

わが国の消費成長と国際的位置

伊大知良太郎・溝口敏行

1 開題

ここに消費成長とは、単に国民1人当たり実質消費支出総額が経済の成長と共に量的に増大するというだけでなく、消費パターンの上で質的に向上する意味を含めて考える。消費の量的増大が質的構造の変化を伴なって起ることは本来当然であって、それゆえにこそ古来生活消費水準の上昇を実質消費支出金額の総量的増大だけで一義的に把えようとする試みが繰り返し行われると同時に、他面では食料費支出のエンゲル係数の実質的低下を測ることによって質的構成の側面から消費生活の向上を示そうとする試みも同様に有効に成立したのである。問題は一定の消費総額の伸びがどういう消費構造の変化を伴なうかの関係にある。消費構造乃至パターンの変化を食料費支出の割合だけで考える限りは問題の性質は比較的簡単であろう。ただその場合でも、例えば戦前のわが国のエンゲル係数をそのまま戦後のそれに比較することが出来ない事情(特に戦後における食料価格の相対的騰貴)も伏在しないではない。けれども実質的に見て結局は消費総額の伸びと共に食料費エンゲル係数は低下してゆくものとすれば、その余裕はどこへ向けられ、消費パターンの全貌はどう変容してゆくものと考えられるか。殊に長期的な所得の伸びに対応して消費パターンの進みゆく路線が如何なるものであるかについては、必ずしも容易な解答は得られそうもない。そこには相対価格の大巾な変動が産業構造の進展に伴なって介在するであろうし、また社会的消費慣習の大らかな変動も考えられよう。特に所得分布の変動は階層間の消費内容差を複雑化して、容易に一義的な消費パターンの進路を予定させないかも知れない。

わが国の消費生活が戦争直後の絶対的窮屈から立ち上がって10数年の間に平均の姿では戦前の水準を上廻るまでに回復した事実については、過去10数次の『経済白書』や最近数回にわたる『生活白書』乃至『厚生白書』、あるいはその他多くの実証分析がこれを克明に描写している。われわれはこれらの事実描写の記録にさらに同種の追加を敢えてしようとは思わない。むしろここでの分析の興味は、経済成長の進展についてわが国の消費成長

が、過去を貫き将来へ向って如何なる姿で進んでゆくかという進展路線の推定を行うところにある。けれども、そうはいうものの、最近宣伝される所得倍増論やそれに類する政策論に直接の答案を与えようとするものでは決してない。所得が何年間にどこまで伸びるかとか、その結果消費生活にどのような青写真を描くことが出来そうかとかは、直接政策論議の問題ではあっても、ここでわれわれの問うところでは決してない。ただわれわれのねらうのは経済成長に伴なう消費成長の路線の姿だけである。ヒックス流にいえば日附を伴なわない関係分析にはかならない。

こうした関係分析が往々にして経済の現実分析にまで到達出来ぬ單なる形態論に止まる危険も充分承知している。われわれは具体的な社会関係を能う限り取り落さない用意のためにこそ過去の統計データの分析を出来る限り克明に行った。統計データは無言のうちに一切の社会関係の複雑さを湛えているものである。その情報量のゆたけさを押殺すのは統計分析手法の不備であるにはかならない。

さて如上の意味をもってわが国の消費成長路線を描くに当り、われわれは一応戦後わが国の家計調査データによって消費支出大費目別のエンゲル函数の動向を取上げた。エンゲル函数は基本的には費目別の消費支出金額 e_i を消費支出総額 E によって説明するものである。

$$e_i = f(E), \text{ (但し } \sum e_i = E \text{)} \quad (1.1)$$

いわゆるエンゲル係数の動向はこの両辺を E で割った形

$$e_i/E = g(E) \quad (1.2)$$

によって示されるが、これら両式とも統計的には時系列(家計の動態)によても横断面(家計階層間の較差)によっても接近可能である。いずれの場合にも、変数が金額である限りは当然に名目と実質を区別する意味の物価要因が影響するので、費目別物価 p_i と総合生計費物価 P とが参加する上に、必要に応じては家計階層 j の物価 π_{ij} , Π_j も考慮されなければならない。階層毎の π_{ij} を平均すれば上記 p_i となり、 Π_j の階層平均が P である。さらに支出金額を問題にする限りは、それが世帯支出か1人当たり支出かを決めなければならないが、世帯人員構成

の相違を超えたエンゲル函数を求めるとなれば、本来必要なのは総合的観点から作成された消費単位1人当りのタームである。ここでは合理的な消費単位の利用不可能から一応世帯人員数 N でこの問題を処理せねばならなかつた。してみると上掲(1.1)のエンゲル函数は一層具体的には N, P, p_t 等の変数を加えて、

$$e_t = f(E, N, P, p_t) \quad (1.3)$$

であらわされねばならない。

ところで右辺の主変数 E は家計所得 I の函数であり、 I と E との間には公課負担、貯蓄率、消費性向などの大きさが挿まること言うまでもないが、ここでは一応 E を I の増加函数とみて、理論的には家計消費支出金額の増加を所得増加におきかえて考察を進める。(計数的にはしかし常に消費支出金額のタームで考える。)

われわれの問題は、以上のエンゲル函数の動向を通じてわが国今後の消費成長の路線を描こうとするところにあるが、そこには2つの乗り越えねばならぬ基本的な問題点がある。(第1)は家計の動態と横断面との両面から得られるエンゲル函数間の関係であり、(第2)は可成り長期に亘る経済成長に対応するエンゲル函数の取扱いである。

まず第1の問題点から。最も簡単な望ましいのは、平均家計の時系列分析から得られるエンゲル函数のパラメーターが所得階層による横断面分析の結果と一致して、 E と e_t との間に一義的な関係が得られる場合であつて、この場合には後述長期的考慮を別にすれば、平均消費支出金額 E がある大きさに増大した時期待される e_t の値またはエンゲル係数 e_t/E が費目別に決定され、したがつて消費パターンの内容もおのずから描かれるわけである。しかし横と縦のエンゲル函数は必ずしも同じパラメーターを示さない。換言すれば同じ時期における所得階層の較差という意味の所得変化と、動態的な所得変動とは、必ずしも同じ影響を消費支出に与えないものである。言うまでもなく人員構成 N や物価変動 P, p_t をすでに考慮の上であるから、これは結局平均所得水準の動態的变化には産業構造・雇用形態等の変動を通じた生活消費の慣習変化が絡まって来て、他の条件一定下の単純な所得変化と異なる結果を齊らすためと考えられる。したがつてわれわれはエンゲル函数をまず年次毎の横断面によって構成し、これを比較静的に並べ、シフト・パラメーターの助けによって時系列への関係をつけたのである。ここでシフト・パラメーターの実態は結局上述の産業構造変化を背景とした消費慣習の変化であろう。

第2の問題点はシフト・パラメーター問題の延長であるとも見られる。すなわちすでに短期的にも所得変動は

所得較差と異なる影響をエンゲル函数に与えるとすれば、長期的にはこの差異は決定的にひろがるであろうし、シフト・パラメーターの動向も単なる1国の過去の経験から簡単に割出せる体のものではない。それにはどうしてもすでに違った所得水準とそれに対応する産業構造を保有している国々の経験を持ち込んで来なくては考察の拠り所が得られないことになる。われわれがわが国のデータだけに拠らず、国際間の比較にまで作業の手を伸ばさざるを得なかったのは、一にかかるてこの理由に基づくものであり、また、本論の標題「国際的位置」をうたつた意図もここにある。われわれは言葉の充分な意味における消費成長の国際比較を決して行ってはいない。わが国内部から算定されるエンゲル函数を、いわば国際的横断面によるエンゲル函数のシフト・パラメーターに乗せて、わが国の消費成長の位置を問題にしたかっただけである。

