経 済 研 究

第19巻　第2号

April 1968　　　　Vol. 19 No. 2

ライフサイクルと消費者物価指数

――とくに生活段階別物価指数の視点について――

伊 大 知 良 太 郎

1

消費者物価指数を所得階層別に考慮する問題については，可成り以前より論議もされ，公私各種の試算も行われて，少くとも問題の所在だけはようやく明らかになりつつあると思われる。その際の理論的模型としては，1935年に Allen と Bowley が "Family Expenditure" の中で提出したものからほとんど何らの進展もなく，ただその着想の現実的適用がようやく30年後の今日に至って考慮され始めたという状況にすぎない。

ところで最近における物価問題のあり方は，われわれに上記所得階層別の視点と並べて，ライフサイクル研究からする生活段階(ステージ)別の視点をも参加点検させることを促がしているようである。そのライフサイクル研究そのものは，あたかも漸く開発の途上にあり，経済学の理論的ならびに実証的進路における1つの新角度を提示し始めたとみられるが，消費者物価問題がこのライフサイクル研究に結びついてくる接点は，究極において人の一生における生活段階 Life-stage の進みに応ずる物価要因の作用変化に求められる。いうまでもなくライフサイクルの視点が経済理論にとり入れられる本道は，まずミクロ的に個人の稼得期間における所得余剰乃至貯蓄を稼得停止後の余生にどう消費するか，さらには次代にどう引継ぐかの関連を明らかにすることにあり，これの社会的総和がマクロの経済成長とどのように結びつくかの説明にある。その間各個人はそれぞれの生活段階を次々に経由して次代とのライフサイクルを構成するわけであるが，それぞれの生活段階の場面ごとに消費者物価の関連する様相が変化すれば，その変化をとり入れた所得余剰等の理論模型が当然に要求されるはずである。

ただ，ここで消費者物価の生活段階別関連様相というとき，はっきり区別しておかねばならぬ2つの側面がある。すなわち1つは，消費者物価の動態的変化そのものであって，これこそ巨視的成長理論との結びつきの最重要点をなすものと考えられる。ところがこの消費者物価の動態変化とは一応独立に，ライフサイクル途上における生活段階の進みそのものに対して同じ物価状況が異なった影響として現れる側面があることを見落すことは出来ない。測定論的には，この後者の側面こそ，生活段階別消費者物価指数の問題として，上述所得階層別指数の観点と同様なレベルで取扱われるべき問題である。換言すれば，前者を長期時系列的，後者を短期横断面的として割切ることも出来るが，現実のライフサイクルとしての生活段階の

進みはこの両者を同時に考えた正にコーホート的進行として把えられなければならない。けれどもコーホート的進行として把えるためにも，短期横断面的問題側面の模型乃至測定理論が考えられていなければならないのであるが，今日までのところ，指数設計の問題としてもこの意味の生活段階別物価の測定が取りあげられた例を筆者はほとんど知らない[1]。そこでこの課題の試論的スタートを切ってみたいのが小論の意図である。

2

ライフサイクルの見地からすれば，生活段階の進みに応じて，同一物価状況でも異なった受けとり方をせざるをえない形で所得・消費支出・消費構造等が変貌することは，家計調査資料が雄弁に物語るところである。たしかに育ち盛りの子供数人を抱えた壮年期の世帯が，例えば消費者米価の引上げに直面すれば，新婚の若い2人世帯よりも遙かに痛切に食料費支出の重圧を受けるであろうし，また同じ壮年期の世帯は，教育費を含む項目の昂騰を前にして，すでに子女を仕立てあげた老年夫婦世帯よりも強い物価圧力を覚えるであろう。いわゆる核世帯以外の世帯類型，たとえば母子世帯・3代世帯などについては，特に異なった物価影響を予定してよいであろう。ライフサイクルの全過程を展開するためには，単に核世帯の生活段階の進行だけを追求するのでなく，広く世帯類型そのものの転換過程をも含めた生活段階の進行を想定しなければならないところであるが[2]，理論的模型の単純化のために，ひとまず夫婦と子供だけから成る核世帯(子供ゼロを含む)の場合に絞って考察する方が事態を明瞭にし易いと思われる。その事態とは生活段階と消費者物価との間に想定される結びつき方の変化である。

