

I

1 開 題

消費者物価指数を全階層の平均一本という形でなく、所得階層別に作成して、それぞれの階層ごとの物価変動状況を構造的に見なければ経済分析の要請に合わぬことは、つとに考えられていた。ことに最近のわが国のように、高度成長経済の下、所得分布の巾を拡大しながら所得増大のテンポを速めつつあるかに見えるとき、高・中・低の各所得層はそれぞれのテンポによる名目所得の増大に伴ない、それぞれ異なった消費パタンの変動を示しつつあると思われるので、階層別物価変動表示の必要は一層大となった。もちろん階層別に物価変動を表示するということは、必ずしも物価変動の様相が階層別に異なることを期待する立場からばかり言われるわけではなく、むしろ逆説的には、物価変動が階層別にさして問題にするほど相異なっていないことを示すためにこそ必要であるとする立場もあるものと思われる。

わが国でもこれまで消費者物価の変動を所得階層別に表示しようとする実証的試みは一つならずあった¹⁾。ただそうした試みの結果は、計算根拠の明確を欠く場合²⁾を除いて、ほとんどすべてが一様に、階層別表示をあえて行なわなくても全階層平均一本の表示でほぼ事足りると判断してよい程度のものしか示しえなかった。もちろんそこには多くの問題点が残されており、いまだ階層別表示の不必要を証明するほど強力な試算の努力は払われ

ていなかったと見なければならぬ。或るものは試算の時期に問題があり、その結果をもって一般的結論を下すのは早計のそしりを免がれないと思われるし³⁾、算式の上でも必ずしも工夫が充分に行われたとは言えない試算も含まれていた⁴⁾。けれどもそれらすべてに共通な設計努力は、所得階層別に消費支出金額によるウェイトを算定し、ウェイトを変えるという工夫だけによって階層別物価指数表示を行おうとしている点である。したがって、それらのどれにも価格系列を階層別に異なるものとして扱おうとする努力は見られず、すべて同一の価格系列に対して異なるウェイトだけを適用して階層別の物価変動を表示しようとしていたわけである。この点は後に充分検討される必要のある重要ポイントであって、少なくともこの点についての十分な設計上の考慮が払われた後でなければ、早々に階層別物価変動の無格差を結論することは出来ないはずである。今回統計部門がこの階層別指数の設計を取りあげた意図も、ほかならず、従来のもろもろの試算結果から何らか明確な判断を導くためには、少なくともこれこれの条件を設計にとり入れた上でなければならぬという諸点を考察するところにあるのであって、必ずしもわれわれ自らの設計による計算結果を算出提示しようとするものではない。

2 階層区切りと指数の縦・横

階層別消費者物価指数の設計問題に入る前に、まず2つのことを断っておかねばならない。1つは階層別と

3) 註1のCのケースがそれであって、昭和34年から35年へかけての物価・所得変動を階層別に見ても、それによって低所得層への相対的物価高を格別に結論することは出来ないし、むしろ低所得層の相対的所得増大の眼立った時期であったため、かえって低所得層の実質所得の増加率が他の所得層より大きかったという昨年度物価白書の結論を導いてしまったものと判断される。

4) ここでは本文指摘の算式的考慮不足とは逆に、これを考慮した上でなお算定結果は階層別の物価変動格差をさほど認めえない形に終わった例として、註1に示したAの場合を挙げておこう。東大グループの第1次試算結果は昭和33年度日本統計学会総会に発表されたが、その時には算式はラスパイレスを用いていた。その後算式の上でもバアシェに近い種類のものを工夫されて、比較時ウェイトの導入に努力されたが、その結果は上記の通りとなった模様である。この後の算定結果はいまだ公表されてない。

1) われわれの知りえた限りでいえば、戦後わが国で階層別消費者物価指数算定を試みたケースは次の4つであった。すなわちA. 東大グループ(竹内啓、越原昭子の諸氏)によるもの、B. 総理府統計局消費統計課による試算、C. 昭和35年度物価白書(企画庁)に含まれたもの、およびD. 東北大学の鈴木光男氏によるもの(『経済セミナー』昭和35年12月号所載「日本の消費格差と物価」)の4つである。

2) 前註最後に挙げたDの場合がこれであって、その経済理論的論旨の明確さにも拘らず、肝腎の階層別指数算定の計数的根拠が明かにされてない。ただその最終的結果によれば、低所得層(月額16,000~24,000円)と高所得層(64,000~72,000円)との指数格差は可成りに大きい。例えば昭和31年=100として昭和35年8月には低層の116.3に対し高層の108.3というように低所得階層への物価高が可成り急角度に現わされている。

いう表現の内容についてであり、2つは階層別物価格差の考え方についてである。

まず階層別という表現である。この場合は特に断わらずとも所得(または収入)階級別を意味するものと考えたいのであるが、この所得階級別の考え方最近では2種ある点に注意する必要がある。この場合いずれも所得とは家計調査上の実収入をさしているが、この実収入の金額的大きさを直接階級分けの基準にする場合が第1、これに反して金額的大きさを直接の基準にせず、ただ全世帯をこの実収入の大きさの順に並べた上で世帯数を等分に含むようなグループを幾つか切つてゆく場合が第2である。第1の場合は昔から家計調査の集計上普通に用いられていた形であつて、例えば4,000円未満に始まり4,000円以上8,000円未満、8,000円以上1万2,000円未満……というように所得金額階級を適宜に切つてゆく形であるが、消費者物価指数を階層別に作成するための所得金額階級としては、もっと刻みを荒くし、全世帯を少くとも低所得層・中所得層・高所得層の3つほどに区切るような階層分けを工夫するのが望ましい。(前節註1中のAの場合には家計調査通りの金額階級別を採用して算定を進めておられるが、階層数が10以上に増している割に案外に効果が薄いのも当然である。)

第2の種類はいわゆる5分位階級別の工夫に関連する。これは戦後わが国で比較的最近の時期に創設された家計調査上の階層別扱いの工夫であつて、全世帯を実収入金額の順序にしたがって5等分したものであるため、その各分位の切れ目は上述の金額階級の場合のように明確に一定せず、その時の実収入分布の状況如何によって浮動するものとなるのは已むをえない。このため屢々5分位階級の扱いは金額階級の扱いと同一視されてはならず、さらに進んでは本来階層別の目的に沿わないものとさえ判断される嫌いがあるようである。いかにも5分位の扱いは金額階級のそれと同じものを表してはいないし、各5分位相互間の切れ目の浮動することも否定できない事実である。しかしながら5分位階級の考え方にはおのずから従来の金額階級のそれとは別な特徴があり、その特徴のゆえに筆者はやはり階層別の工夫の新たなる1種としてこの5分位を考えたいのである。すなわちその特徴とは、それぞれの時期の社会における全世帯のうち実収入最低グループとしての第1・5分位階級、その上のグループとしての第2・5分位階級、……そして最高グループとしての第5・5分位階級という各分位階級に含まれる世帯は相対的な見地から常に存在し、それぞれの相対的位置を保持したまま各分位所属世帯の平均値の姿で伸びを比較することが出来るという点である。ひと或る

いはこの相対的位置の不安定性を各分位に所属する個別世帯の不安定性に見出して、5分位の扱いになじめない向きもあろう。けれども或る特定の世帯が時にある5分位に属し時に別な分位に属することになるという事実は、その世帯自身の所得変動によってか、あるいは他の世帯の所得変動による影響として所得の相対的順位が変るために生ずるわけであつて、このうち相対的所得変動と見られるケースに対して自分の所得が変らぬのに所属5分位が変つてしまうのが可笑しいとされるのであろう。ただ相対的順位の上で階級分けをする立場が5分位の扱い方の特徴であると踏みきれば、この点は問題にならないはずである。