もちろん国際的データの取扱いには、各国内の相対物価や世帯人員構成の差異の外に、なお国際間の物価水準較差や地理的自然的条件の差異に基づく生活様式の差異などを考慮に入れなければ、所得水準→産業構造→消費パターンの対応関係を正当に読みとることは出来ないであろう。われわれは出来るところまでこれらの条件を考慮しつつ前進するよう努めた。けれども分析のための統計資料の国による質差が恐らくは決定的な弱点となっているであろうことを否定出来ない。家計調査然り、その代用資料として用いた国民所得資料また然り。

最後にわれわれの分析が一応(1.1)または(1.3)のエンゲル函数を経由しているものの、究極のねらいはむしろ(1.2)のエンゲル係数の動向にあることを附記しておく必要がある。われわれはエンゲル函数を後述のように対数線型で考えているから、エンゲル函数測定を経由するということは、測定された費目支出 e_t の支出総額 E に対する弾性値 α_t の費目別安定性を利用し、エンゲル函数そのものの不变を判定し、これから(1.2)式によるエンゲル係数の支出総額による変動を見ようとするこにはかならない。消費パターンの成長は各費目エンゲル係数組合せの成長である。

ただエンゲル係数の組合せを最終に問題とする場合にも直接にエンゲル係数を(1.2)の形で支出総額の函数として統計操作にかけるよりは、(1.1)乃至(1.3)の形でまずエンゲル函数の測定を行う方が當て嵌めの誤差が少い意味で、間接に扱うこととした。また弾性値 α の安定性をまず確めておくことは、測定されたエンゲル係数の予測性をそれだけ確保する意味にもなるわけである。何故ならば、

$$\alpha = \frac{\Delta e_i}{\Delta E} / \frac{e_i}{E} \quad (1.4)$$

の α が一定ならば、限界支出を示すエンゲル係数 $\Delta e_i / \Delta E$ は通常のエンゲル係数 e_i / E の変化と定数 α の比率を保つて変化することが保証されるからである。

以上の理論的準備によってわれわれの描こうとする消費パターンの成長路線としては、所得したがって消費支出の増大と共に、食料費と光熱費のエンゲル係数は大らかに減少し、被服費・住居費・雑費の係数は急速に上昇してゆくが、一定程度を越せば食料費と住居費の係数は横這いとなると同時に被服費係数は減少に転ずる傾向を示すという姿が予想されている。食料については旧来の狭義エンゲル法則そのものが再現されるにすぎないし、また再現されることは基本的に重要であるが、被服・住居・雑費等の費目については戦後の新しい装いの下にひとつの新規な発展路線が見透される希望がある。してみれば、これはいわば経済成長に伴なう消費パターンの総合的な発展段階説を構築する試みと考えることも出来るし、そうありたいと願いつつ分析を進めるものである。

2 分析方法の具体化

前節の構想によって、以下に展開される分析の大綱だけは確立されたが、研究を実証化するためには、資料面、統計技術面の制約を考慮して具体的なモデルを組む必要がある。結局、この研究は大別して、(1)日本経済における消費成長分析と(2)それを国際比較に乗せる作業の2部門より構成されている。そのうち(1)の問題にかなりのウェイトがおかれており3、4節がこれにあたる。この2節の分析で使用されるデータは統計局の家計調査であるが、特に注意されなければならないのは、分析の対象となった消費者が都市居住の勤労者世帯に限られていることである。これは、主として資料の信頼性や消費行動の均一性を考慮した結果であるが、そのため都市居住の一般世帯や農家との比較が今後の課題として残されている。この点、後段における国民所得データを用いた場合と対照的である。次に分析の対象となる支出はいわゆる5大費目別にとられている。勿論より細別した単位による分析も可能であり必要でもあるが、この研究では消費の大綱的な動きを把握するという見地から、あえてこの態度をとることにした。

3節以後の分析を一言で表現すれば、消費の動きをエンゲル函数(又はその変型であるエンゲル係数と総支出の関係)の変化でとらえようとすることがある。各費目への支出は、当然可処分所得に依存しているわけであるが、1節に述べたように、税を除いた実支出、すなわち

消費支出 E と I との間には一義的な関係が存在すると見られるから、 e_i と I の関係は e_i と E の関係に換元出来る。ここでは前節(1.1)に相当するエンゲル函数の具体形として e_i と E の間の両対数線型

$$e_i = K_0 E^\alpha \quad (2.1)$$

を予定して研究が進められている。しかし、実際のデータから(2.1)の関係を推定しようとする場合、これを攪乱する要因が極めて多い。主要なものを大別すれば、(1)家族構成の相違、(2)価格要素の影響、(3)消費慣習の変化の3者となる。まず(1)の要素について、家計調査で把握出来るのは平均世帯人員 N のみであり、具体的な性年令別の家族成の影響等が解析出来ない点でかなりの制約がある。(2)の要素は消費者物価指数の費目別指數 P_i の形で表現される。さて、 i 費目支出への価格の影響を考える場合、その費目の P_i が先ず考えられるのは当然であるが、 P_i 以外の諸価格が相対価格の関係その他で影響力を持っていることも否定出来ない。しかし、3節以後では分析技術上説明変数を少なくする目的で直接当該費目以外の価格の効果を総平均指數 P で代表させている。また以上の考え方では、価格の変動はすべての所得(又は消費)階層に対して同様に作用するという前提であったが、同じ価格の変化も所得差に基づく消費パターンの差異によって影響力が相違すると考えることが可能であり、むしろ現実的である。この考え方を進めなければ、各所得階層に対応して消費者物価指數の作成が考えられる。この種の物価指數の総指數を Π_j 、 i 費目指數を π_{ij} で表わすことにしよう。(3)の要素を具体的に数値化することは困難であるが、一応抽象的に U で表わしておくことにする。さて、分析を容易にするために以上の要素が、すべて対数線型で結合されていると仮定しよう。また価格要素のうち、 (P, p_i) と (Π_j, π_{ij}) は代替的なものであるから、各々を含んだ2式を作成すれば

$$e_{ij} = K E_j^\alpha P^{\beta_0} p_i^{\beta_1} N_j^{\gamma_1} U_j^{\delta_1} \quad (2.2)$$

$$e_{ij} = K E_j^\alpha \Pi_j^{\beta_0} \pi_{ij}^{\beta_1} N_j^{\gamma_1} U_j^{\delta_1} \quad (2.3)$$

となる(以下 j の添字は特に必要な場合以外は省略する)。しかし、この2式はかなり複雑であるし、又特定の要素について研究するには不適当な点も多い。従って3—4節では各パラメーターに特定の条件を与えて分析がおこなわれている。

3節の分析では、 Π, π_i の各階層におよぼす影響が重視される。従って N の効果は、単純化され E および e_i のデフレーターとして使用されているにすぎない。3節で用いられる模型は、

$$\left(\frac{e_i}{N \pi_i} \right) = K \left(\frac{E}{N \Pi} \right)^\alpha \left(\frac{\pi_i}{\Pi} \right)^\beta \quad (2.4)$$

である。ここで e_i および E を Π, π_i でデフレートしたのは、 $e_i E$ の比例的ふくらみを除去するためであり (π_i / Π) は、比例的要素に含まれない効果を示す要素として導入されたものである。3節では、(2.4)式の特別な場合である

$$\left(\frac{e_i}{N\pi_i} \right) = K \left(\frac{E}{N\Pi} \right)^\alpha \quad (2.4)$$

についても推定がおこなわれ、(2.4)式との対比がおこなわれている。以上の模型で共通なことは、消費慣習の効果が K の変動の形で陰伏的に表わされていることである。従って、この効果をみるには、 K の組織的な変化をみる以外には方法がない。また、(2.4)式で求めた β は通常定義される価格弾力性値と根本的に性質の異なるものであることは注意されなければならない。

