

消費の基礎理論における習慣仮説について¹⁾

辻 村 江 太 郎

ここで基礎理論というのは特定の所得形態、たとえば勤労所得、についての消費理論というほどの意味である。ケインズ型消費函数の経験的妥当性が疑われて以来、各種の新仮説について比較検討が行われている。新仮説はいずれも経験資料に適合するよう構成されているから、各仮説が共通に認めている経験法則が見出されるのは当然である。たとえばデューゼンペリ型仮説でもフリードマン型仮説でも「所得上昇期に消費率は低下し、所得下降期に消費率は上昇する」という命題が理論の系として導かれる。

しかし、これらの命題を定式化する際の変数の選び方その他について比較検討が行われる際に、研究者の意図と使用される資料との間の齟齬が保たれない場合がしばしば見出される。T. M. ブラウン²⁾は上記の現象を説明する変数として「過去の最高所得」と「前記の消費」との優劣を比較する際にカナダの国民所得の系列を使用して、彼の習慣仮説の優位を証明しようと試みた。しかし、巨

視的レベルで上記の現象を説明しようとするには、所得の分配に関するものと、所得形態別消費率の差に関するものと、2つのよく知られた事実を結合することの方がむしろ先行すべきであるようにおもわれる。すなわち、「労働への分配率は景気上昇期に低下し、景気後退期に上昇する³⁾」という経験法則と「一般に賃金所得者の消費率は非賃金所得者の消費率よりも高い」という知識とを組み合わせただけで「マクロの消費率は景気上昇期に低下し、景気後退期に上昇する」という命題を導くことができるからである。

したがって、巨視的資料をそのまま分析しても、それは、かならずしも要素主体の消費行動に関する仮説を検討したことにはならない。以上の意味で、ここではもっぱら家計調査資料の分析のみをおこなう。

消費理論の周辺

「消費需要の理論は経済学の現在の目標にとって、あまりあてにならないおかしな代物である。」Galbraith; *The Affluent Society*. 鈴木哲太郎訳, 145頁。

ガルブレイスはそのみごとな政策論のなかで生産至上主義を攻撃するために、デューゼンペリを援用しながら在来の消費理論を論評し、彼の Dependence Effect 説を展開している。

ガルブレイス自身、消費理論の専門家ではないから、その表現は過度に用心深く、また的確さを欠いてはいるが、「欲望と欲望充足の過程とが無関係でない」という指摘と「生産水準が低い場合

1) 筆者らの行ってきた分析の結果は“Family Budget Data and The Market Analysis”, *The International Statistical Institute Year Book*, 1960 に要約してある。また現在行っている分析は他の機会に報告するつもりであるからここでは割愛する。ここでは筆者らのとっている「習慣仮説」の性格をあきらかにするのがねらいである。仮説の選択その他に関連して吾国でもすぐれた業績があるが、ここでは紙数の関係で論評する余裕がなかった。たとえば篠原三代平『消費函数』勁草書房 1958; 倉林義正「消費函数と Engel 函数」『経済研究』9巻1号 1958; 溝口敏行「共分散分析法による家計消費支出の分析」『経済研究』12巻1号等。実際問題の解明との関係では『エコノミスト』第39年第1号の拙稿を参照されたい。

2) T. B. Brown, “Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour”, *Econometrica*, Vol, 20, No. 3.

3) たとえば吾国については統計研究会労働部会昭和34年度報告書中の拙稿「吾国戦後の賃金決定機構」参照、他には *New Concepts in Wage Determination*; McGraw-Hill, 1957 中の Clark Kerr の論文参照。

よりも高い場合の方が福祉はより大きい、という仮定はもはや妥当しない。」という命題とは実際の経済問題について考えるときに無視しえない重要性をもっている。

デューゼンベリ仮説とフリードマン仮説との意義を分つのはまさにこの点である。消費—貯蓄の予測 prediction にとって何れが有効であるかという判定を下すことは、さし当ってなかなか難かしい。とくに巨視的消費函数の段階では両者から同様の式が導かれうるからである。しかしガルブレイスのような問題意識からみると両者は全く異った性格をもっている。フリードマン仮説は消費者の horizon を問題とするだけで、いわば古典的消費理論の実験計画を論じているのにとどまるがデューゼンベリ仮説は消費者選好の可変性をとり上げているからである。