5分位階級の扱いは、特に最近の日本経済のような所得増大が全体的に急ピッチに進むかに見られる時期には、従来の金額階級の扱い方よりも合理的である。すなわちそれぞれの階層の所得増大ピッチは必ずしも同一ではないにしても(むしろ所得分布の中は広がる形になるとしても)、各階層内の各世帯が可成り急速に所得を増してゆくとすると、金額階級の扱いでは各階層所属の世帯は常に上の階層へ向つて移動しつづけることとなり、金額階級そのものは例えば2万円~2万5,000円という一定の枠を示していても、これに所属する具体的世帯は時と共に變つてゆく結果となり、恰も5分位扱いの欠点と思われた危惧が今やそのまま金額階級扱いの不安定性となつてはね返つた観を見せるのである。これに反して5分位階級の扱い方にしたとせば、今のような場合、各分位間の切れ目は絶えず大きな金額の方に移動するとしても、各分位階級に含まれる具体的世帯は案外に變らないという安定感を示すこととならう。

以上のような吟味によって、われわれはここに同じく階層別の扱いの中に、金額階級と分位階級の2つがそれぞれの特徴をもって含まれるものと見たいのであるが、次に同じく分位の考え方の中で何故5分位を問題にしたか、そして低・中・高の3段分割の考え方と5分位とがどう結びつくのかを確かめておきたい。5分位を採つた意味は恐らく、消極的には高・中・低の各層の世帯数が必ずしも相互に等しくなる保証はないため、3分位をとりえなかつたからであらうし、積極的には実行可能の限度での5分位を一応採つておいて、その時々の方勢によって、或いは下の2分位を合して低所得層の表現とし、第5・5分位だけを高所得層とみることも出来ようし、或いは低所得層には第1・5分位だけを見合せ、高所得層として第4および第5の両5分位を考えるという工夫も出来るからであらう。理想的には分位の数を20にも30にも増しておいて必要に応じて合併する方式が、よい

のであるが、実行可能の実際論からいって分位の数は出来るだけ減らした方がよいと考えられるため、5分位という妥協点が生れたものと推測される。

次に物価変動を階層別に表示することの意味についてであるが、これには形式的にいてまた2つの立場が分けられる。1つは各階層毎の物価変動を時間の順序にしたがって追ってゆく形であり、通常これは或る時期を基準時として指数の形でその後の変化を問うてゆく。いわば縦の変動を階層別に問題にする立場といえよう。この縦の立場によれば基準時における各階層の指数はいずれも100であらわされ、ただその後のそれぞれの変化だけが異なる指数値として表示される可能性がある。通常われわれが統計的に消費者物価の変動を構造的に見るといふのは正にこの縦の立場をさしているわけである。

しかるに「縦」の立場だけによつたのでは、出発点において各階層ひとしく100と表示されている横の物価差の問題を全く見落してしまうことになり易い。そこに第2の「横」の立場の存在理由がある。横の立場によれば或る階層（例えば平均世帯を含む階層）に対する物価を100として、同じ時期における他の階層に対する物価を指数で表示する形となるから、恰も地域差物価指数が通常物価指数に対する関係に等しい。したがって「横」の「階層差指数」を時系列の各時点ごとに作成してみた場合、もしも縦の「階層別指数」が互いにへだたりを示さないで進行するならば、いつでも横の「階層差指数」は同じ値の繰返しを見せるだけであろうし、逆にもしも横の「階層差指数」がいつも同じ数値の繰返しを示す状況ならば、その時は縦の「階層別指数」は各階層とも平行した進みを示すだけとなろう。しかるに現実には、横の階層差が絶えず変動するから縦の階層別が平行に進みえない関係にあり（これは逆に言ってもよい）、この横縦のからみ合いがどちらの立場の指数にも同じ1つの現実的変動として表示されてくるはずである。それゆえわれわれは縦の立場によっていわゆる階層別の物価変動をたづねようとする時にも、当然横の立場による階層差の変化をも同時に問題にしているわけであって、唯、出発点における横の階層差の度合だけが直接には問われないでいるだけである。この意味では、階層別指数の設計を考える場合には、基準時点における横の階層差をあらかじめ明確にしておく必要があると共に、出来るならば横の階層差の最も少い時期を縦の指数の基準時に選ぶべきであろうし、少なくとも横の階層差を数値的に明確になしうる時期を基準にする用意はなければならない。このような基準時における横の関係を考慮しないで直ちに縦の階層別指数を進行させた場合には、その階層別指数値に生

じた喰いちがいは実は覆われた基準時の横の関係をそれだけ修正強化または緩和するものとして解釈しなければならぬのであって、例えば縦の指数の上で各階層にさしたる差を示さないからといって、直ちに階層間に物価差なしとはゆめ結論できぬところである。基準時期において仮りに低所得層に物価差が高く出ている場合、その後の階層別物価指数の無格差が示してくれるものは、単にその後の横の関係が基準時と変わらないということだけであって、基準時に示された横の格差がその後解消したなどということでは決してない。

ところでわれわれの今の直接課題は、全階層平均一本で発表されている消費者物価指数の系列を所得階層別の数系列に分解することであるが、このいわゆる縦の問題解決のための重要なアクセサリとして今や横の階層差問題を少なくとも基準時の段階において処理しなければならないこととなったのである。

以上の縦横問題の関係を記号的に明示すれば次のようになるであろう。いま基準時の平均所得世帯に対応する消費財価格を p_0 、その購入量を q_0 、また同じく基準時における任意の所得階層に対応する価格を p_{0e} 、その購入量を q_{0e} 、さらに比較時におけるこれらの価格・数量をそれぞれ p_1, q_1, p_{1e}, q_{1e} とすれば、通常平均的消費者物価指数の1時点における形は(ラスパイレス算式によって)

$$I_{01} = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}$$

であるに対し、任意所得階層に分割された縦の指数は(同じくラス形式で)

$$I_{01 \cdot e} = \frac{\sum p_{1e} q_{0e}}{\sum p_{0e} q_{0e}}$$

となり、さらに基準時における横の指数を平均所得世帯基準で任意所得階層に対し構成すれば、まずラス形式では、

$$I_{0e} = \frac{\sum p_{0e} q_0}{\sum p_0 q_0}$$

同じくバアシェ形式では

$$I_{0e} = \frac{\sum p_{0e} q_{0e}}{\sum p_0 q_{0e}}$$

となるわけであるが、われわれの最終目標は単に縦の指数間の比較、すなわち I_{01} と I_{01e} との比較にあるのではなく、基準における横の関係を渡って修正した $I'_{01e} = I_{01e} \cdot I_{0e}$ と平均指数 I_{01} との比較にあるということである。ここに I'_{01e} の内容は横の指数 I_{0e} がラスであるかバアシェであるかによって(この場合、縦の指数は慣行にしたがって一応ラス形式のままとして考える)、次のように解釈される。

$$I_{01 \cdot e}^{(L)} \cdot I_{0e} = \frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_{0e} \cdot q_{0e}} \cdot \frac{\sum p_{0e} q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum \left(p_{0e} \frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_{0e} \cdot q_{0e}} \right) \cdot q_0}{\sum p_0 q_0}$$

$$= \frac{\sum p_{1e}' \cdot q_0}{\sum p_0 q_0} \dots\dots\dots (a)$$

$$\text{または} = \frac{\sum p_{1e} q_{0e}}{\sum \left(p_{0e} \frac{\sum p_0 q_0}{\sum p_{0e} q_0} \right) \cdot q_{0e}} = \frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_0' \cdot q_{0e}} \dots\dots (b)$$

$$I_{01 \cdot e}^{(p)} \cdot I_{0e} = \frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_{0e} \cdot q_{0e}} \cdot \frac{\sum p_{0e} q_{0e}}{\sum p_0 q_{0e}} = \frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_0 q_{0e}} \dots\dots\dots (c)$$