4節では、 e_i における N の効果は複雑であってデフレーターとして用いるだけでは効果を除去することが出来ないという立場から、 N に関するコントロールされた4人世帯データーを使用することにし、4節の前半はこの裏付け作業がなされている。同節の後半では、1953～58年の所得階層別データーを同時に使用し、価格弹性値の算定を試みている。すなわち、4節で使用する模型は(2.2)式を若干修年した算式

$$\left(\frac{e_i}{p_i} \right) = K \left(\frac{E}{P} \right)^\alpha \left(\frac{p_i}{P} \right)^\beta U^\delta \quad (2.5)$$

である。(2.5)で U を計測することは実際上不可能であるが、 U の変化のうち特に重要なものが趨勢的变化であるとの見地から、 U を最も簡単なトレンド式 kt ($t=1, 2, \dots$) で代替することにした¹⁾。従って、実際に分析されたモデルは

$$\left(\frac{e_i}{p_i} \right) = K \left(\frac{E}{P} \right)^\alpha \left(\frac{p_i}{P} \right)^\beta t^\delta \quad (2.6)$$

で表わされる。

第5節では、第2の主題であるエンゲル函数の国際比較が試みられている。しかし、このような分析を完全におこなうためには、(1)各家の家計調査の時系列的系列がある程度得られ、(2)国家間の生計費を比較するためのデフレーターが存在しなければならない。しかし、(1), (2)のいずれの条件も完備されていない現状としては極めてラフな分析に止まらざるを得ない。従って、同節から尊かれる結果は試験的性格のものであり、その中に存在する多くの欠点は今後の研究で修正されねばな

1) $U=(Kt)^\delta$ と同様に簡単で、且合理的と考えられるトレンドとして $U=K^\delta e^{\delta t}$ が考えられる。しかし、第4節では、主として適合度のよりよい $(Kt)^\delta$ を使用した。

らないものであることは論をまたない。

このように、家計調査による国際比較は極めて困難な問題をかかえているが、この欠点を補完する意味で国民所得データーによる国際比較がおこなわれている。この研究では、各国の平均的消費型の大まかな変化を、主としてエンゲル係数の面からとらえよう試みている。勿論、この結果から積極的な発言をするには、より詳細な裏付けを必要とするが、今後の分析の一指標とはなると考えられる。

3 わが国エンゲル函数の動態

まずわが国戦後の家計調査年別データによって5大費目別にエンゲル函数の測定を行うための模型として

$$\frac{e_i}{N \cdot p_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot P} \right)^\alpha \quad (3.1)$$

を採用した。すなわち i 費目の1人当たり実質支出額を消費支出総額の1人当たり実質額で説明するため対数線型函数を選んだのであるが、そのねらいは費目支出の支出総額に対する弹性値 α を一定値とみるところにある。支出の弹性値 α は第1節にふれたように限界エンゲル係数と通常のエンゲル係数の比にほかならないから、 α を一定とみるのは限界エンゲル係数の所得による変化が通常のエンゲル係数の変化と平行するという仮設をおくことである。もしも限界エンゲル係数(すなわち総支出の増分が幾何の費目支出を増すかの割合)を一定とみるならば函数模型は(3.1)ではなくて、

$$\frac{e_i}{N \cdot p_i} = a + b \left(\frac{E}{N \cdot P} \right) \quad (3.1')$$

のような直線型になる筈であるが、ここでは(3.1)の仮設を一応採用したのである。結果如何によつては(3.1')あるいはそれ以外の模型を探らなくてはならない。

本節では資料として総理府統計局『家計調査年報』による5分位所得階層別の全国数字によつたため、利用年次は昭和27年以降に限られた。通常のクロス・セクション分析に用られる所得階層別をとらず、あえて5分位法による階層を採用した理由は、(1)大把みの動向を比較的簡単に測知しようとしたこと、(2)階層別の生計費物価を費目毎に考慮する分析には5分位階層別がむしろ好ましかったことの2つである。通常の収入階層による分析は第4節で改めて行つてある。結局年次別5分位データによるクロス・セクション・エンゲル函数を最近7ヵ年について計測した結果は次の第3・1表の通りであった。(因みに5分位法によるデータの場合には各階層に属する世帯数は相等しいから、最小2乗法による当てはめに世帯数ウェイトを附ける必要はなかった。)

第3・1表 5分位階層別データによるクロス・セクション・エンゲル函数

| 年次 | 食料費 | | 住居費 | | 光熱費 | | 被服費 | | 雑費 | |
|------|----------|-------|----------|------|----------|------|----------|--------|----------|-------|
| | α | k | α | k | α | k | α | k | α | k |
| 昭和27 | 0.54 | 22.85 | 1.21 | 0.01 | 0.65 | 1.00 | 1.68 | 0.0005 | 1.54 | 0.003 |
| 28 | 0.48 | 36.22 | 1.12 | 0.01 | 0.63 | 1.18 | 1.62 | 0.0007 | 1.57 | 0.002 |
| 29 | 0.49 | 34.25 | 1.09 | 0.03 | 0.77 | 0.37 | 1.58 | 0.0009 | 1.59 | 0.002 |
| 30 | 0.47 | 42.06 | 1.15 | 0.02 | 0.70 | 0.64 | 1.55 | 0.0011 | 1.60 | 0.002 |
| 31 | 0.47 | 42.81 | 0.96 | 0.05 | 0.69 | 0.66 | 1.57 | 0.0010 | 1.56 | 0.002 |
| 32 | 0.46 | 46.06 | 1.11 | 0.03 | 0.70 | 0.62 | 1.56 | 0.0010 | 1.55 | 0.003 |
| 33 | 0.47 | 41.73 | 1.24 | 0.01 | 0.71 | 0.57 | 1.51 | 0.0015 | 1.49 | 0.004 |

この結果には一見して多くの問題が含まれている。まず大まかに判断すれば、支出弹性値 α はどの費目についても年々の数値がほぼ安定しているが、シフト・パラメーターである k については必ずしもそうではない。 α がプラスで安定しながら k だけが動いていることは、両軸対数図表の上で傾斜一定の右上り直線が位置だけをえてずり動いてゆく姿にはかならないが、そのずり動き方に問題がある。食料費の k は昭和 33 年を異例として原則的に増大する傾向が明らかであり、被服費と雑費とは全体を通じてずり上り、光熱費は昭和 29 年あたりの異変を除けば逆に年を逐うてずり下る傾向にあると判定できるけれども、住居費の k には明らかに中高の乱れが見られる。その住居費については、そもそも α があまり安定的ではない。これは住居費が内容的に家賃地代部分と家具什器の耐久消費財部分という今日わが国家計費変動中の問題点を含んでいるからであって、家賃地代支出の趨勢的上昇と耐久消費財購入の景気的波動とが絡まってこの結果が生じたものと推定される。したがってより精細に分析するには、当然にこれらの費目細分を行わなければならない。

しかし(3.1)の模型には各費目物価が所得の各層を通じて共通な p_i として参加しているという一層重大な仮設がひそんでいる。客観的な物価体系そのものは同一年次には同一であったにしても、家計支出への響きの点では、支出ウェイトの差によって、所得階層毎に異なる p_i を予定しなければならぬはずである。したがって(3.1)式中の p_i および P は、階層によって異なる π_i および Π にそれぞれおきかえられる必要がある。この置換によって年々の α および k の動向には一層の安定性または規則性の加わる期待が大きい。

ただこのためには早速に階層別の費目別物価 π_i , Π のデータの点で困難にぶつかる。公表された生計費指数(C.P.I.)は衆知のように全階層の平均一本だけしかない。本来階層別の生計費指数の設計には、価格系列そのものから階層別に調査しなければならないが、銘柄分割を可