消費者行動理論が社会的ないし心理学的色彩からの脱皮というかたちで発展してきたのちに、再びそれらと関係づけて論じたのがデューゼンベリであった。サムエルソン⁴⁾が消費者行動の純粹理論を論じた際には、生理学的および心理学的側面というとき、それを快樂主義的および introspective であることと結びつけている。しかし現代の行動心理学や大脳ないし神経生理学はベンサムやエヂウォースの時代のものとは別物である。

外くの経済学者は未だに嗜好の可変性を認めることに消極的であるが、心理学者や神経生理学者の間では、特に学習の理論 Theory of Learning の領域で、半ば確立された知識となっているようである。ここでとくに筆者が従来「習慣仮説」として定式化しているデューゼンベリ型仮説と関連する表現を引用すれば、「われわれの生活にとって過去を現在のなかに再現することの重要さはもとより否むことはできない。われわれの生活は意識的世界としても過去から切りはなされては成り立たない。」⁵⁾「人生をいとなむための複雑な脳の働きが人間にはある。この脳の働きを支配する規則も、生れながらにあったものではなく、生後

獲得されたものなのである。……脳に記憶がある種の痕跡としてのこるのは事実であって、……記憶の痕跡によって、脳に規則がつくられそれが人間の行動を統制している。」⁶⁾

これらの字句をわれわれの主題にひき直せば「消費者の現在の選好は過去における消費行動と無関係ではありえない」ということになる。隣接科学において獲得されているこのような知識を意識的に排除することが果して実り多きゆき方であろうか。

筆者はここでガルブレイスの問題意識に深入りするつもりはない。ただ経済予測とは別の面における経済問題のとり上げ方との関係でデューゼンベリ仮説とフリードマン仮説的とが本質的に性格を異にすることを指摘するにとどめよう。

習慣仮説による模型

消費理論における諸仮説の選別は吾国でも種々試みられてきた。筆者自身はトービン型の資産仮説とデューゼンベリ型の習慣仮説との選別からはじめて、ここ数年は習慣仮説を支持するような観察結果を得ている。篠原教授等はその分析結果から、いずれかといえばフリードマン仮説の有効性を支持されているようである。筆者はフリードマン仮説を否定する積極的な理由はもち合わせていない。ただ、吾国の勤労者家計については horizon を1ヵ年にとることによりフリードマン効果を処理することができ、以後はむしろ習慣仮説を採用するのが便利であると判断しているわけである。

従来の検討から比較的有効でありかつ単純なものとして選別した消費者行動の模型はつぎのものである。

効用指標函数

$$(1) \quad \varphi = \prod_i (a_i + b_i m + q^i)^{2\alpha_i}, \quad (i=1, \dots, n)$$

q^i …購入量, m …世帯人員数

6) J. Z. Young, *Doubt and Certainty in Science*, 岡本彰祐訳 白楊社版 p. 221. なお生理心理学の基礎的業績としては Hebb, *The Organization of Behavior* Wiley 1949 が本稿の主題に最も関係が深いようにおもわれる。

4) P. A. Samuelson, *Foundations of Economic Analysis*, 1937, p. 91.

5) 相良守次『記憶とは何か』岩波書店, p. 11.

$$(2) \quad \varphi^i = \frac{\partial \varphi}{\partial q^i} = \frac{\alpha_i \varphi}{a_i + b_i m + q^i}$$

均衡条件

$$(3) \quad \frac{\varphi^1}{p^1} = \frac{\varphi^2}{p^2} = \dots = \frac{\varphi^n}{p^n}, \quad p^i \dots \text{価格}$$

2)を3)に代入すると

$$(4) \quad \frac{a^i}{\alpha^i} p^i + \frac{b^i}{\alpha^i} p^i m + \frac{1}{\alpha^i} E^i = \omega$$

あるいは

$$a_i^* p^i + b_i^* p^i m + \alpha_i^* E^i = \omega$$

ここで $E^i = p^i q^i$, ω はいわゆる貨幣の限界効用の逆数である。

いま選好函数(4)の時間的変位を過去における消費量の函数として

$$(5) \quad a^i(t) = a_i(0) + \mu_i \sum_{\tau=0}^{t-1} q_\tau^i$$

とおく。ここで μ_i は習慣形成係数である。

T. M. ブラウン²⁾が習慣仮説を主張した場合には、時間的変位を前期のみの消費量の函数においた。その際のブラウンの論拠は、記憶が時間とともに減衰するから、より遠い過去の消費行動の残効はより近い過去のそれに比して微弱である、というのであった。もとよりブラウンは巨視的消費函数に変位項を導入したのであって、選好函数を陽表的に扱ったわけではないから厳密な論議をするのは当らない。また1期のラグは実用上便利であり巨視的模型の段階ではそれで充分ともみられよう。事実ブラウン型の消費函数はクライン=ゴールドバーガーに引き継がれ、それ以来多く実用されている。

