注: \*印は5%有意, †は10%有意。

同表ですべてが同じ符号のもの、および1コだけ他の符号をとるものを除くとモデルVII, VIII, が残される。このうち、モデルVII, VIIIは、いずれも“臨時性所得”の実収入にしめる割合の変化に注目したモデルである点は興味がある。第4表の(4)欄は誤差率にトレンドがあるかどうかをチェックするために作成されたものであるが、特にいちじるしいトレンドは見出せない。

最後に以上のような帰結があてはめ期間の変化によってどの程度変動するかを第1図の原理を用いて検討してみよう。ただ計算量を節約するために第4表の結果を参照として主要なモデルについてのみ検討をおこなうことにした。第5表に示された結果をみると、一般的にいっ

第5表 各モデルの屈折のチェック(F値)

あてはめ期間	モ デ ル					
	I	V	VII	VIII a	VIII b	XI
'51-'55	30.84	38.13	2.07	12.53	11.91	9.86
'51-'57	18.73	50.03	12.06	9.09	10.21	7.40
'51-'59	17.08	96.16	11.22	4.46	8.63	8.23
5%有意水準	4.74	5.14	4.74	5.12	5.14	5.14

てあてはめ期間が短いほどF値は大となる傾向がある。これは、1951-'53年当時の消費パターンがやや“異常”であったことに関連しているのかもしれない。各モデル間の比較に目を転ずれば<sup>19)</sup>、第4表より判定された結論は第5表においてもほぼおおむね妥当することがわかる。しかし、他のモデルと比して比較的良好なモデルVII, VIIIにおいても、なお有意なF値が生じ得る区間が存在することは充分注意される必要がある。更に、第4表の判定では比較悪かったモデルXIが意外に良好な結果を示しており、今後の検討の余地を残している。

[IV] 結語 以上の分析結果から、比較的安定していると思われた勤労者世帯の消費関数においても、予測という見地からはなお残された多くの問題があることがわかった。このような傾向は、農家世帯の消費関数の場合一層明確となる<sup>20)</sup>。これらの事実は各モデルの検討が決定係数が良好となっても、かならずしも予測精度が増大しているとは限らないことを示している。この種の研究は、今後計量経済学の重要な1課題としてとりあげられていく必要がある。

19) F値はモデル別に自由度がことなっているから5%水準値と比較して検討する必要がある。

20) 農家に関する結果は、本論の内容とともに、拙稿『消費関数の統計的分析』岩波1964(近刊)に発表予定。