成り細かく行ってあれば、価格調査は 1 品目 1 価格であっても、購入ウェイトの差だけで可成りの開きが階層毎の物価につけられるはずである。そのような試算を昭和 30 年 = 100 として昭和 33 年(7~9 月平均)だけについて行ったのが次に掲げる第 3・2 表である。これは家計の

第3・2表 5分位階層別生計費指数
(昭和 33 年 7~9 月分)

| Π | 総合 | 階層 | | | | |
|---------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | I | II | III | IV | V |
| π_i | 食料費 | 102.4 | 102.3 | 102.2 | 102.7 | 103.2 |
| | 被服費 | 97.0 | 97.0 | 96.9 | 97.1 | 97.2 |
| | 光熱費 | 104.6 | 105.4 | 106.2 | 105.3 | 104.4 |
| | 住居費 | 125.0 | 120.9 | 116.8 | 114.5 | 112.1 |
| | 雑費 | 103.7 | 104.6 | 105.4 | 105.8 | 106.1 |

(昭和 30 年 = 100)

5 分位階層に対応するものであるが、III は公表されている C.P.I そのもの、I は実収入 8,000~15,999 円の勤労者階層の品目別支出からウェイトを作成して試算した指數、V は同様に上層 52,000~63,999 円の収入層に対応するウェイトで試算したもの、II と IV とはそれぞれ I と III, III と V の単純算術平均である。そこには中心から高低両端への直線的較差が仮設されている。

総合指數では殆ど階層較差は見られず、僅かに低階層に高く出ているにすぎないが、費目別には可成りの変動が見られ、殊に値上りの最も激しかった住居費関係では低所得層ほど騰貴率は高い。これが他の費目での逆な傾向をカバーして総合指數での変化を殆んど消し去っている。このように構造的に見ると、階層別の物価指數が常に公表されて、分析者に自由な利用の道を与えてくれることが階層較差問題の注目されている今日喫緊であると言わねばならない。この試算の基礎が年間を通して、僅かに 7, 8, 9 の 3 ヶ月平均であった点には問題なしとしないが、しかしそれが 6, 12 両月を除いた平常月のうちで、ウェイトの連続データの取れる期間である意味では、やむを得ないであろう。

以上の試算データを用いなければならぬ以上、 π_i , Π を p_i , P の代りにおきかえた算定は今のところ昭和 33 年分のエンゲル函数だけにしか行えなかったが、その模型

$$\frac{e_i}{N \cdot \pi_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot \Pi} \right)^\alpha \quad (3.2)$$

のほか、さらに相対価格の変数を加えた

$$\frac{e_i}{N \cdot \pi_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot \Pi} \right)^\alpha \left(\frac{\pi_i}{\Pi} \right)^\beta \quad (3.3)$$

なる模型についても算定を行い、 α や k の比較吟味に便ならしめた。その比較を第 3・3 表に掲げる。

この結果表を一見してまず感することは、全体として

第3・3表 階層別物価導入の効果(昭和33年)

| 模 型 | (3.1) | | (3.2) | | (3.3) | | | |
|--------|---|---|--|----------|-------|----------|---------|-----|
| | $\frac{e_i}{N \cdot p_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot P} \right)^\alpha$ | $\frac{e_i}{N \cdot \pi_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot \Pi} \right)^\alpha$ | $\frac{e_i}{N \cdot \pi_i} = k \left(\frac{E}{N \cdot \Pi} \right)^\alpha \left(\frac{\pi_i}{\Pi} \right)^\beta$ | α | k | α | β | k |
| パラメーター | | | | | | | | |
| 食 料 費 | 0.47 | 41.73 | 0.35 | 161.6 | 0.40 | 3.72 | 78.60 | |
| 住 居 費 | 1.24 | 0.01 | 1.38 | 0.003 | 0.87 | -3.62 | 0.36 | |
| 光 熱 費 | 0.71 | 0.57 | 0.71 | 0.600 | 0.70 | -0.53 | 0.65 | |
| 被 服 費 | 1.51 | 0.0015 | 1.69 | 0.0015 | 1.51 | -0.48 | 0.0015 | |
| 雜 費 | 1.49 | 0.004 | 1.46 | 0.005 | 1.49 | -1.45 | 0.0043 | |

は各模型の α と k が費目毎に予想したほどの大変化を示さないが、ただ階層物価差の最も激しかった住居費の α が、共通物価模型(3.1)では 1.24 であったのが階層物価模型(3.2)に変えただけ 1.38 に上昇し、更に相対価格要因の導入によって 0.87 に減少している点と、食料費の α が階層物価導入によっていずれの模型でも減少していることが注目され、しかもこの両費目の β は可成り大きな絶対値を示している。さきに第3・1表で示した住居費 α の年次による乱れは、あるいはこの π_i, Π の導入によって可成り揃ってくるのではないかとも考えられるが、各年次の算定が今のところ出来ないのが残念である。3 模型の比較吟味そのものはなお多くの詳細を残しているが、ここでは省略したい。

結局現在の資料段階では(3.1)模型風の分析だけが比較的長い期間にわたって利用できるし、またその安定結果を将来に延長する場合にも比較的好都合であると考えられる。つまり単純に共通物価による実質1人あたり支出額だけでの延長を利用するわけであるが、その場合問題になるのはシフト・パラメーター k の処理である。この k の中に階層間相対価格の要因を始め生活慣習の変化、世帯構成の変化などの諸要因が集約的に入り込んでくるので、出来るならばせめて(3.1)模型の線に沿うて他の諸要因を分離したい。この点をさらに突き進めたのが次節の分析である。

4 世帯人員構成と相対価格の効果

前節の分析の結果、各費目支出に関するエンゲル函数は時間的にかなり安定した経路をたどって成長していることが明らかになった。しかし、詳細に各時点のパラメーターを検討すれば、多少の変動が見出されることは否定出来ない。この節の目的は、これらの変動原因をより精密な方法を用いて解明しようとすることがある。

さて、(2.1)式で定義されたエンゲル函数を求めるために必要な資料は、支出階層別の各費目支出である。しかし、我国においては、支出階層別データの時間的系列を得ることは困難であるので、所得階層別データ内に示

された消費支出と費目支出の組合せで代用することにした。この種のデータは、1951年以降の各月において、勤労者世帯を対象としておこなわれる調査が集計されており、資料の豊富さという点では世界に類例をみない状況にある。しかし、これらの表では通常種々の家族構成の世帯が一括して集計されており、各時点標本における家族構成の相違が、エンゲル函数変動の1因をなしていることは否定出来ない。従って、分析を進めるに当っては、まず家族構成の費目支出への影響を分析してみる必要がある。2節で論じたごとく、家族構成の影響を正確に測定するためには、構成人員を性別、年令別に分割せねばならない。しかし、家計調査から得られる値は、平均世帯人員のみであるから、すべての世帯員を均等化して考える以外方法がない。かくて、分析は

$$e_i = K_1 E^\alpha N^\gamma \quad (4.1)$$

計測の問題に帰着する。さて、我国の家計調査では、各所得階層別に、 (e_i, E, N) の値が示されているから、3 パラメーター α, γ, K の推定は一応可能である。しかし、実際のデータでは、 E の増加率と N のそれとの間に高い相関が存在し、この結果統計的に安定した α, γ を推定することは出来ない。この困難をさけるために、通常の分析では、 E および e_i を1人当たりに換算して、

$$\frac{e_i}{N} = K_2 \left(\frac{Y}{N} \right)^\alpha \quad (4.2)$$

型のエンゲル函数を求めており、前節でもこの方式に従った。さて、(4.2)から求めた α の推定値が、近似的に(4.1)式よりの α と一致するための条件は、2節でのべたごとく(4.1)のパラメーター間に

$$\alpha + \gamma = 1 \quad (4.3)$$

が成立することである。従って、(4.2)式を用いる分析の信頼性は、(4.1)式の α, γ パラメーターの安定した推定値を得ることによって、チェックすることが出来るわけである。さて、このような推定値を得るためにには、所得(又は支出)階層と家族構成に関するクロス表が是非必要となる。この種の表の代表的な例として Prais & Houckhar²⁾の附表があるが、我国の家計調査においても