すなわち横ラスの場合に(a)式の形に転換すれば、 q_0 をウェイトとして p_0 から p_{1e}' (つまり $I_{01 \cdot e}$ を媒介として p_{0e} を修正算定した p_{1e}) への変化を測ったラス形式の物価指数と解され、これを通常の I_{01} すなわち q_0 をウェイトとして p_0 から p_1 を測ったものと比較することとなるであろうし、同じく横ラスの場合に(b)式の形に転換すれば、 q_{0e} をウェイトとして p_0' (つまり $I_{0e}^{(L)}$ の逆数を媒介に p_{0e} を修正算定した p_0) から p_{1e} への変化を測った指数と解され、 I_{01} との比較においてはウェイトの点で相異が生じてくる。以上の横ラスの場合は(a)にせよ(b)にせよいずれも p_0 から p_{1e} への価格変化を直接形では追及出来ず、 p_0 か p_{1e} のいずれかを推定値 p_0' 、 p_{1e}' の形で代用している。これに対し、横の指数をバアシェで構成した場合には(c)式の示すとおり p_0 から p_{1e} への変化をそのままの形で追及することとなる。ただ(c)の場合のウェイトは q_{0e} すなわち基準時における任意所得階層の購入数量となっているから、(b)の場合と容易に比べることが出来る。

ところで横の関係を省略して縦だけの階層分割を考えた場合には ($I_{01e} \cdot I_{0e}$) の代わりに、 I_{0e} を抜いた I_{01e} だけで考えるわけであるから、内容的には $\frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_0 \cdot q_{0e}}$ の代わりに $\frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_{0e} \cdot q_{0e}}$ を考えること、すなわち p_0 から p_{1e} の総合変化の代わりに p_{0e} から p_{1e} への部分変化を追うに止まることとなる。 p_0 から p_{0e} への部分変化、すなわち横の階層差が常に伏せられているわけである。

以上の記号的理解によって明らかになったように、横の関係を現わす階層差指数の構成は平均所得世帯(または平均階層)に対する価格 p と任意所得階層に対する価格 p_e とがひらいているとき、言い換えれば一般に階層による価格差が存在するときにはじめて有効に行われ、階層ごとの購入数量差乃至支出金額差は算式によっては必ずしも必要とならない。これに反して縦の関係を分割する階層別指数の構成には、本来階層ごとの価格系列 p_{0e} 、 p_{1e} のほか階層ごとの数量ウェイト q_{0e} または q_{1e} あるいは金額ウェイト $p_{0e}q_{0e}$ または $p_{1e}q_{1e}$ が必要とされる。この場合ウェイトの差の方は消費パタンの差異を反映して階層別消費者物価問題の中心におかれる要因であ

る。時にはこのウェイト構造の階層差だけを利用し、価格系列には階層差を問題とせず同一価格系列を全階層に共通に適用して階層別指数を形成する試みすら許されるほどである。前節のはじめに引用したわが国既往の試作例は、いずれもこの特例に属するものであって、この場合には横の関係がないだけでなく、 p_{0e} 、 p_{1e} の系列がすべて p_0 、 p_1 の系列に統一されるから、

$$I_{01 \cdot e}^{(L)} = \frac{\sum p_1 q_{0e}}{\sum p_0 q_{0e}}$$

を上述の $I_{01 \cdot e} = \sum p_{1e} q_{0e} / \sum p_{0e} q_{0e}$ の代用とすることになる。それだけでなく、横の関係は一切考慮しないのであるがさきの(c)式の場合と比較すると、 $\frac{\sum p_{1e} \cdot q_{0e}}{\sum p_0 \cdot q_{0e}}$ の代り

に $\frac{\sum p_1 \cdot q_{0e}}{\sum p_0 \cdot q_{0e}}$ を使うことに帰着してしまう。

そこで問題は階層別消費支出の現実の中に全階層平均による p と階層別 p_e とが存在するか否か、一般的には個別価格に階層差が実在するか否かの認識にかかってくるのであるが、これこそは今回の階層別消費者物価指数の設計問題を考えるに当たっての中心問題であるので、後段に改めて詳説したい。

3 試算による動向解説

階層別指数設計上の問題点をたずねるに当たって、問題視野を具体的にするために、1つの具体的試算結果を掲げ、これを通じて問題を絞ってゆく態度をとりたいと思う。その試算例として第1節(註1)に列挙した4例のうちB例すなわち、総理府統計局のCPI担当課みずから試みた結果を採りあげたい。⁵⁾ この設計上のポイントは表の備考に明らかな通りであるが、この数字結果の公表については飽くまで仮りの試算である建前から、統計局自身としてはまだ未発表のものであり、研究上の便宜という意味で特に利用を許されたものである点を附記しておかねばならない。次に昭和34年および35年の年平均だけについてその試算結果を借掲する。

さて上表の数字が物語る階層別物価動向そのものは設計問題それ自身ではないが、設計上の重要問題点の現実的背景となる意味において一応ここでその主要な情報だけを点検しておこう。

5) 総理府統計局消費統計課では、ここに示した設計による試算のほか、昭和34年7月および8月だけについての5分位階層別指数を試算したことがあるが、これも正式には発表されなかった。ただ、その試算結果の読みとしては、今回の場合と大体において同一であり、階層別に見た総合指数値には目立つほどの格差はなく、僅かに費目別に見たものについて若干の格差が読みとれる程度のものであった。

5 分位階級別消費者物価指数(全都市勤労世帯)
(総理府統計局消費統計課試算)

(昭和34年)	平均	第 I 分位	第 II 分位	第 III 分位	第 IV 分位	第 V 分位
総合	105.5	105.7	105.9	105.5	105.4	105.3
食料	102.7	102.3	102.6	102.7	102.7	103.1
穀類	102.0	100.8	101.8	102.1	102.0	103.0
その他	103.1	103.3	103.1	103.1	103.0	103.1
魚介	109.2	109.2	109.3	109.2	109.0	109.3
肉類	104.0	104.3	104.2	104.0	103.9	103.7
乳卵	98.7	98.7	98.7	98.7	98.6	98.6
野菜	118.6	117.7	117.7	118.3	118.6	119.5
乾物	126.8	125.3	126.3	127.1	127.1	127.8
加工食品	100.8	100.1	100.5	100.6	100.9	101.4
調味料	96.4	96.9	96.6	96.6	96.4	95.9
菓子果物	94.4	94.4	94.3	94.4	94.3	94.6
酒類	97.4	97.2	97.3	97.4	97.4	97.6
飲料	99.1	98.8	99.1	99.2	99.1	99.2
住居	121.9	131.2	129.9	124.8	120.6	114.8
家賃地代	152.9	152.8	152.8	152.8	152.9	153.2
住宅修繕	106.3	106.7	107.4	107.2	106.3	105.5
水道料	117.4	117.4	117.4	117.4	117.4	117.4
家具什器	101.8	102.5	102.8	103.5	102.2	100.8
光熱	104.5	105.0	104.5	104.3	104.4	104.4
被服	96.0	96.3	96.1	96.2	95.8	95.8
雑費	110.4	109.9	109.8	110.2	110.6	110.8
保健衛生	110.7	111.1	110.3	110.6	110.7	110.7
交通通信	110.0	110.6	110.6	110.3	110.2	109.2
教育	118.2	115.7	113.5	115.7	118.6	120.6
文房具	97.9	97.5	98.0	98.0	97.8	98.0
娯楽	110.8	111.9	112.0	111.3	110.5	109.7
たばこ	99.4	99.7	99.6	99.5	99.3	99.0