このことを推察させる最初の指標は，生活段階の進行に伴なう世帯人員(必ずしも有業人員ではない)の増減である。すなわち若い2人だけの新婚世帯から第1児の出生，第2児の出生等，次第に扶養人員の量的・質的の増大過程を経由して，ついに長子以下の独立とともに逆に人員の減少過程に入り，再び老年2人だけに帰るという核家族世帯人員の2次曲線的変化は，ここに事新しく指摘するまでもないが，この変化をとおして世帯の所得にも消費支出の総額にも，さらに注目しなければならぬ現象としては，消費支出の構造の上にもユニークな変化が見られる。問題はこれらの諸変化が必ずしも一致した変動型をもたないところにある。もしも世帯人員の増減が，ある2次曲線型をとるとして，その型が同時に所得や消費支出や消費構造の変化を一義的に物語っているとするならば，従来問題にされたような所得階層の変化に対応する消費者物価を考えさえすれば，事は済むかも知れないのである。すなわち生活段階の視点を考慮することは，それぞれの生活段階が示す所得階層に対応した物価をみることにほかならず，生活段階の進みにつれて，比較的低所得階層から出発し，次第に階層を上位に移しながら，ある時期からは逆に低位へ戻るという形で処理することが出来るはずである。けれども現実の動きは決してそう簡単なものではない。世帯人員の増減と所得の増減とはある程度一致した動きを見せるとしても，消費支出殊にその構造の変化は当然のことながら所得の増減とともに可逆的には動かない。すなわち一旦膨脹した所得が生活段階の終点に近づくにつれて逆に縮少し始めても，消費支出並びにその構造は旧の形へそのまま戻ろうとはしない。ここにこそ稼得期間の蓄積が働き出す場面があるわけであるし，また一面にはいわゆるラッチェット効果の生活段階的現われとも見られよう。

ところで，以上のような生活段階の進みに伴なう諸変化を把える軸としては，世帯主の年令が最も適切と考えられる。少くとも核世帯に関する限りは世帯主年令の軸がほぼ一義的に生活段階に伴なう諸変化を表示してくれるようである。もちろん個別世帯ごとの散らばりは已むをえないが，社会的平均の姿においては可成り適格な説明軸とな

注1)　米国のBLSで年令別物価指数をとりあげているのが唯一の近似例であるが，その趣旨が筆者のそれと同一であるか否かを今詳らかにしない。

注2)　世帯類型の転換を含めたライフサイクルの全過程を把える模型の1つとしては，本誌17巻1号(昭和41年1月)調査欄「家計の貨幣需要」(補論)に筆者の試みたものがある。

第1表　核世帯の諸指標

（昭和41年，全国勤労者世帯）

	世帯主年齢階級	世帯数	世帯人員	所　得	消費支出
	(才)		(人)	(円)	(円)
1	(～24)	60	2.6	45,900	37,112
2	(25～29)	513	2.9	52,604	39,693
3	(30～34)	1055	3.5	59,442	45,185
4	(35～39)	1129	3.9	68,072	50,509
5	(40～44)	870	4.16	74,426	55,598
6	(45～49)	613	4.18	82,217	61,701
7	(50～54)	597	4.22	90,353	66,316
8	(55～59)	340	3.7	82,702	62,276
9	(60～64)	158	3.5	72,879	53,316
10	(65～	71	3.0	57,964	45,335
	計	5406	3.78	70,685	52,911

（金額は月平均）

第2表　核世帯の消費構造　(%)