もし記憶の構造がブラウンが考えたようだとすれば(5)式を μ に関して高次の式とするか、あるいは前期の消費量のみをとって近似するかの方がよい。たしかに記憶率が時間の経過に伴って減退することは心理学者によって確認されているのであるが、忘却曲線が対数曲線をなし忘却率の遞減が比較的短時間に現れることも確認されている⁵⁾。したがって分析の時間単位を1ヵ月、さらには1ヵ年というようにとれば記憶率はその時間内にほぼ一定水準に収斂しおわっているとみてもよさそうである。もしそうであれば、前期の消費の記憶とそれ以前の記憶との現在の行動に対して

もつ効果の強度はむしろ消費量の大小に依存し、かつ累積的であるということになる。もちろん(5)式の妥当性はわれわれ自身が検証せねばならぬものであるが、ブラウンの「前期の消費」がデューゼンベリの「過去の最高所得」よりも心理学の角度からみてすぐれているわけではないことだけ指摘しておきたい。

さて、(5)式を(4)式に導入して選好函数の変位を陽表的に示すと t 期の均衡条件は

$$(6) \quad \left(a_i^*(0) + \mu_i^* \sum_{\tau}^{t-1} q_\tau^i + b_i^* m_t \right) p_t^i + \alpha_i^* E_t^i = \omega_t$$

となる。

もし選好変位が事実存在しないならば μ_i は零となる。われわれが昭和26~33年の勤労者世帯1~12月平均収支の表を用い、総消費を食費($i=1$)と非食($i=2$)費に2分割してテストした結果では(6)の定式化で μ が零でないとした場合の方が、先験的に零であるとおいたときよりもパラメターの安定性において遙かにすぐれていることが見出された。ここで必要な数字だけ再録すると Table

Table I

Year	Food consumption $E^2(\text{Yen})$	Non-Food Consumption $E^2(\text{Yen})$	Price Index of Food p^1	Price Index of Non-Food p^1	Family Size
1951	7,554	7,066	1,000	1,000	4.68
1952	8,767	9,394	1,038	1,081	4.77
1953	9,774	11,953	1,110	1,166	4.79
1954	10,501	12,566	1,190	1,221	4.80
1955	10,465	13,048	1,154	1,241	4.71
1956	10,396	13,832	1,139	1,277	4.47
1957	10,937	15,155	1,184	1,304	4.44
1958	11,444	16,355	1,169	1,311	4.46

Source: Table "Yearly Average of Monthly Receipts and Disbursements of Urban Worker Households" in the Annual Reports on the Family Income and Expenditure Survey, Bureau of Statistics, Office of the Prime Minister, Japan.

Table II

	(A) without restriction		(B) with restriction $\mu=0^*$			
	1951~'57	1952~'58	1951~'55	1952~'56	1953~'57	1954~'58
$a_1^*(0)$	127,631	117,152	603,322	-225,712	-439,992	27,759
$a_2^*(0)$	109,336	100,463	583,144	-193,332	-362,202	25,564
b_1^*	-27,135	-24,980	-128,089	44,953	88,875	-6,238
b_2^*	-21,731	-19,919	-122,485	39,448	76,099	-4,133
α_1^*	1	1	1	1	1	1
α_2^*	0.07918	0.08287	0.21266	0.28077	-0.73246	0.36731
μ_1^*	0.06672	0.06107				
μ_2^*	0.07019	0.06511				

Iの資料にすそづいた計算結果は Table IIのごとくなっている。

(A)は変位の可能性を考慮したとき、(B)はそれを無視したときの結果である。このテストではパラメターの値は統計的推定ではなく完全決定で算出された。それは、変位を(5)式のかたちでよくと各費目の $\sum q_t$ がともに時系列で単調増加するために、それだけの理由で(A)の相関係数が見かけ上いちじるしく高く出て、説明力の判定を妨げるからである。構造パラメターの安定性をみるにはこの場合、完全決定の方が都合がよい。みられるとおりのパラメターの安定性は符号についても、絶対値の相対関係についても(A)の方が遙かにすぐれている。