小規模ながら同種の資料が存在する。すなわち、同年報では昭30~32年の3年について、勤労者の月平均支出(3~4月又は3~5月)が所得階層、家族数別に再集計されている。ただこの表でとられている支出分類が品目分類であること、標本数が少ないとこと(1/3抽出)、対象が特定の月の平均で季節変動を含んでいること等の欠点はあるが、 γ の推定という立場からみれば同表の存在は極めて貴重である。第4・1表のA欄は、このデータを用いて推定された α 、 γ の値が示されている。この表より明らかのように、(4.3)式が近似的に成立するのは食料費のみであり、住居費、光熱費等はまったく同式を満さない。

以上の結論から、本節では(4.2)の方式は採用せず家

族人員の面でコントロールされたデータで分析を進めたことにした。幸いに、我国の家計調査では、1953年以降の資料について有業人員1人の4人世帯勤労者世帯月別収支を別集計している。この表より算出された α と、クロス表が存在したならば(4.1)で推定されたであろう α と一致するという保証はない。すなわち、第4・1表で示されたB欄の値は、4人世帯データより算出された値であり、C欄は、上述のデータから全世帯を一括して(4.2)式で推定された値であるが、この2者をA欄と比較しても必ずしもB欄の優位は結論出来ない。(ただし、住居費については、(4.2)の推定がかなりのバイアスを持っていることは注目される)。しかし、全世帯より(4.1)式で推定された α への近似値として4人世帯データが

第4・1表

| | 年 (昭和) | 標本数 | 食 料 費 | | 住 居 費 | | 光 熱 費 | | 被 服 費 | | 雑 費 | |
|---------------------|-----------|------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|
| | | | α | γ | α | γ | α | γ | α | γ | α | γ |
| A. 2人以上世帯 (4.1)式 | 30 | 889 | 0.575 (.028) | 0.304 (.031) | 1.046 (.111) | -0.734 (.118) | 0.668 (.058) | -0.027 (-.062) | 1.602 (.096) | -0.050 (.103) | 1.455 (.026) | -0.289 (.027) |
| | 32 | 1401 | 0.566 (.028) | 0.334 (.028) | 0.963 (.099) | -0.690 (.100) | 0.766 (.069) | 0.008 (.070) | 1.443 (.088) | -0.292 (.089) | 1.545 (.022) | -0.230 (.022) |
| α | | | | | | | | | | | | |
| B. 4人世帯 | 30 | 283 | 0.627 (.009) | 1.241 (.010) | 0.673 (.047) | 0.384 (.044) | 1.444 (.016) | | | | | |
| | 32 | 352 | 0.565 (.007) | 0.902 (.033) | 0.823 (.017) | 1.484 (.080) | 1.458 (.002) | | | | | |
| C. (4.2) 式 | 30 | 889 | 0.622 (.007) | 0.819 (.029) | 0.794 (.011) | 1.801 (.005) | 1.608 (.015) | | | | | |
| | 32 | 1401 | 0.514 (.004) | 0.615 (.053) | 0.663 (.004) | 1.585 (.090) | 1.646 (.024) | | | | | |

必ずしも有効でないという事実から、4人世帯よりの結論を否定的に見るのは誤りである。すなわち、現在の我が国の都市勤労者世帯においては、有業人員1人4人世帯は平均的地位をしめており、それより導かれる結論はそれ自体意味を持っている。更に、時間的にエンゲル函数を比較しようとする場合、有力な攪乱因子である N が特定値であるとはいえるコントロールされているという事実は、統計分析を進める意味で極めて重要な利点であるといえよう。

以上の準備の下で、エンゲル函数の計測に入ろう。使用されたデータは、「4人世帯現金収入階級別勤労者1ヶ月の収入と支出——有業人員1人——(1~11月平均)全都市」である。このデータでは N は一定であるから、 $K=K_14^T$ とおけば

$$e_t = KE^\alpha \quad (4.4)$$

となる。なお、 K の値は、以下の分析と対比させる意味で、 E, e_t を各々1950年基準消費者物価総平均指数 P 、同費目別指数 p_t でデフレートした形で示した。第4・2

表はこの結果を示している。しかし、第4・2表のパラメーターの値も前節同様かなりの変動をみせており、しかもこの変動から1つの規則性を見出すことは不可能である。この点から、第1、第3の変動要因を見出す必要がある。

先ず考えられる原因としては、相対価格の影響である。経済理論の知識をかりるまでもなく、各費目の所得弾性値が各費目間の相対価格に影響されていることは当然である。この分析では、相対価格の影響を近似的に(p_t/P)の形でとらえることにした。次に考えられるのは、生活慣習の趨勢的変化である。戦後、いちぢるしく変化した食生活の変化、1951年頃よりの電化ブームを中心とする耐久消費財の氾濫等は、否応なしに消費型の変化をもたらしていることは論を待たない。これらの考えにたって(4.4)式を変型すれば、

$$\frac{e_t}{p_t} = K_4 \left(\frac{E}{P} \right)^\alpha \left(\frac{p_t}{P} \right)^b (t)^\delta \quad (4.5)$$

$$(t=1, 2, 3, \dots)$$

となる。ここで e_t および E をデフレートしたのは、物価水準の変化による e_t および E の比例的なふくらみだ

2) S. J. Prais, and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, 1955.

第4・2表

| 年 | 標本数 | 食 料 費 | | 住 居 費 | | 光 熱 費 | | 被 服 費 | | 雜 費 | |
|------|------|-------|-----------------|------------------------|-----------------|-------|-----------------|-----------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|
| | | K | α | K | α | K | α | K | α | K | α |
| 昭和28 | 4166 | 33.0 | 0.555 (.001) | 5.98×10^{-3} | 1.191 (.024) | 0.387 | 0.791 (.004) | 1.42×10^{-3} | 1.489 (.004) | 3.72×10^{-3} | 1.453 (.002) |
| 29 | 4194 | 24.6 | 0.585 (.001) | 1.87×10^{-3} | 1.350 (.022) | 0.221 | 0.833 (.018) | 1.25×10^{-3} | 1.506 (.008) | 3.78×10^{-3} | 1.349 (.001) |
| 30 | 5329 | 23.9 | 0.596 (.002) | 3.76×10^{-3} | 1.274 (.007) | 1.267 | 0.654 (.013) | 2.64×10^{-3} | 1.417 (.003) | 4.94×10^{-3} | 1.414 (.002) |
| 31 | 5455 | 53.2 | 0.551 (.002) | 27.39×10^{-3} | 1.082 (.004) | 0.179 | 0.852 (.011) | 1.40×10^{-3} | 1.486 (.008) | 4.47×10^{-3} | 1.422 (.004) |
| 32 | 5339 | 28.7 | 0.573 (.001) | 20.05×10^{-3} | 1.108 (.008) | 0.382 | 0.773 (.003) | 0.74×10^{-3} | 1.549 (.004) | 4.53×10^{-3} | 1.392 (.001) |
| 33 | 5966 | 36.1 | 0.546 (.001) | 4.57×10^{-3} | 1.269 (.006) | 0.600 | 0.805 (.022) | 1.49×10^{-3} | 1.446 (.003) | 6.53×10^{-3} | 1.380 (.001) |