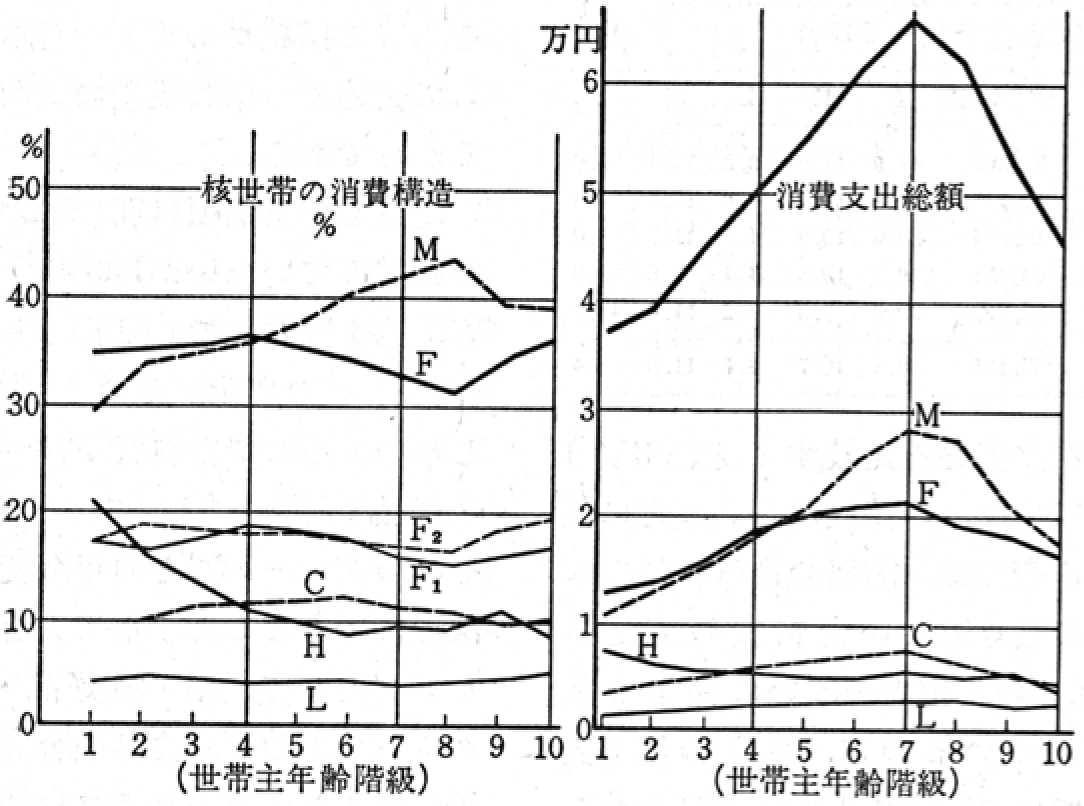
年令区分	F	H	L	C	M
1	34.98	21.23	4.19	9.84	29.75
2	35.17	16.41	4.95	9.90	33.71
3	35.53	13.79	4.54	11.32	34.81
4	36.33	11.68	4.35	11.78	35.86
5	35.92	10.07	4.38	11.92	37.71
6	34.32	8.60	4.26	11.97	40.84
7	32.68	9.49	3.95	11.49	42.39
8	31.46	9.31	4.37	11.21	43.65
9	34.32	11.45	4.56	9.98	39.68
10	36.12	8.68	5.65	10.18	39.36
計	34.82	11.25	4.38	11.45	38.11

るように考えられる。資料的にも昭和38年次以降の総理府家計調査年報の中に核世帯の世帯主年令階級別収支表が与えられているので，これを軸とする取扱いも計数的に可能となりつつある。

いま昭和41年次の総理府家計調査年報によって，全国勤労者の核世帯(厳密にはさらに夫が世帯主である場合だけに限った)5,406について世帯主年令階級別に世帯数・世帯人員・所得(月額)・消費支出(月額)の分布を第1表に，同じく5大費目別の消費構造を第2表にまとめてみた。(以下の表・図における F は食料費，H は住居費，L は光熱費，C は被服費，M は雑費を示す。)