(昭和35年)	平均	I	II	III	IV	V
総合	109.3	109.5	109.8	109.4	109.2	109.0
食料	107.1	106.2	106.8	107.0	107.1	107.9
穀類	102.0	100.6	101.8	102.1	101.9	103.2
その他	109.9	110.0	109.8	109.7	109.8	110.0
魚介	120.2	119.2	119.7	120.2	119.9	121.1
肉類	121.1	121.5	121.2	121.2	121.1	120.8
乳卵	100.1	100.1	100.1	100.1	100.1	100.0
野菜	133.3	131.6	132.1	132.8	133.3	134.7
乾物	134.5	133.3	133.8	134.7	134.9	135.2
加工食品	105.4	104.8	105.4	105.1	105.6	105.8
調味料	98.7	99.3	98.9	98.7	98.7	98.2
菓子果物	97.6	97.5	97.2	97.3	97.5	98.0
酒類	97.7	97.5	97.6	97.7	97.8	97.9
飲料	99.3	99.0	99.2	99.4	99.2	99.4
住居	129.1	140.5	139.2	132.9	127.5	120.3
家賃地代	167.8	167.4	167.4	167.8	167.7	168.2
住宅修繕	114.0	113.4	115.4	114.6	113.5	113.8
水道料	120.0	120.0	120.0	120.0	120.0	120.0
家具什器	102.9	104.0	104.5	105.5	103.4	101.2
光熱	110.0	110.9	110.1	109.9	109.9	109.6
被服	97.9	98.2	98.1	98.0	97.8	97.8
雑費	112.8	112.0	111.9	112.5	113.1	113.4
保健衛生	111.0	111.7	110.8	111.0	111.1	110.9
交通通信	110.0	110.6	110.6	110.4	110.3	109.3

教育	124.9	121.6	118.8	121.7	125.4	127.8
文房具	97.8	97.3	97.9	97.8	97.6	97.9
娯楽	115.0	116.6	116.7	115.7	114.6	113.5
たばこ	99.4	99.7	99.6	99.5	99.3	99.0

- 備考: 1. 昭和30年平均=100.
 2. 価格資料はCPIの品目別価格指数を利用(12ヶ月単純算術平均). したがって全階層共通.
 3. ウェイトは昭和31年平均の勤労世帯家計支出により平均および5分位階層ごとに品目別に算定.
 4. 算式は加重算術平均相対法.

(1) 両年とも総合指数においては目立つほどの階層差はなく、僅かにポイント以上の変化ながら低層に高く高層に低い傾斜を示し、就中第II分位が両年ともピークを示している点は注目される。これは主として特に騰貴率の大きい住居費合計のウェイトが第II分位階層において高かったためと見られる。参考までに5大費目(食料費だけは穀類およびその他食料計に分けて)だけについてのウェイト表を掲げておく。このウェイトは上表備考3にあるとおり勤労世帯につき品目別支出金額から算定したものであるから家計調査年報に発表されている5分位階級別勤労世帯家計支出表から算出した比率とは少しく異なっている。その主たる喰違いは2点ある。1つは前者が品目分類によっているのに対し、後者は用途分類によって消費支出を分けている点であり、2つには構成比算定の分母となる消費支出総額の相違に関連する。すなわち後者では家計調査における消費支出総額のままであるのに対し、前者の場合は雑費中の「仕送金」の全部と「公課負担その他」の一部が落とされている。そのため用途分類による通常の消費支出ウェイトと比べて、ここでの特殊ウェイトは雑費以外の費目については僅かに大き目に、雑費計については逆に若干小さ目に出る。

試算に用いられたウェイト表
(総理府統計局試算)

平均	I	II	III	IV	V	家計調査に現れた費目構成比(勤労世帯平均)	
食料	.463	.544	.515	.491	.454	.397	.429
穀	.161	.217	.191	.173	.156	.123	.148
他	.302	.327	.324	.318	.298	.274	.281
住居	.078	.076	.078	.073	.076	.081	.072
光熱	.051	.058	.052	.052	.051	.046	.048
被服	.136	.102	.110	.124	.137	.165	.126
雑費	.274	.220	.244	.260	.282	.310	.324

- 備考: 1. 昭和31年平均。 } したがってCPIウェイトとも異なる。
 2. 勤労世帯のみ。

(2) 総合では大した傾斜を示さないが、費目別に見ると可成りに傾斜がみられ、IからVにかけて上昇するもの(食料・雑費)と、IからVにかけて下降するもの(住居・光熱・被服)とが分かれるため、総合では相殺されて傾斜が殆どなくなるわけである。

(3) 高所得層ほど高くなる(右上り)費目のうち、食

料費では穀類(パンを含む)の右上りが目立つほか、野菜・乾物・加工食品・酒類などが右上り、これを相殺する右下り項目としては肉類・調味料などがあり、魚介・果物・飲料などは階層間に格差が見られない。

(4) 同じく右上り費目のうち、雑費の内容をみると右上り項目としては教育費だけで、他はすべて右下りまたは横這い項目であるのに、その教育費のウェイトが再び急傾斜の右上りを示すため、ほとんどこれだけの影響で雑費関係物価全体が右上り傾斜を示すと見てよい。その右上り傾斜が案外に少いのは、雑費中各階層とも最大のウェイトを示す修養娯楽費が物価において右下り、ウェイトにおいて教育費に近い右上り傾向を示すため教育費との相殺が行われるからである。参考までに雑費中に占める教育費と修養娯楽費のウェイトを掲げれば次のとおりである。

雑費内部ウェイト表 (雑費総合 1.000)

	平均	I	II	III	IV	V	V/I
教育費	.130	.090	.101	.118	.142	.155	1.72倍
修養娯楽費	.334	.283	.306	.325	.336	.370	1.32倍

(総理府統計局試算結果より算出)

(5) 低所得層ほど物価高を示す(右下り)費目のうち、最も激しい右下り傾斜を示すものは住居費である。その住居費の内訳をたづねると、騰貴率の最も高い家賃・地代項目(平均指数で152.9を示す)が物価指数としては各階層に殆ど差がなく、僅かに右上りの傾向を見せるにすぎないのであるが、住居費内部で占めるウェイトの点で激しい右下り傾斜を示すため、ほとんどこれだけの原因で住居費全体の右下り傾斜が生れていると見てよい。問題の耐久消費財を含む家具什器の項目では、物価指数としては中高の変化を示すが、ウェイトの上では家賃地代と逆に急激な右上り傾斜を示しているため、住居費総合に対してはI, II分位を低める作用をもつはずであるが、これを圧倒して家賃地代の(騰貴率×ウェイト)の影響が勝ったわけであろう。参考までに住居費内部での家賃地代および家具什器のウェイト表を掲げれば次のとおりである。

住居費内部ウェイト表 (住居費=1.000)

	平均	I	II	III	IV	V	$\frac{I}{V}$	$\frac{V}{I}$
家賃・地代	.359	.534	.499	.400	.329	.236	2.26倍	—
家具・什器	.405	.258	.292	.382	.418	.515	—	2.00倍

(総理府統計局試算結果より算出)

(6) 光熱費については特に取立てて言うこともない。また被服費については、これが唯一の値下がり費目となっているが、階層別物価指数の上で微少な右下り傾向を見せているところを、ウェイトの上で可成りな右上