食費・非食費2費目についての均衡方程式を(6)収支均等式(Cは総消費)と連立すれば誘導型として

$$(7) \quad E_t^1 = \frac{1}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \{ \alpha_2^* C + (a_2^*(t) \cdot p_t^2 - a_1^*(t) \cdot p_t^1) + (b_2^* p_t^2 - b_1^* p_t^1) m_t \}$$

$$E_t^2 = \frac{1}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \{ \alpha_1^* C + (a_1^*(t) \cdot p_t^1 - a_2^*(t) \cdot p_t^2) + (b_1^* p_t^1 - b_2^* p_t^2) m_t \}$$

を得る。

仮説の選抜についてはすでに他の機会に報告したからここでは以上にとどめる。ただ、完全決定で算定された(A)のパラメターを用いて補外を行うと、昭和26~32年のパラメターで33年を補外したとき実際値が $\hat{E}^1=11,444$ 円、 $\hat{E}^2=16,355$ 円であるに対して補外値は $\hat{E}^1=11,461$ 円、 $\hat{E}^2=16,338$ 円となり、昭和27~33年のパラメターで26年を補外したとき実際値が $E^1=7,554$ 円、 $E^2=7,066$ 円であるに対して補外値は $E^1=7,579$ 円、 $\hat{E}^2=7,041$ 円となって前者が17円の誤差、後者が25円の誤差にとどまるから(5)式を含む(6)~(7)のモデルはかなりの現実的適合力をもつものと判断してもさしつかえないであろう。そこで、Table IIの(A)の数値と(7)式とを用いてデュゼンベリ型習慣仮説の特性を示すためにその若干の利用法を例解しよう。

①昭和27~32年の各年で前年の価格状態が維持されたと仮定したときのEおよびq

いま27~33年のパラメターを利用すると、(5)式により $a^*(t)$ は Table IIIのように変化している。これと他のパラメターおよび外生変数 C_t およびの p_t 実際値から Table Iに示される E_t の実際値が

Table III

	$a^*_1(t)$	$a^*_2(t)$
1951	117,152	100,463
" 52	117,613	100,923
" 53	118,129	101,489
" 54	118,667	102,156
" 55	119,206	102,826
" 56	119,760	103,511
" 57	120,317	104,216
" 58	120,881	104,973

Table IV

	\hat{E}^2	\hat{q}^2	q^2
1952	9,890	9,149	8,690
" 53	12,541	10,756	10,251
" 54	13,325	11,428	10,292
" 55	13,519	11,072	10,514
" 56	15,584	12,558	10,832
" 57	17,394	18,621	11,622

決まっているのであるが、いま p_t のかわりに p_{t-1} を(7)式に代入すると、価格が前期から変化しなかったときに実現したであろう E を算定することができる。Table IVにみるように E^2 および $E^2/p_{t-1}^2 = q^2$ は実際の非食費支出を上廻っている。これは非食費価格 p^2 の相対的ならびに絶対的の上昇が消費の増勢を阻止したことを示しているが、同時に p^2 上昇の背後には(供給側独自の事情とともに)需要側の増勢があったことを示している。すなわち \hat{q} と q との差は p 決定の背後にある「くもの巣図式」的な機構の存在を暗示しているものとおもわれる。もし(7)式を家計調査の一般世帯および農家経済調査についても導出するならば、そして各世帯数でアグレゲートするならば、供給曲線に関する知識も或る程度獲得することが可能であるとおもわれる。

②昭和26年の世帯人員および価格が維持されたと仮定したとき

昭和26~32年のパラメターを用いて昭和26年の価格につき(7)式を書くと

$$(8) \quad E^2 = 0.92663 C + \frac{1}{\alpha_1^* + \alpha_2^*} \cdot (a_1^*(t) - a_2^*(t)) - 5,008 m$$

となっている。そこでいま27年以降につき価格も世帯人員も変化しなかったと仮定して E^2 を年次別に算定してみよう。但し、 $a^*(t)$ はそれ以前の期間の E に依存するから Table IIIのそれとは