第1表の諸指標は，世帯数分布を別として，いずれも世帯主年令階級の第7区分(50才～54才)に最高値を示し，そこから両端にかけて見事な漸減スロープを見せている。世帯主年令を軸とする時，2次曲線的化を判然と示してくれる原型がここにあると言ってよい。ただしこの2次曲線的変化の具体形は，消費支出の費目乃至項目に分解するとき，極値の厳密な位置やスロープの度合を必ずしも等しくはしない。甚しい場合は，例えば住居費のように，むしろ第5乃至第6区分あたりに最小値の存在を思わせる上方に凹の曲り方を見せることもある。しかしそれぞれの具体形は異なっても，大部分が2次型を示すことは共通の特徴と言えそうである(第1図，右側参照)。ところが消費割合の形でその構造変化をみると(第1図左側参照)，様相は大分に異なってくる。読みとれる極値の位置も第7区分からそれぞれ大きくずれているばかりでなく，食料費(F)の如きは3次型をさえ示している。

第1図



以上を数式模型的に整理すれば次のとおりになるであろう。いま項目支出を e_i, 消費支出総額を e, 年令区分を τ とすれば,

(1)　$e_i = a_i\tau^2 + b_i\tau + c_i$

(2)　$e = a\tau^2 + b\tau + c$

で表わされ, 係数 a_i, b_i, c_i は項目ごとに異なるが, もしこれらの項目係数がそれぞれ消費支出総額の係数 a, b, c の一定割合になっていれば, すなわち

(3)　$\dfrac{a_i}{a} = \dfrac{b_i}{b} = \dfrac{c_i}{c} = m_i$

の関係を充たしているならば, 項目支出の割合は

(4)　$W_i = \dfrac{e_i}{e} = m_i$

となり, 年令区分 τ によって変化しない定数であるわけであるが, 第1図左側の示すところは(4)ではなくて, τ によって動く

(5)　$W_i = W_i(\tau)$

として扱われなくてはならないことである。ここに生活段階別の考察を物価指数にも加えてみる必要が生ずるのである。この項目支出の割合が定数でないという同種の事情は, 冒頭に触れた所得階層別の区分の場合にも

(6)　$W_i = W_i(e)$

の形で現われているので, 参考までに同じく昭和41年における年間収入5分位階級別のデータを第3表に掲げておく。

第3表　年間収入5分位階級別諸指標
(全国勤労者世帯 5470)

5分位	人員	所得	消費支出	F	H	L	C	M
	人	円	円	%	%	%	%	%
1	3.61	39,464	32,262	41.9	11.8	5.3	10.4	30.6
2	3.86	53,418	42,149	38.8	11.9	4.8	10.7	33.8
3	4.03	65,318	50,524	36.9	10.9	4.5	11.7	36.0
4	4.29	80,879	60,151	33.9	10.8	4.4	11.3	39.6
5	4.56	115,370	80,352	30.3	9.3	4.2	11.6	44.6
計	4.07	71,195	53,136	35.1	10.7	4.5	11.3	38.4

第3表とさきの第2表とを比較すると, $W_i(e)$ と $W_i(\tau)$ の動き方に可成りの差異があることに気付く。すなわち第3表では e 階級の進みに伴なって最近での値上りの最も激しい食料費の F と雑費の M とが階級区分の変化幅一ぱいに完全な相互補完的変化を示しているのに, さきの第2表(乃至第1図左側)では F と M とが第5区分から先では互いに2次型の補完関係を見せているものの第4区分までは双方とも上昇線を辿っている。値上りの双璧費目にみられるこの特異性こそは, 生活段階の進みに伴なう消費者総合物価の変化を改めて追求する関心を倍加させるものである。