り傾斜があるため、高所得層ほど総合指数を低める要因となっている点が見逃がせない。

以上の諸情報が試算結果表の上から直接に読みとれる主なことがらである。この試算はいわゆる消費者物価指数と異なり、勤労および一般を含む全世帯に対するものでなく、単に勤労世帯だけを対象として作成された。それは5分位階級の分割が技術的に可能なのが勤労世帯だけであるという理由に基づくものである。けれども以上に点検した結果数字の物語る階層別物価の諸情報は、最近におけるわが国消費生活の動向を、その特徴的傾向において可成りよく説明しており、右下り乃至右上りの階層間傾斜の性質そのものについてはわれわれの良識と矛盾しない。ただ全体として数値の動く巾に少しく弱い陰がある。あるいはこれが真実なのかも知れない。現実のあり方として、やはり総合物価についてはあまり大きな階層較差が生じていない(否、正確には基準時である昭和30年当時に存在した以上にあまり大きな階層較差の変化が生じていない)のかも知れない。唯、費目構造の上でだけ可成りの階層差が、増大してはいるが費目間の相殺が行われる関係から結局階層間傾斜の変化を総合指数に残さないのかも知れない。これに近い結論は、この総理府統計局試算のほか計算根拠の明確な限りでの他の試算からも得られることを思うとき、今後どれだけの設計改善を企てても、大筋の帰結は恐らくこの総理府試算の示すところからさして離れるものとはならないように思われる。しかしながら今一応残された問題点を洗い出して、それらを充分考慮した上でもなお基本的結論に相異を生じなかったという段取りに運びたいのが、第1節でも宣言したわれわれの意図である。

残された問題点は大小とりまぜれば可成り多く数えあげること出来よう。けれども上に吟味した試算結果を通じて、最も大きくわれわれに感得される問題点は次の3つに絞られるように考えられる。すなわち(第1)には階層別の消費パターンがウェイト体系の相異となつてあらわれているが、このウェイト体系の階層差がどのように総合指数に響いてくるのか、言い換えれば階層別物価指数の理論的からくりを明らかにする点である。われわれはこの吟味によって、今後どのようなウェイト体系の変化が現れた時、(もちろん相対価格の変動がこれに絡んで)総合指数の階層別格差が大きく開く方向をとるか、あるいは格差を縮める因子となるかを引き出すことが出来るはずである。よってこの問題点を消費パターンの問題と略称しよう。(第2)は価格系列の問題である。これは実は第1の消費パターン問題を裏返したような問

題点であるが、階層別に異なる消費パターンを予定しながら価格系列はすべての階層に共通させて試算の設計が行われている。果して価格系列は階層ごとに相異したものを使わないでよいものかどうか。この点は第2節で述べたように縦横指数のいずれにとっても重要である。

(第3)には指数算式の問題がある。果して多くの試算で利用しているようにラスパイレシステム算式だけでよいのであろうか。縦の階層別指数と横の階層差指数との関係をめぐっては、すでに第2節で一応の算式的考察を開始したが、問題を縦の指数だけに限っても、なお残された算式的吟味点があるはずである。あるいは基準時選定の点までここに含めて考えるのが好都合かも知れない。

4 消費パターンと階層

まず階層別消費パターンの格差問題から始めよう。消費パターンに差異を生ずる主たる原因を所得(実収入)の差とみて所得階層別消費パターンの格差を論ずる以上、実は1つの所得階層の内部にあっても所得分布の存在に対応して消費パターンの差異がほぼ連続して見られるものと想定するのが正しい。ただこの階層内格差は必ずや階層間格差ほど大きなものでないために、通常は階層内格差を不問に附し、階層間格差だけを問うて階層別指数を設計しているにすぎない。

消費パターンを所得の函数とみて、階層別消費者物価指数を演繹的に導くことを試みたのがアレン・パウレイであった。⁶⁾ アレンたちの試みには勿論少からず要批判点が含まれてはいるが、しかしこの種の理論的設計としては殆ど唯一のものとして見てよいのと、さらにわれわれが消費パターンまたはウェイト体系の問題として考えているねらいの一面をアレンたちの理論的設計が解決してくれる可能性もあり、場合によっては面倒な調査や困難な集計を回避して極めて手ぎれいに階層別指数を作り出す簡便法ともなりうる意味で、ここにアレンたちの構想を要約しておきたい。

アレンたちの構想は、任意の消費支出世帯の生計費指数を縦糸にし、項目別エンゲル函数を横糸にして、平均支出世帯の生計費指数(平均指数)と任意支出世帯の生計費指数(いわば階層別指数)との格差関係を織り出そうとするところにある。

最初に生計費指数の定義式を平均(支出)世帯および任意支出世帯の双方に対してそれぞれ

$$I = 100 \sum (\bar{w}_t \cdot r_t) \dots \dots \dots (1a)$$

$$I_e = 100 \sum (w_t \cdot r_t) \dots \dots \dots (1b)$$

とおく。ここに r_t は t 項目の価格変動比すなわち e_t/p_t であり、 \bar{w}_t および w_t はそれぞれ平均世帯および任意世帯における t 項目への支出割合、つまり金額ウェイトであるから、当然に $\sum \bar{w}_t = \sum w_t = 1$ となる。 Σ は各支出項目の合計を意味するから、したがって I は平均支出世帯(その消費支出総額は \bar{e})に対する生計費指数、 I_e は消費支出総額 e である世帯の生計費指数をあらわす。(1a)、(1b)に r_t を共通に使ってあるところを見ると、アレンたちの構想には最初から r_t 系列の階層差の問題(われわれの第2問題)が入っていないことが分るのであるが、この点は後に再論しなくてはならない。

次いでアレンたちは七項目の価格変動比を平均世帯の総合指数値からの偏差として表現する。すなわち

$$r_t = \frac{I}{100} + \rho_t \dots \dots \dots (2)$$

ここで ρ_t は r_t の I からの偏差表現であるから、(1a)式の関係によって当然に算術平均からの偏差の性質に従って

$$\sum (\bar{w}_t \cdot \rho_t) = 0 \dots \dots \dots (2')$$

ここで縦糸はしばらくおき、横糸であるエンゲル函数の表示を考えよう。ここでエンゲル函数としてあらわす形のもの

$$e_t = k_t \cdot e + C_t \dots \dots \dots (3)$$

を考えているが、ここに k_t は t 項目への限界支出性向、 C_t は t 項目の緊急度をあらわす。緊急度の意味は、 C_t がプラスで大きいほどその支出項目の必要性の強いことを示し、 C_t がマイナスで大きくなるほどその項目の奢侈性の濃厚さをあらわすということである。いずれにもせよ(3)式中のパラメーター、 k_t と C_t は家計調査資料に基づき階層別のクロス・セクションによって決定されるものであり、その意味でアレン・パウレイ方式の横糸となりうるのである。

ところで(3)式をもう少し変化展開する必要がある。そこで(3)中の e に平均世帯の \bar{e} を入れると、

$$\bar{e}_t = k_t \cdot \bar{e} + C_t \dots \dots \dots (3')$$

(3)から(3')を辺々相引いて整頓すると、

$$e_t = k_t \cdot e + (\bar{e}_t - k_t \cdot \bar{e})$$

ここで平均項世帯の t 項目支出ウェイトを

$$\bar{w}_t = \bar{e}_t / \bar{e}$$

とおけば、

$$e_t = k_t \cdot e + (\bar{w}_t - k_t) \cdot \bar{e}$$

さらに $w_t = e_t / e$ とおいて

6) R. G. D. Allen and A. L. Bowley, *Family Expenditure. A study of its Variation*, London, 1935, pp. 15—17, "Cost of living Index-numbers". ここに要約する数式の記号法および番号づけは必ずしも原著どおりではない。

$$w_t = \frac{e_t}{e} = k_t + (\bar{w}_t - k_t) \frac{\bar{e}}{e} \dots\dots\dots (4)$$