また異った態様で逐年変化するわけである。(8)式にみるように世帯人員数の増・減は非消費支出を減・増させる、総消費中の非食費支出は可処分

Table V

	E^2	\hat{E}^2
1951	7,066	7,066
# 52	11,695	9,394
# 53	13,294	11,953
# 54	14,194	12,566
# 55	14,233	13,048
# 56	14,582	13,832
# 57	16,934	15,155
# 58	16,995	16,355

所得中の貯蓄と類推的であるから Table V の E^2 と実際の E^2 との差を Table I の m の動きと比較対象すれば、世帯人員の貯蓄率に対する関係についても若干の示唆が得られよう。ただ、ここでは世帯人員の効果と相対価格の変化とが混入しているからあまりはつきりはしていない。

**③世帯人員、価格および総消費が一定
だったとしたときのエンゲル係数**

(7)式で C, m, p が一定だったとすれば、時間の経過に伴って $(a_1^*(t) \cdot p_t^1 - a_2^*(t) \cdot p_t^2)$ の項のみが(5)式により年々 $(p_t^1 \cdot \mu_1^* \cdot q_{t-1}^1 - p_t^2 \cdot \mu_2^* \cdot q_{t-1}^2)$ だけ変化する。このことは一定の世帯人員数および所得・価格の下でもエンゲル係数が変化する可能性を示唆するものである。しかし、このことはエンゲル係数が無制限に変化することを意味しない。いま昭和26年の $m=4.68$ 人、 $C=14,620$ 円および p がそのまま維持されたと仮定して次年、第3年と(7) E^1 式により逐次計算を行うと食費支出は7554円から(第2年)7550円→(第3年)7535円→7530円→7527円→7523円→7519円→7516円と漸減してゆく。これは(7) E^1 式の右辺第2項が初年度(26年の実際値)の $(a_2^*(0) \cdot p^2 - a_1^*(0) \cdot p^1) = 109,336 - 127,631 = -18,295$ から年々 $(\mu_2 \cdot q_{t-1}^2 \cdot p^2 - \mu_1 \cdot q_{t-1}^1 \cdot p^1) = (0.07019 \cdot q_{t-1}^2 \cdot p^2 - 0.06672 \cdot q_{t-1}^1 \cdot p^1)$ だけずつ絶対値を漸増してゆくためである。

したがって $(\mu_2 \cdot q^2 \cdot p^2 - \mu_1 \cdot q^1 \cdot p^1) = 0$ すなわち $E^2/E^1 = \mu_1/\mu_2$ となるにおよんで習慣形式にもかわらず支出配分は変化しない定常状態に達する。いま $\mu_1/\mu_2 = 0.9506$ であるからこの場合のエンゲル係数の収斂点は51.3%で $E^1 = 7495$ 円、 $E^2 = 7125$ 円となる。

理論の単純化と実用性

理論はできうれば簡単であるほどよい。数式の構造についても、採られる変数の種類についても、そうである。しかし存在の構造が事実複雑であることが判っているときに、その諸要素を故意に無視することは、却って実用性をそこなう結果となる。

Table II (A)に示された数値的モデルは、前記のごとく前後1期間のみの補外ではあるが、いずれの場合も予測の誤差は0.4パーセントに満たない。昭和26~32の測定パラメーターで33年予測したときの誤差は食費の実際値に対して0.15パーセント、昭和27~33の測定パラメーターで26年を予測したときのそれは0.33パーセントであって、補外の誤差としてはきわめて小さい。

クロス・セクションにせよ時系列にせよ当嵌められた消費函数の決定係数が観測期間内でしばしば0.99を超えることは研究者の間で周知の事実であり、それにもかかわらず予測能力の低い場合がしばしば見出されることもよく知られている。それに比すれば吾々の得た結果はかなり良好なものといえよう。

選好変位し項を別としても、ここでの世帯人員や価格の取扱いは、通常行われるような、人員1人当りの数字を使用するとか金額をデフレートして用いるとかの手法に比してかなり複雑である。これに選好変位項を加えることによって一層取扱の面倒なものとなっている。

筆者の観点からすれば、従来の分析手法は複雑微妙な対象を過度に単純なモデルで描写しようと試みる結果、反面で実用性を犠牲にしているようにおもわれる。特に今後、ヨハンセンなどの試みているように、多部門分析に消費=需要函数を導入しようとする場合には、ここに示したような定式化が採用されざるを得なくなるのではなかろうか。