3

さて以上の考察を基礎に, 生活段階別消費者物価指数の世帯主年令別模型を考えよう。

生活段階が進めば, 当然のことながら世帯主年令が上昇し, これと共に世帯人員も消費支出も消費構造も変化する。このうち直接に消費者物価指数の構成に参加するのは消費構造であるが, この消費構造を世帯主年令と結びつけて表示する仕方に2通りが考えられる。その1つは前節(1)式のように直接に個別支出 e_i そのものを世帯主年令 τ で説明しておき, あとから支出総額 e に対する相対値にして, ウェイト W_i を構成する仕方であるが, これには支出総額 e そのものが再び(2)式のように年令で説明されなければならない複雑さが絡んでくる。もちろん年令 τ による説明力は, 第1図に現れているように, 直接 e_i を採る方が明快であるし, このまま以下に考えるような指数模型の意図を表示させえないわけはないのであるが, ここでは第2の仕方として, 前節(5)式のように個別支出の相対割合 W_i を年令 τ によって説明する道をえらぶこととした。すなわち

(6)　$W_i^{(\tau)} = \alpha\tau^2 + \beta\tau + \gamma$

をもって指数ウェイトの基本式とした。これによって後述する指数模型の説明力が却って明快になるからである。

ただし各支出項目別(ここでは費目以下への分解は試みていないが)に $W_i^{(\tau)}$ の年令変化を見ると, 第1図左側でもはっきり現れているように, 食料費 F の変化がそのままでは(6)式の形に適合しない。そこで食料費 F を中分類(穀類・副食品・嗜好品・外食)によって2グループに分け, それぞれのグループごとの年令変化がほぼ(6)式の2次形におさまるような工夫を試みた結果, F_1 グループとして穀類・嗜好品・外食の合計を, F_2 グループとして副食品の合計を採用した。その数値は第4表, そのグラフは前掲第1図の左側にす

でに示した通りである。このような分割を行っても，食料費割合については厳密には(6)式の2次形は適合せず，F_1 については4次形さえ想定されるのであるが，ここでは低年令区分と高年令区分に対する無理を敢行して，F_1 は第4乃至第5区分をピークとする2次形，F_2 は第8区分を谷とする2次形と踏み切って扱うこととした。この辺りは更に小分類まで掘り下げて処理するか，あるいは直接(1)式に戻って支出金額を2次形で把える方式の再検討を行うかの問題を残している。

第4表　食料費割合の内訳
(消費支出総額に対する％)

世帯主年令区分	穀類	外食	嗜好食品	小計 F_1	副食品 F_2
1	6.57	3.89	7.00	17.46	17.52
2	6.16	3.08	7.63	16.87	18.30
3	6.54	2.84	8.12	17.50	18.03
4	7.44	3.30	7.86	18.60	17.73
5	7.97	3.00	7.15	18.12	17.80
6	8.00	2.70	6.47	17.17	17.15
7	7.50	2.24	6.38	16.12	16.56
8	7.06	2.03	6.09	15.18	16.28
9	7.44	1.84	6.88	16.16	18.16
10	7.82	1.93	7.16	16.91	19.21

さらに同様な分解を雑費 M の諸項目に対して試みることが一層有効な結果を与えるかも知れない。殊に雑費という前時代的な名称の下に，生活段階別視点にとって重要な教育費・教養娯楽費などの項目や，医療費・交通通信費などの時局的問題項目を包含しているだけに，これを陽表的に別個処理をする必要は充分あると考えられるが，すでにいわゆる雑費 M の総計割合として充分美事な2次形を示している以上，理論模型の試みとしてはそのまま分解せずに取扱っておいた。