この(4)式の関係が直接の横糸として(1b)式の縦糸に結ばれるのである。

さてその前に(4)式の意味を一瞥しておけば消費支出額 e の任意支出世帯における t 項目の支出ウェイト w_t は k_t と $(\bar{w}_t - k_t) \frac{\bar{e}}{e}$ との和で説明されるが、そのうち限界支出性向 k_t はこのクロスセクション・エンゲル函数が支配する範囲内では一定値であり、 \bar{w}_t も平均世帯の t 項目ウェイトで一定値、 \bar{e} も一定値であるから結局 w_t は e の函数として説明されているわけである。ただこのウェイト函数(4)のパラメーターの中で、 k_t 、 \bar{w}_t 、 \bar{e} は皆プラスの値をとるものばかりであるが、 $(\bar{w}_t - k_t)$ だけは正負両様の値をとりうる。すなわち、もしも $\bar{w}_t > k_t$ ならば、任意支出世帯の t 項目ウェイト w_t は支出総額 e の大となるほど小となり(必需性)、もしも $\bar{w}_t < k_t$ ならば、 w_t は e の大となるにつれて大となる(奢侈性)。つまり $(\bar{w}_t - k_t)$ は上述 C_t と同様に緊急度をあらわす別な表記である。それも当然なはずで、実は

$$C_t = (\bar{w}_t - k_t) \cdot \bar{e}$$

なのであった。

以上の準備を経て、いよいよ縦糸・横糸の織りませである。まず縦糸たる任意支出世帯の生計費指数式から出発する。

$$I_e = 100 \cdot \sum (w_t \cdot r_t)$$

これに(2)、(4)、 $\sum w = 1$ および $\sum \rho_t \bar{w}_t = 0$ 関係を入れて整理すると

$$\begin{aligned} I_e &= I \cdot \sum \left(\frac{e_t}{e} \right) + 100 \cdot \sum \left(\frac{e_t}{e} \cdot \rho_t \right) \\ &= I + 100 \cdot \sum \left[\rho_t \left\{ k_t + (\bar{w}_t - k_t) \frac{\bar{e}}{e} \right\} \right] \\ &= I + 100 \cdot \left\{ \sum \rho_t k_t + \frac{\bar{e}}{e} (\sum \rho_t \bar{w}_t - \sum \rho_t k_t) \right\} \\ &= I + 100 \cdot \left(1 - \frac{\bar{e}}{e} \right) \cdot \sum (\rho_t k_t) \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

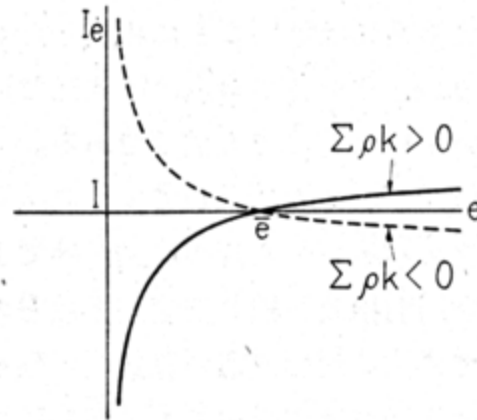
この(5)式こそ縦横を織り合せた階層別生計費指数のアレン・パウレイ方式である。この(5)式を次のように変形すると一層よく意味が分る。すなわち

$$\frac{I_e - I}{100} = \left(1 - \frac{\bar{e}}{e} \right) (\sum \rho_t k_t) \dots\dots\dots (5')$$

(5')の説くところによれば、平均世帯の生計費指数 I からの偏差であらわされた任意支出世帯の生計費指数 I_e は支出総額 e の双曲線函数としてあらわされ、その高さを決めるパラメーターとしては $\sum \rho_t k_t$ なる大きさが作用す

る。つまり I_e と e とを両軸とするグラフで説明すれば、

A 図



A図のとおりであって、支出総額 e が平均世帯の \bar{e} に一致したときは I_e もちょうど I と一致するが、 e が \bar{e} を越えて大となれば、 $\sum \rho_t k_t > 0$ のときは I_e は次第に I

を上廻ってゆくが、 $\sum \rho_t k_t < 0$ のときは逆に I から下廻ってゆく。 e が \bar{e} より小となる場合は全部が逆になる。言いかえると、前節でわれわれが階層別物価指数の右上り傾斜と呼んだのは、ほぼ $\sum \rho_t k_t > 0$ の場合に相当し、右下り傾斜と呼んだのが $\sum \rho_t k_t < 0$ の場合に対応するものと見られよう。

しからばこの傾斜の上下と程度とを決めるパラメーター $\sum \rho_t k_t$ とは具体的に如何いう内容を意味しているのか。 ρ_t は上述(2)式の示すように平均世帯における t 項目の価格指数 r_t がその世帯の総物価指数 I からどれだけ隔っているかをあらわすから、平均より騰貴率の低いまたは下落率の大きい項目では $\rho_t < 0$ 、逆に平均より騰貴率の高いまたは下落率の小さい項目では $\rho_t > 0$ となる。次に、 k_t は限界支出性向であるから非負であるが、階層別にみて支出額が右上り傾斜を示す度合と共に k_t は大きくなる。そこで両者の積である $\rho_t k_t$ は正負いずれをも取りうるのであるが、例えば試算表における住居費のように ρ_t のプラスで高い項目の k_t がもし大であれば、 $\rho_t k_t$ のプラスとなる要因が非常に強く、マイナスになる他の要因を打ち消して、結局 $\sum \rho_t k_t$ はプラスとなり、その結果階層別総合指数は右上り傾斜をもつこととなるわけであるが、上掲の試算では総合指数で微小ながら右下り傾斜を見せているので、恐らく住居費の k はさほど大でなかったことも、したがってまた被服費のような ρ のマイナスに出る費目の ρk が結局勝って $\sum \rho k < 0$ となったことも推定される。ただ実際には、この k_t はウェイト算定時のデータから算定されなければならないため、未計算であって、上掲試算結果についてアレン・パウレイ方式を正しくチェックすることが出来ないのは残念であるが、しかしウェイト算定時である昭和31年の代りに全国消費実態調査の行われた昭和34年の家計調査から(したがって用途分類であること、および金額階級別から計算したことなどの差異を含んでくる)算定した k が同調査報告書・解説篇に載っているの、勤労世帯分のこれと昭和34年の r_t を上掲試算結果からとり ρ_t を算

出して組合せると次表のようになる。

$\Sigma\rho k$ の計算例

昭和34年	ρ_t	k_t	$\rho_t k_t$	R^2
食	-.020	.19	-.00380	.94
住	+.173	.18	+.03114	.94
光	+.028	.03	+.00084	.96
服	-.085	.17	-.01445	.98
雑	+.048	.42	+.02016	.99
			+.03389	

上表の示す結果は $\Sigma\rho k > 0$ であるから、前掲の試算表の示す傾斜とは逆の形になってしまうわけであるが、これは主として k の算出に用いたデータの年次および分類法の喰違いに基づくものと判断され、必ずしもアレン・パウレイ方式そのものの不適合性によるものではないと考えられる。従来アレン・パウレイ方式の現実適合性については、高々一階層内部の消費パターンが相互に近似した世帯群に対するだけのものと見られてきたが、上表中の決定係数 R^2 が示すように、全所得階層をつらぬく直線的エンゲル函数の当てはまり状況が極めて良好の場合には、必ずしも階層内格差の場合だけに適用を限る必要は薄らぎ、全階層を通じての階層間格差の場合に対しても適合性を生じて来たとも考えられそうである。

ただ注意を要するのは、以上に要約してきたアレン・パウレイ方式は、飽くまで「縦」の階層別物価指数に関する階層間格差を説明する方式であって、決して「横」の関係についての階層差指数の方式ではない点である。その証拠としては、アレン・パウレイ方式では同一価格指数 ρ_t を全階層に共通に適用している点を指摘しさえすれば足りるであろう。この点次節の価格系列と階層差の問題吟味のあとで考え方の補充をしなくてはならない。