けを除去するためである。また、 t は 1953 年を 1 として、毎年に 1 づつ増加する変数であり、慣習の趨勢的变化を表わすのが目的である。

(4.4)式の推定は以下のようにしておこなわれた。各年(1953~58)の各所得階層におけるデフレートされた消費支出と費目への支出を、同時点の(p_i/P)と t の値と組合せて 1 つの標本と考える。(従って、各年毎に同一の(p_i/P), t の値をもつ標本が、階層数だけ存在することになる)このように定義した標本値を用いて、世帯加重の最小自乗法を適用すれば、 α, β, γ の推定値が得られる。この方法の利点は、(E/P)の変化率と(p_i/P), t のそれらと相関が 0 に近く、安定した α パラメーターの推定値が得られることである。次に β, δ の推定値の安定性は、(p_i/P)と t の変化率間の相関の度合に大きく依存している。この分析がとりあげた費目のうち、被服費については、2 者間に強い負相関が存在し、 β, γ の推定値を得ることが出来ないが、他の品目については、一応使用し得るパラメーターの推定値が得られる。第 4・3 表はこの

データ標準偏差を考慮すれば、パラメーターの値はほとんど無視出来る程度のものであり、従って住居費支出は相対価格の影響をほとんど受けていないものと考えられる。被服費の β はかなり大きな正值を示しているが、その原因として消費慣習の変化によるエンゲル函数の下方へのシフトが考えられる。既述のごとく、被服費では(p_i/P)と t の増加率間に強度の負相関が存在しているのであるから、エンゲル函数の下方へのシフトは、 β に正の効果として表わされる。このことから、被服費では生活慣習の変化より生じた需要の減少が存在し、その大きさは価格下落による需要増加の効果を相殺して余りあるものであったと解すべきであろう。

最後に δ の推定値についてみれば、住居費の値が相対的に大であることが注目される。これは、先に指摘した耐久消費財購入等の影響の端的な現われと解すべきであり、光熱費の上方シフトもこれと密接な関係が考えられる。また、食料費のゆるやかな上方へのシフトも、食生活の変化を表わすものとして注目される。これに反して、雑費のエンゲル函数はむしろ下向へのシフトを示しており、先の被服費と共に注目される。

5 国際動向と日本の位置

我国の消費成長の経路を国際的に位置づけようと試みる場合、まず考えられるのは各国の家計調査より算出したエンゲル函数を我国のそれと比較することである。しかし、既述の如く国際的にみる時、利用し得る家計調査資料が得られる国は極めてわずかな範囲に限定される。更に、エンゲル函数の国際比較においては各国における異った風習の影響が家族構成の効果として蓄積されていることが充分考えられる。従って、国際比較をおこなうに当っては少くとも(4.1)式による推計が必要であり、このためには所得 1 世帯人員のクロス表が存在せねばならない。この結果、分析に使用し得るデータの範囲は更

第4・3表

| | 食 料 費 | 住 居 費 | 光 熱 費 | 被 服 費 | 雜 費 |
|----------|--------------------|------------------------|--------------------|------------------------|------------------------|
| K | 26.09 | 1.159×10^{-3} | 0.3362 | 2.480×10^{-3} | 1.072×10^{-2} |
| α | 0.5655 (.0001) | 1.2577 (.0004) | 0.8022 (.0006) | 1.4484 (.0006) | 1.4024 (.0003) |
| β | -0.8808 (.0001) | 0.009 (.0031) | -1.2899 (.0014) | 1.1044 (.0013) | -3.9170 (.0017) |
| δ | 0.0123 (.0001) | 0.0942 (.0001) | 0.0443 (.0008) | * | -0.0347 (.0001) |

*印は推定不能

結果を示している。さて、同表中、各 α の値は極めて安定した値を示している。これらの値中、被服費、雑費の α が 1 より大なことは当然としても、住居費のそれがかなり大きな値を示していることは注目される。次に価格弹性値 β についてみれば、被服費、住居費のパラメーターが正であることが目を引く、後者については、パラメ

に減少せざるを得ない。次に、我国のエンゲル函数の動きを国際的なエンゲル函数の動きと対比するのが理想的であるが、エンゲル函数の時系列シフトが直接に把握出来るデータは存在しない。これに加えて、エンゲル函数の国際比較につきまとう問題は貨幣単位換算率をどのように定めるべきかということであり、ここに重大な難点が存在することを否定することは出来ない。

以上のように、家計支出構造の国際比較をおこなうためには多くの準備が必要となる。これらの基礎作業の第

1歩として注目されるものは、Houthakker の弾性値比較による研究である。(第 5・1 表註参照)この論文は、戦後各国でおこなわれた家計調査に戦前の調査を加えて収集し、エンゲル函数を使用して分析を進めている。第 5・1 表は、同論文のうち(4.1)式の α, γ が推定されているもののなかで、標本数が 500 以上であるような調査についての結果を転載したものである。この表より明らかのように、 α, γ とも各国間においてかなりの格差を示し、しかもその格差は所得水準の差との間に何らの関係も見

第 5・1 表

| 国名 (調査年) | 平均所得 (\$ in 1950) US | 食料費 | | 住居・光熱費 | | 被服費 | | 雑費 | |
|---------------------|----------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|
| | | α | γ | α | γ | α | γ | α | γ |
| オーストリア (1954/55) | 713 | 0.544 (.019) | 0.351 (.022) | 0.741 (.038) | -0.210 (.044) | 1.767 (.005) | -0.350 (.064) | 1.620 (.022) | -0.392 (.025) |
| カナダ (1947/48) | 2418 | 0.647 (.008) | 0.292 (.007) | 1.114 (.043) | -0.447 (.038) | 1.337 (.092) | -0.114 (.081) | 1.131 (.036) | -0.061 (.032) |
| フィンランド (1950/51) | 1320 | 0.621 (.026) | 0.272 (.019) | 0.802 (.077) | 0.008 (.056) | 1.622 (.063) | -0.310 (.048) | 1.445 (.048) | -0.367 (.036) |
| フランス (1951) | 1633 | 0.483 (.020) | 0.466 (.029) | 1.098 (.048) | -0.652 (.068) | 1.158 (.024) | 0.232 (.034) | 1.656 (.029) | -0.536 (.041) |
| ドイツ (1907) | 1700 | 0.537 (.018) | 0.261 (.015) | 0.913 (.026) | -0.154 (.022) | 1.498 (.045) | 0.061 (.038) | 1.604 (.046) | -0.358 (.039) |
| " (1928) | 1190 | 0.473 (.020) | 0.295 (.015) | 0.906 (.045) | 0.196 (.036) | 1.049 (.047) | 0.102 (.036) | 1.447 (.082) | 0.034 (.063) |
| アイルランド (1951/52) | 1327 | 0.597 (.019) | 0.323 (.024) | 0.705 (.021) | -0.221 (.026) | 1.177 (.307) | 0.009 (.382) | 1.478 (.025) | -0.219 (.032) |
| オランダ (1951) | 1123 | 0.502 (.022) | 0.291 (.014) | 0.613 (.036) | -0.001 (.023) | 1.088 (.045) | 0.001 (.029) | 1.406 (.041) | -0.200 (.026) |
| 英國 (1937/39) | 2280 | 0.519 (.027) | 0.330 (.032) | 0.477 (.023) | -0.045 (.027) | 1.096 (.057) | 0.139 (.067) | 1.640 (.027) | -0.358 (.032) |
| 米国 (1901) | 1502 | 0.712 (.004) | 0.158 (.002) | 0.839 (.016) | -0.111 (.010) | 1.435 (.019) | 0.016 (.012) | 1.561 (.045) | -0.241 (.028) |
| " (1950) | 3290 | 0.692 (.002) | 0.221 (.002) | 0.895 (.013) | -0.287 (.012) | 1.280 (.006) | 0.080 (.006) | 1.248 (.006) | -0.082 (.006) |

資料：H. S. Houthakker, "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law", *Econometrica*, 1957, p. 532~551.