同様な分解吟味の必要は，住居費 H に対しても充分あると言わなければならない。ここに蒸しかえすまでもなく，現行家計調査に扱われる住居費は，家賃地代・修繕費・家具什器・水道料の範囲であって，これらの中分類内容それぞれにも資料的問題点は山積していると言わねばならないが，それらを別としても最も関心を寄せなければならぬのは，住宅そのものの取得をめぐる処理がこの住居費に殆ど反映されていない点である。これを反映しないために住居費 H の変化が第1図のような低年令に高く，中年令層に最低を示すという奇妙な結果となっているものと思われる。こうした基本問題は，当然に本論で扱かいつつあるような消費支出の内容変化の追求から，ライフサイクル本来の中心問題としての貯蓄・資産の内容変化の追求へと考察を拡大して始めて解決するものと考えられる。ただここでは一応家計調査の消費支出面に現われた限りで，消費者物価指数との関連を追ってゆくに止めたい。

まず世帯主年令 τ の生活段階に相応する消費者物価指数 I_τ を次のように定義する。

$$(7)\qquad I_\tau=\sum_i r_i W_i^{(\tau)}$$

ここに r_i は i 項目での価格変動率 p_{ti}/p_{oi}, $W_i^{(\tau)}$ は τ 年令に対応する生活段階世帯の平均消費構造であり，上掲(6)式の形をとり，しかもウェイトである以上，

$$(8)\qquad \sum_i W_i^{(\tau)}=1$$

と規定される。結局(7)式は

$$(7')\qquad I_\tau=\sum_i r_i W_i^{(\tau)}=\sum_i r_i(\alpha_i\tau^2+\beta_i\tau+\gamma_i)$$

と表示されるが，ここで Allen と Bowley が支出階級別指数 Ie について考えた総平均指数 I との格差を示す工夫を援用すれば，

$$(9)\qquad I_\tau=(I+\rho_i)\,W_i^{(\tau)}$$
$$=I+\sum_i\rho_i(\alpha_i\tau^2+\beta_i\tau+\gamma_i)$$

ただし　　　$r_i=I+\rho_i$

ここで総平均指数 I を生活段階別指数 I_τ の格差をみる基準とするとき，I を構成したウェイト体系と I_τ のそれとの差異が存在することに注意を払わねばならない。

さらにここで Allen と Bowley の模型のように，平均年令 $\bar{\tau}$ に対応するウェイト

$$(10)\qquad W_i^{(\bar{\tau})}=\alpha_i\bar{\tau}^2+\beta_i\bar{\tau}+\gamma_i$$

を考え，上掲の

$$(6)\qquad W_i^{(\tau)}=\alpha_i\tau^2+\beta_i\tau+\gamma_i$$

との間で共通の γ_i を消去し，(9)式に適用して整頓すれば，次式が得られる。

$$(11)\qquad I_\tau=I+\sum_i\rho_i W_i^{(\bar{\tau})}+(\tau-\bar{\tau})$$
$$\times\{(\tau+\bar{\tau})\sum_i\rho_i\alpha_i+\sum_i\rho_i\beta_i\}$$

これが消費者物価指数が生活段階別にどれだけ格

差を示すかを説明する基本模型と考えられる。この(11)式の意味するところを説明し易くするために，Allen と Bowley の支出階級別指数の模型と対比してみよう。

$$(12)\qquad Ie=I+\left(1-\frac{\bar{e}}{e}\right)\cdot\sum_i \rho_i k_i$$

(12)式の k_i は周知のように，1次のエンゲル関数　$e_i=ke+c$　から得られたものであるが，このエンゲル関数を2次化して

$$e_i=k_i^{(1)}e^2+k_i^{(2)}e+c_i$$

としたものを置き代えると，(12)式は

$$(13)\qquad Ie=I+\left(1-\frac{\bar{e}}{e}\right)$$

$$\times\{(e+\bar{e})\sum\rho_i k_i^{(1)}+\sum\rho_i k_i^{(2)}\}$$

となり，われわれの(11)式と相似した形を示す。(12)乃至(13)式の右辺第2項はいずれも支出階層別指数 Ie が総平均指数 I から離れる格差の方向と程度を示すものにほかならないが，そのうち $\left(1-\frac{\bar{e}}{e}\right)$ の因子は階層の支出分布を示し，これに乗ぜられる第2因子は項目ごとの価格変動率格差(ρ_i)が全体としてどう響くかを物語っている。この影響が(12)式では全支出階級に共通な方向と大いさとして理解されているのに対し，(13)式では支出階層によって異なるものとして説明されているという違いに過ぎない。