ところでアレン・パウレイ方式が条件次第では全階層を通ずる場面にも適合性をもち始めるとなると、この演繹的方式の演ずる役割は可成り主要となってくる。すなわち通常的方式にしたがえば価格系列は全階層一本の形で我慢するとしても、少くともウェイトだけは階層ごとに別な体系をもつものとして設計され、それぞれのウェイト体系を経験的なデータで充たしているのであるが、アレン・パウレイ方式によればそれぞれのウェイト体系をあらかじめ1次函数で規定したエンゲル函数から演繹的に導出して用いるので、正にアレン・パウレイ方式と通常的设计とは、階層別ウェイトに関する演繹方式と経験方式の対立ということになり、上に言及したエンゲル函数の当てはまり状況如何によっては、経験方式の理論的背景としての重要な意義が演繹方式に課せられてくる。ことに(5)または(5')式に含まれた($\Sigma\rho k$)パラメーターの機能に至っては、経験方式だけでは容易に帰納しえな

い階層別物価指数上の主要定理と評価してよいであろう。

5 価格系列と階層

第2問題は価格系列と階層の関係である。この問題はあたかも第1問題たるウェイトと階層の関係を裏返しに見たようなものであって、階層別消費者物価指数の設計にはウェイトさえ階層別に正しく区別して与えられるならば、価格資料は階層別に異なるものと考えなくてもよいか否かという根本問題にかかわってくる。従来を試みはすべてこの点については、階層別価格資料の欠如という理由から、やむをえない形をとって、ウェイトは家計調査の支出金額を材料に階層別に算出しつつ、価格系列は全階層一本で間に合わせていたと解せられる。アレン・パウレイの演繹方式でさえも、一見するところ、同じ態度に出ているものと解された。

もちろん階層別に価格系列を考えるとといっても、通常縦の階層別指数に対しては、階層による価格差そのものでなく、価格変動率が階層別に異なるか否かの形で考えられるわけである。すなわち縦の指数にあっては、たとえ品目価格そのものに階層差が認められたにしても、その変動率が同一である限り、より現実的にいえば、価格変動率が階層別に大差なく、しかもそれが一方的に累積しない限り、価格系列は全階層一本で共通に使用しても差支えないこととなる。ただ横の階層差指数に対しては、いうまでもなく、価格差そのものが直接に問われなければ、横の指数自身が成立しない。

さて品目価格の階層差そのものは、実際にはどのような形で現れるものであろうか。所得層によって同一品目の価格が異なるとすれば、それは一応次の2つの可能性のいずれかによるものと考えられる。すなわち(1)所得階層によって同一品目(たとえば「まぐろのさしみ」)でも品質銘柄が異なる可能性、(2)所得階層によって同一品目(たとえば鶏卵または薬品など)に対しても購入条件が変る可能性(例えば高所得層での大量購入による割引)。前者の可能性は右上りの価格差を、後者の方は逆に右下りの価格差を出し易い。そしてこの両者が同時に錯綜して現れて、現実には費目により品目によって可成りの階層による価格差を残しているものと考えられる。けれども価格変動率の格差はどうであろうか。(1)の可能性をめぐっては、上級品と下級品とで果して同率の価格変動を示しているのか否か。例えば所得の上昇期(同時にこれは所得分布のひろがりの増大期といってもよい)には、下級品よりも上級品への需要増大が強く、そのため上級品の価格騰貴率が下級品より高い変動率を示す可能性が短期的には考えられるし、もしこの相対的需要増大に対応して供給側の拡大が十分にゆきついた長期では、かえっ

て供給側競争による相対的価格低落がこの上級品側に生ずることにもなる。最近の農産物・水産物での銘柄価格差はこの短期的段階に見合うものであり、工業製品特に電気機械製品などではこの長期的段階に相応するものと見られよう。次に(2)の可能性については、大量購入の規模が変わったり、その他の取引条件が変わってくれば、割引率も変更されるはずであるから、やはり価格変動率の上でも階層差を残す可能性充分であると見なければならぬ。ただ問題の深さは、(2)よりも(1)の可能性の側にあるように思われる。

しからは同一品目のなかの品質別銘柄、たとえば上級品と下級品がそれぞれの所得階層、たとえば高所得層と低所得層に対しどのような現実的対応または現実的結びつきを示すのであろうか。この辺りの理解の仕方如何が、階層別消費者物価指数を設計する上の基本的キ・ポイントとなる重要岐路をなすものと思われる。これに対して或る見解によれば、封建制時代ならばいざ知らず、今日の自由経済の下にあっては所得の高低と購入品目の品質の高低とは必ずしも一義的に結びつかず、高所得者といえども下級品を選ぶ可能性は充分あるし、逆に低所得者といえども上級品購入の経済行動を示す可能性がないではないという。したがってこの見解によれば、所得階層別に相異なる価格系列(価格そのものとしても、価格変動率としても)を対応させる必要は全くなく、階層別に相異しなければならぬのはウェイトだけであるということになる。但しこの見解が成立するには、実際の価格調査が消費支出に現れる各品目につき1品目1銘柄の原則で行われる(現行の総理府統計局小売価格調査がそうである)のではなく、1品目の中でも実際に各階層にあらわれる銘柄乃至は品質の差につき別個に価格を調査するという形にまで徹底していることを前提としなければならぬ。むしろ価格は品目に対応するのではなく、銘柄に対応するものとして理解され、それぞれの階層がどの銘柄に重点をおくかは正に各階層のウェイト体系の特質として把まれるという資料状況があるとき、はじめて価格系列無格差論が有効に作動しはじめるものと考えべきであろう。

けれども以上に紹介した1つの見解は、純粋な数理的模型においては正にその通りであるとしても、現実的資料状況下の設計としては若干の修正を要するように考えられる。すなわち、いかにも所得層の高低と購入品質銘柄の高下とは可能性としては必ずしも一義的な結びつきを予定してしまうのは間違いであるかも知れない。しかし現実性としては、低所得層に下級品、高所得層に上級品が結びつく確率が高いことを否定しえない。そうであ

るとすれば、それらが結びつく確率の高さに従って階層別の購入銘柄格差が確率的に存在し、したがって価格差が階層間に存在すると判断してよいこととなるであろう。こうなれば、もはやウェイトだけの差異をもって階層別物価指数を作成することは許されない。ウェイトと並んで価格変動率系列もまた階層別に与えられなければならぬ仕儀となる。そしてこれを無視して、ウェイト差だけの試算を繰返したところに、総理府の試算を含めて、これまでの試みの不十分さがあり、この点を欠いたためにこそ他の諸点における折角の努力にも拘わらず、結果としての物価変動の階層差微少という形を何かまだ確信をもって主張しきれない憾みを残したのである。もしも価格調査を適切に拡充し、所要の階層別価格系列を得た上で、従来の試算に点睛を加え、しかもなお従来の試算結果と大差のない計数が得られるならば、その時にこそ充分の確信をもって階層間の物価変動差の有無と程度に関する発言と、さらには直接に横の物価階層差についての主張をも適格になしうることとなるであろう。

ところで、これに必要な価格調査の拡充とは具体的に如何なる内容となるのであろうか。少くとも現行の小売価格調査 R. P. S. (総理府)の原則である1品目1銘柄の価格追及の仕方を越えて、1品目数銘柄への拡充は当然のこと、むしろ基本的には品目体系をすてて銘柄体系を直接にとるという態度変更が必要と思われる。ただ実際論としては品目体系から銘柄体系への切換えには要調査価格の数をおびただしく増大させるという困難がある。これを回避する方法は本来ありようがないが、ただ1つの便法としては、品目体系の線に踏みとどまりながら、品目内の銘柄差による階層別品目価格を形成するという簡易模型を考えることも出来なくはない。すなわち銘柄差に基づく階層別品目価格を形成するとは、理想的には各階層内に現れる諸銘柄の組合せを調査する建前となろうが、簡易法としてはある上級品銘柄の購入頻度が階層間でどう変化するか、また或る下級品銘柄についても同様の頻度変化を(しかも品目により特に必要と思われるものだけにつき)調査して、階層間での銘柄組合せの変化、したがって品目平均価格の変化を求めるという工夫である。実際には銘柄差の要因のほかに、取引条件差の要因も加わるが、これは品目によってあらかじめ区別して扱うことも出来るであろう。要するに、階層別に品目価格が、価格そのものとしても価格変動率としても、異なるものとして登場するという模型を考えようとするのであるが、この模型が現実的に可能となれば、上述の銘柄体系まで掘りさげる純粋設計の場合に比べ、変動理論の分析にとって好都合であるばかりでなく、直接には横の物