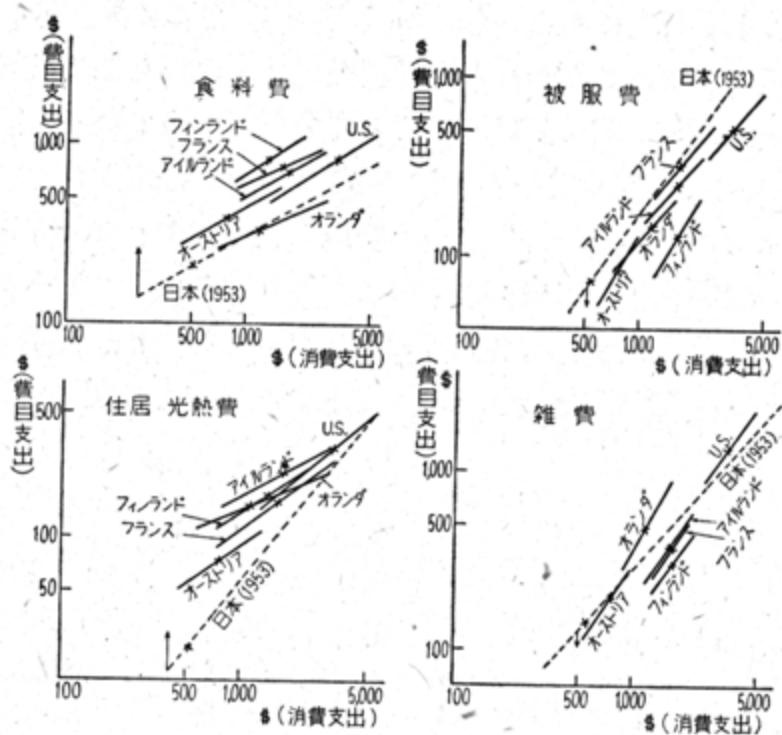
出せず、わずかに興味のもてるのは被服費の α が寒冷国ほど大きな値をもつ傾向が見出されるにすぎない。さて、各国の生活慣習の相違が α, γ の値に大きな影響を与えることは否定出来ないが、 α の変動に対する国際間の相対価格の影響はかなり大であると想定される。

これらの制約を考慮した上で、第 5・1 表の値を第 4・3 表の α と比較してみよう。食料費の値はほぼ国際的な値の中央に存在し特別の傾向は見出せない。次に住居・光熱費の α の弾性値の近似値を、住居費、光熱費のそれを平均支出の加重平均して求めれば 1.0570 となり、国際的にかなり高い値を持つことになる。また、被服費の α と気候に関する上述の仮説が認められるとすれば、気候条件を考慮して、第 4・3 表の α 値は国際的にやや高い値をとっているといえよう。これに対して、雑費はかなり低めの値をとっている。このうち特に注目されるのは、

住居・光熱費の値である。我国でこの費目の α が高いのは、主として住居費の影響と考えられるが、最近の我国における高中所得層の家具購入が盛んであることを考えればこの現象は一応納得出来る。

以上の問題はすべて貨幣単位と独立な比較であった。すなわち、 E と e_i を、横、縦軸に対数目もりでとれば、一定の N に対して(4.1)は直線となり、弾性値 α はその勾配を決定する。従って、今迄の問題は勾配の比較であったわけであるがエンゲル函数の比較には今 1 つの面、すなわちエンゲル函数の位置の高低に関する比較が追加されねばならない。しかし、この分析のためには、貨幣の換算率の問題を解決せねばならないので本節では極めてラフな接近法として公定レートによる換算をおこないその比較を試みた。第 5・1 図には、第 5・1 表のうち 1950 年以後の調査の結果が、4 人世帯に換算されたエン

第5・1図



ゲル函数の形でえがかれている。また、我国のエンゲル函数は1953年のものがえがかれているが、これは第4・3表で求められた係数と、同年の(p_i/P)とともに値を(4.4)に代入した結果得られた直線であり、附属している矢印は相対価格不变の時に生じるトレンドの移行方向を示している。この図から、極めて大たんな判断を下せば、公定レートよりみて食料費、住居・光熱費のエンゲル函数は低水準にあり、被服費、雑費はやや高水準にあるといえよう。勿論、この相違が消費構造の異なるためであるのか国際的な相対価格に起因するのかを解明することは容易でない。しかし、1つの興味ある事実は、国際的に低水準にある費目が上方へのシフトトレンドを持っていることと、やや高水準にある被服費・雑費が下向きトレンドを持っていることであり、この点は第1節の理論的立場からみて注目されよう。

さてここで視角を一転し、エンゲル係数の形での動向を探ってみよう。われわれのねらいがエンゲル函数の α を通じてエンゲル係数の動向を知り、これによって直接に消費パターンの変動過程を描こうとすることにあるのは第1節に述べたとおりである。殊に我国の消費パターンの現状が国際的に見てどの位置におかれており、今後所得水準の增高につれてどのような路線を描いて消費の成長が進むかを見るには、各費目別にエンゲル係数の動向を見るのが直接的であろう。

ところで、前節までの我が国データの分析によって結局相当な程度で安定的と見られるのは各費目の α であるが、 α が安定することはエンゲル係数と限界支出を示すエンゲル係数の比が安定することであるから、通常のエンゲル係数が所得水準、したがって消費支出水準の向上と共に変動する路線は α の安定そのものとは言うまでも

なく独立である。むしろその路線の姿を決めてくれるのは、安定した α の値そのものであって、(3.1)式から

$$\frac{e_i}{p_i} / \frac{E}{P} = k \left(\frac{E}{N \cdot P} \right)^{\alpha-1} \quad (5.1)$$

の形に直した $\alpha-1$ がそれである。

いま前節までのわが国の α 分析の結果を、例えば第3・1表にしたがって各年を通ずる平均的な α という形で要約し、それから $(\alpha-1)$ を作つてみれば第5・2表の

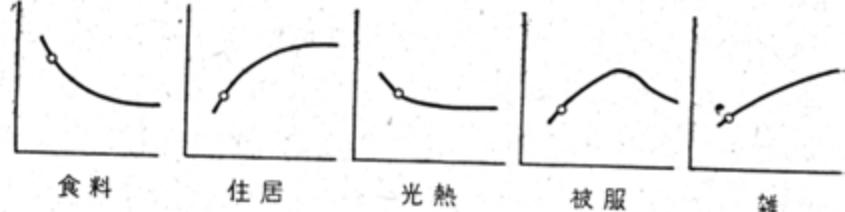
第5・2表

| 費目 | (α) | ($\alpha-1$) |
|-----|--------------|----------------|
| 食料費 | 0.48 | -0.52 |
| 住居費 | 1.11 | +0.11 |
| 光熱費 | 0.69 | -0.31 |
| 被服費 | 1.58 | +0.58 |
| 雑費 | 1.56 | +0.56 |

ようになる。 $\alpha-1$ の値がマイナスになる食料と光熱とはエンゲル係数が所得上昇と共に減少し、プラス費目では上昇すること言うまでもない。問題はこの上下変動とその程度とが国際的に