以上の理解をわれわれの(11)式に対比すると，まず(13)式には現れていない要因が(11)式には第2項として登場している。すなわち $\sum\rho W^{(\bar{\tau})}$ がそれであるが，これは年令別指数 I_τ を総平均指数 I との格差で理解しようとするとき，この総平均指数が実は所得(乃至支出)階級の差異を平均化した意味の総平均指数であって，必ずしも世帯主年令についての総平均指数ではないため，まず格差を測る基準としての I に或る大いさの台を附加して，始めて年令別指数 I_τ の格差を論じうるわけであって，いわばこの基準修正値の意味をもつのが $\sum\rho W^{(\bar{\tau})}$ であるにほかならない。したがって(11)式の場合には $I+\sum\rho W^{(\bar{\tau})}$ として始めて(12)乃至(13)式の I と相似の格差基準としての意味を有するに至るのである。もちろん ρ が I と r との偏差として定義されている限り，$\sum\rho W^{(\bar{\tau})}$ は原則的に0とはならない。

次に格差の方向と程度を示す(11)式第3項が，(13)式第2項と形の上で異なるのは，その第1因子 $(\tau-\bar{\tau})$ であるが，(13)式の $\left(1-\frac{\bar{e}}{e}\right)$ が e の双曲線的分布を示すのに，$(\tau-\bar{\tau})$ は世帯主年令の直線的傾斜を意味している。すなわち平均年令より低い間はマイナス，平均年令を越せばプラス値に転ずる傾斜を示す。これが双曲線的変化にならないのは，e_i を τ の関数として出発する代りに W_i を τ の関数として出発したことに基いている。また第3項の中括弧内の因子は α_i および β_i と ρ_i との絡み合いによって符合と大いさが変化する。例えば近時の雑費項目のように，α はマイナス，ρ はプラス(雑費の割高)となるような $\rho\alpha$ が強ければ $\sum_i\rho\alpha$ はマイナスで強く現われ，年令 τ の進みの影響を大きく受ける結果となろう。このような第2因子(中括弧内)とさきの第1因子(τ の傾斜)との積として説明されるのが年令別指数の格差の変化模型なのである。したがってこの格差の変化法則がどういう形をとるかは，正に項目間の相対価格変化のあり方と年令別消費構造変化のあり方との2要因の結合によって決まるという以外に一般的要約は出来ないが，その1つの例示を次節の計算例が与えてくれる。

4

いま昭和41年の上掲資料によって，まず(6)式の $W_i^{(\tau)}$ における α,β,γ を食料費 F_1 および F_2，住居費 H，光熱費 L，被服費 C，雑費 M の6本に分けて次のように算定した。

		(α)	(β)	(γ)
F ……	W1 =	$-0.000054\,\tau^2$	$-0.000906\,\tau$	$+0.171878$
	W2 =	$0.000154\,\tau^2$	$+0.000040\,\tau$	$+0.171640$
H ……	W =	$0.000700\,\tau^2$	$-0.005397\,\tau$	$+0.097619$
L ……	W =	$0.000092\,\tau^2$	$+0.000250\,\tau$	$+0.042172$
C ……	W =	$-0.000265\,\tau^2$	$+0.000068\,\tau$	$+0.118346$
M ……	W =	$-0.000620\,\tau^2$	$+0.005924\,\tau$	$+0.398338$

(この算定にあたり年令区分 τ は10区分の奇数次和が0となるように，−9, −7, −5, −3−1, 1, 3, 5, 7, 9 として扱った。)

ここで理論的には

$$\sum\alpha=0,\ \sum\beta=0,\ \sum\gamma=1$$

となるはずであるが，ここではこの制約式を用いず別個に当てはめを行ったので微少のずれが生じているものの，大勢に影響はないものと思われる。さらにこれに絡ませる ρ のデータとしては，試