見てどの位置で行われているのかを明らかにしたいのであるが、それにはまず国際的に並べられたエンゲル係数の動向図が必要である。この動向図の構成は一応次のようにすれば面白いであろう。横軸に1人当たり個人消費支出総額を例えれば弗単位で目盛り、縦軸に費自支出割合(エンゲル係数)をとって、各国のエンゲル係数値をプロットする。弗への換算レート問題は重要であるがここでは特に触れない。この図の中に各国の点を数年に亘って描くとか、あるいは階層別に分解してとるとかの工夫があれば一層に興味を増すであろう。われわれはこれを21カ国の国民所得データ(1953年と1957年)から試みてみた。家計調査データはなかなかに揃わないからである。しかしここでは紙幅の関係上その全図を詳細に掲載することが出来ないので、その骨格的動向だけを模型的にとり出して次の第5・2図を構成した。図中の○点

第5・2図



はわが国的位置を示す。

もちろん第5・2図の原図は相当のちらばりを含んでいるが、その趨勢的動向は明瞭に上図のような費目毎の変動路線を示している。これを作製したデータは本文の最後に載せてある。個人消費支出の1人当たり金額を横軸にとることだけで、生活環境・生活慣習・生活様式などそれぞれ異なる各国のエンゲル係数の動向が果してそのまま1国の所得水準上昇に伴なうエンゲル係数の変動路線と考えうるか否かには、大きな疑問があるであろう。しかし第5・2図に示された我が国的位置がおか

れている各費目の傾斜は、上掲第5・2表に示された数値と見事に符合している点に、われわれは捨てがたい関係を認めたいのである。もちろん上述の符合を証明するためには第5・2図の変動路線を数式化しなければならないのであるが、現在はそこまで進む余裕がない。この数式化のためには各国の生活慣習・環境・様式などのうち計量化しうる要素を出来るかぎり採り入れて条件の同一化を考慮しなければならないからである。ここでは専らわが国の α および $\alpha-1$ の導出に重点をおいた分析に

止まり、これを国際的クロス・セクションに載せようとする意図とその可能性を指摘するだけに止めざるをえない。そしてこの結合(国内の時系列と国際的横断面との)を試みる際に重要問題化するのがシフト・パラメーター k である点は繰返し注意しておかねばならない。もしもこの結合が成功した暁には消費パターンの長期的変動路線を含めた消費成長の研究に貢献する重要な経験法則が得られるであろう。そこに期待される内容の一端は本文第1節の終りに描いておいた。

(1960年3月2日)

(上段1953年)
(下段1957年)

第5・3表 各国国民所得資料より算定した費目別1人当たり個人消費支出割合

| | (18) オーストラリヤ | (8) オーストラリヤ | (17) ベルギー | (20) カナダ | (5) セイロン | (13) デンマーク | (2) ドミニカ | (11) フィンランド | (19) フランス | (7) アイルランド | (6) イタリー |
|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| 飲食費 | 37.06 36.10 | 50.66 47.16 | 35.82 33.30 | 31.37 30.15 | 56.76 56.80 | 28.07 26.95 | 50.91 | 48.20 44.81 | 46.74 43.36 | 50.24 49.67 | 56.82 56.60 |
| 被服費 | 13.68 12.04 | 14.42 13.11 | 10.36 11.33 | 10.57 9.36 | 8.84 8.80 | 13.23 12.07 | 5.22 | 18.00 19.18 | 13.82 13.49 | 11.52 10.85 | 12.62 10.82 |
| 光熱費 | 2.07 2.20 | 4.93 4.50 | 4.68 5.13 | 3.23 3.55 | 1.99 2.00 | | 1.06 | 4.31 3.72 | 3.46 3.30 | 6.46 7.38 | 2.56 2.65 |
| 住居費 | 17.90 18.82 | 11.77 14.57 | 19.95 20.85 | 18.38 20.39 | 14.57 15.33 | 16.74 18.47 | 12.29 | 10.67 12.18 | 8.44 10.80 | 16.79 17.05 | 4.25 5.05 |
| 雑費 | 29.29 30.84 | 18.22 20.66 | 29.19 29.39 | 36.45 36.55 | 17.84 17.07 | 41.96 42.51 | 30.52 | 18.22 20.11 | 27.54 28.96 | 14.99 16.05 | 23.75 24.88 |
| 小計 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| | 722.75弗 887.35 | 291.48弗 415.00 | 710.39弗 850.59 | 1093.05弗 1258.28 | 94.56弗 94.79 | 588.46弗 713.39 | 153.49弗 | 535.35弗 598.17 | 694.63弗 923.98 | 390.81弗 447.42 | 282.78弗 345.74 |
| 控除項目 | — | — | 8.43 11.79 | 20.91 22.86 | — | — | — | 2.33 2.52 | 16.00 20.13 | 26.97 31.06 | — |
| 個人消費支出総額 (人口1人当り) | 722.74 887.36 | 291.48 415.00 | 701.98 839.03 | 1072.17 1235.42 | 94.55 94.79 | 588.47 713.38 | 134.25 153.48 | 533.06 595.56 | 678.62 903.85 | 363.84 416.36 | 282.41 345.76 |
| | (4) 日本 | (15) ルクセンブルグ | (10) オランダ | (12) ノルウェー | (1) パナマ | (3) ペルー | (16) スエーデン | (14) 英國 | (21) アメリカ | (9) 西独 | |
| 飲食費 | 55.79 50.76 | 42.28 42.75 | 41.26 39.18 | 37.40 37.12 | 44.91 | 45.83 45.78 | 39.57 37.55 | 49.04 45.64 | 30.42 28.86 | 48.56 48.00 | |
| 被服費 | 9.11 8.31 | 14.58 13.03 | 16.35 15.82 | 17.70 15.01 | 6.26 | 6.50 6.53 | 14.25 13.18 | 11.91 11.20 | 10.23 9.46 | 15.15 14.4 | |
| 光熱費 | 3.88 3.78 | | 5.39 5.20 | 2.69 3.60 | 1.70 | 1.58 1.57 | 4.50 5.04 | 4.18 4.24 | 3.28 3.51 | 4.00 4.4 | |
| 住居費 | 7.48 8.94 | | 12.55 15.78 | 13.20 14.59 | 18.30 | 24.06 24.03 | 14.57 15.14 | 16.16 15.33 | 19.37 19.67 | 15.59 15.9 | |
| 雑費 | 23.74 28.21 | 23.75 24.60 | 24.46 24.02 | 29.01 29.68 | 28.83 | 22.03 22.09 | 27.22 29.09 | 18.71 23.59 | 36.67 38.50 | 16.71 17.3 | |
| 小計 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | |
| | 134.76弗 176.97 | 659.87弗 832.56 | 372.96弗 501.38 | 551.91弗 670.16 | 257.92弗 | 107.19弗 116.49 | 676.12弗 842.73 | 593.82弗 778.26 | 1466.45弗 1638.89 | 371.57弗 — | |
| 控除項目 | 0.17 0.29 | 20.39 23.57 | 5.67 6.45 | 14.79 17.30 | 34.48 | 0.97 0.96 | 5.09 12.07 | 6.49 8.71 | 4.72 5.46 | — | |
| 個人消費支出総額 (人口1人当り) | 134.59 176.67 | 639.48 808.92 | 367.29 494.94 | 537.11 652.87 | 223.44 | 106.26 115.54 | 671.04 830.67 | 622.35 769.56 | 1461.75 1633.44 | 371.57 437.61 | |

資料: United Nations, Yearbook of National Accounts Statistics, 1958; I. L. O. Yearbook of Labour Statistics, 1957; 日本銀行『外国経済統計年報』1955。

註: 控除項目=外国定住者の支出-国内非定住者の支出-外国への贈与。

構成比は控除項目の内容が不明なので小計を100として算出した。

なお、国名の上に附した番号は人口1人当り消費総額の低い国から高い国へかけての順位を示す。

金額は米弗。小計の弗表示以下の欄はすべて金額。