みに昭和41年の年間価格上昇率を総理府統計局発表のものによって次のように算定した。

(ρ の値)

費　目	指数値	ρ
F1	1.047	−0.004
F2	1.031	−0.020
H	1.050	−0.001
L	1.011	−0.041
C	1.036	−0.015
M	1.081	+0.030
計	1.051	

ここで一般表の費目平均指数を $I\tau$ にも借用することには厳密にいって矛盾がある。この点は，支出品目まで掘り下げて計算しなければ解決はしないと思われるが，大勢には影響しないという判断で敢えて費目平均指数値を借用した。その結果

$$\sum\rho\alpha=-0.000022$$
$$\sum\rho\beta=+0.000175$$
$$\sum\rho\gamma=+0.004270$$

を算出し得たし，なお $\sum\rho W^{(\bar{\tau})}=0.003971$ を(10)式の両辺に ρ を乗じた積和式から算定した。

以上を(11)式に入れた結果は

$$I_\tau=1.051+0.003971+(\tau-\bar{\tau})\{(\tau+\bar{\tau})(-0.000022)+0.000175\}$$
$$I_{\bar{\tau}}=1.051+0.003971=1.055$$

となったが，普通の指数表示に直して，昭和40年基準の総平均指数が105.1であった昭和41年値に対し，ここでの試算による平均年令指数が105.5と約0.4の底上げを示したのは，理論的には核世帯の平均世帯主年令に対応する生活段階指数が，平均支出の消費構造反映の総平均指数よりも，この年次においては上位の値を示すことを意味するが，ただ数値的には核世帯標本と一般指数標本世帯のずれをも含むと見なければならない。

ところで以上の計算結果を世帯主区分にしたがって展開したのが次表である。指数値は普通の表示桁に直してある。(参考までに，直接年令区分ごとにウェイト構造を用いて計算した指数値もほぼこれと近似していることを言い添えておく。)

この最終結果に見られる指数値の変化は，すべてポイント以下の増減であって，年令区分すなわち生活段階の進みが消費者物価に影響する程度は，物価の動態的変化そのものに比べて極めて微小で

年令区分	τ	指数値
1	−9	105.19
2	−7	105.29
3	−5	105.38
4	−3	105.45
5	−1	105.51
6	1	105.54
7	3	105.56
8	5	105.56
9	7	105.54
10	9	105.51
平均	0	105.50

あり，あえて採りあげて論ずるに足らない結果となっている。たしかに物価の動態的変化が消費生活に与える影響は格段に大きい。しかし本論に試みた生活段階的変化の要因は，現実にはこれを動態的変化との組合せで cohort 的に考えるべき性質のものであるとすれば，微小な変化といえども上昇の重なる場面では無視出来ない力をもつと見なければならない。

いま上述の結果をポイント以下の変化ながら仔細に点検すれば，年令区分1から7まで，換言すれば50才～54才の区分に達するまで指数値は次第に上昇し，第8区分すなわち55才～59才の生活段階からさきは逆に低下している。これは昭和41年における物価上昇の最高費目が雑費であり，この雑費の $W^{(\tau)}$ が恰も第8年令区分をピークとした2次曲線を形成している事実の反映であったと見られる。したがって生活段階が第7乃至第8区分に達するまでの世帯消費は，毎年の動態的物価上昇に加えて微小ながら年令1才の進みに対応する生活段階的物価上昇を同時に受けとめなければならぬ仕儀と解される。

今回の模型試算は，まだ多くの省略や概算が混入している上に，昭和41年という1年次だけの数値に限られている。年次の情況が変り，項目分割その他の上で計算の精緻化が行われれば，今回よりは変化の大きい結果が期待されないとは限らない。ここではそのための模型的考察をスタートさせてみたに過ぎない。　(1968年2月)