階層別差指数の設計がそのまま成立するという便宜も生じてくる。純粹設計の場合に横の指数の作成を行うには、結局この簡易模型に近い形まで整えてかからねばならぬわけである。

ここで念のため、実際の調査データによる階層別ウェイトおよび全階層共通の価格資料の関係を反すうしてみると、事態の認識が一層明瞭となるであろう。すなわち、家計調査による階層別平均消費支出金額ウェイトは、従来の金額階級別であれ5分位階級別であれ、 pq という形の中に各階層で実際購入した銘柄での価格が p の形で含まれているのに小売価格調査からの価格 p または価格指数 p_1/p_0 は銘柄的に必ずしも各階層のそれと一致しない。そこに問題があること再三指摘したとおりであるが、ただ上掲した総理府統計局試算の分については流石に当局だけあって価格系列もウェイト系列もいずれも5分位ごとに各品目の段階まで実際に掘り下げて算定しているのであって、詳細なデータをもたぬ外部試算のようにこれを適宜な品目グループまたは中分類(食料費でいえば、魚介類・野菜類などの段階)、さらにひどい場合は食・住・光・衣・雑の5大費目の段階で一括して平均価格、階層別ウェイトを考えるのとは事情が相違している。しかしそうした詳細にわたる算定努力にも拘わらず、階層別価格資料を未だもたぬため、あるいは銘柄体系にまで徹した価格調査をもたぬため、折角の階層別物価指数に画竜点睛を欠く憾みを残したのである。

しからば以上繰返し強調した階層別価格差ないし価格変動差の要因は、どれだけの影響を階層別物価指数に与えるか。これを明らかにするには、前節に紹介したアレン・パウレイの演繹方式によりかかって考えるのが便利かと思われる。

アレン・パウレイ方式そのものには、前述のように、支出階層による価格指数の区別はなかった。すべての支出階層に対して品目の価格指数はいずれも $r_t = p_{it}/p_{0t}$ の一本であった。したがってアレン・パウレイ方式を弁護しつつ解釈すれば、価格指数 r_t は t 品目でなく銘柄まで下って考えたものとみななければならず、価格データがそこまで徹底して整備されているとの前提をおかすならぬこととなる。この点で実際問題としては、ウェイト体系の観点から全階層への拡充適用の可能性に色づいたアレン・パウレイ方式も、価格指数共通使用の観点からは再び1階層内の変動をみる方式に縮小させなければならぬようである。しかし、ここでは価格指数 r_t を t 品目の段階で考えたものとしてアレン・パウレイ方式を解釈し、これに階層別の r_t 変化を導入してみると、前節(2)式は全階層平均の r_t をあらわすものとして

$$\bar{r}_t = \frac{I}{100} + \bar{p}_t$$

と書き直され、別に階層支出と共に変化する r_t を、この方式に合うように、 \bar{r}_t と加法的に関係するものとして

$$r_t = \bar{r}_t + A_t \dots\dots\dots (6)$$

のように表わしておく。ここに A_t は平均支出 \bar{e} から任意支出 e がへだたるにつれて変化する修正量、たとえば

$$A_t = B_t \cdot \left(\frac{e}{\bar{e}}\right)^\alpha \dots\dots\dots (7)$$

のような形をとるものとする。要するに A_t は所得分布のひろがりに関係をもつ量であって、品目によりプラスにもマイナスにもなりうる値である。こういう条件を準備することによって、アレン・パウレイ方式の結論である前節の(5)式は、

$$I_e = 100 \sum (w_t \cdot r_t)$$

$$I = +100 \left(1 + \frac{\bar{e}}{e}\right) \cdot \sum \rho_t k_t + 100 \sum (w_t \cdot A_t)$$

したがって(5')式は

$$\frac{I_e - I}{100} = \left(1 - \frac{\bar{e}}{e}\right) \cdot \sum \rho_t k_t + \sum w_t A_t$$

のように修正される。

この修正のポイントは前節の結論($\sum \rho k$ の作用)のほかに、さらに $\sum w_t A_t$ なる要因が加味されて階層別指数 I_e の格差を説明するという点にある。ここに $\sum w_t A_t$ の要因とは、上記(7)式に例示されるように所得分布のひろがりに依存する量 A_t と、品目ウェイト w_t との積を全支出品目の範囲で合計したものであって、 A_t は品目によりその絶対値も符号も変りうる大きさであるが、たとえばウェイトの大きな品目について右上り階層差の強い傾向(A_t がプラスで大きい)が重なるような場合には、前節 $\sum \rho k$ の動向によって示される格差以上に $\sum w_t A_t$ 格差が加えられることになる。 $\sum \rho k$ 要因と $\sum w_t A_t$ 要因との間は(i)プラス・プラス、(ii)プラス・マイナス、(iii)マイナス・プラス、(iv)マイナス・マイナスの4つの場合を分けて考えることも必要であろうが、要するに以上のようなアレン・パウレイ式な模型の組み方によれば、 $\sum \rho k$ 要因は階層別ウェイト差の影響、 $\sum w A$ は階層別価格指数格差の影響と加法的に分離して解釈することが出来るわけである。もちろん模型の組み方如何で両者の影響は互いに比例的に結合する形にも示すことが出来るであろう。いずれにもせよ、階層別価格変動差の存在はウェイト差の要因とは別個の影響を階層別物価指数の階層間格差に与えることは明瞭である。

6 算式と階層

最後に算式上の問題点を要約しておこう。一般に物価

指数の算式として何が望ましいかについては、従来の検討によって殆ど論じつくされ、その結果理論的には問題を残すとはいへ実際的には強いラスパイレス算式が依然としてこの場合にも推奨されることとなるのであるが、ただ階層別に数本併行して比較されるという縦の指数の問題場面を考慮すると、おのずから特殊な工夫も必要となって来よう。

すなわち階層別に異なる価格系列を用いるとしても、あるいは不十分ながら同一価格系列を共通に使用としても、算式的にラスの特徴は基準時ウェイトの固定使用にある。ところが現実のウェイト変更は必ずしもすべての階層に一斉には生じない。ウェイト変動の強弱の波紋は階層によって異なった様相を見せるのが一般である。そうであるとすれば、一斉に基準時ウェイトを固定するのも勿論問題であれば、一定年数の経過をまって一斉にウェイト改正を行なうことも不適當である。望ましいのは、むしろ絶えず新しい比較時ウェイトをとるパァシェ算式であろうが、これも理論上に問題なしとしないばかりでなく、実際上も現在時ウェイトの絶えざる早期調査に追われる憾みが深い。そこで考えられる階層別指数の算式は、基本的にはラスでありながら、毎年の連鎖方式をとることである。これによって一応階層別の消費パターン変動の時間的喰ちがいもほぼ支障なく取り入れられた数本の縦の指数が得られることとなろう。

しかしこれとでも、上掲の総理府試算にみるように、5分位階層別ウェイトを品目の段階から品目分類にしたがって積みあげるといふ大作業を伴うのでは、容易に毎年の連鎖方式もとれない状況にある。したがって実際の結論を急げば、もしも新しい階層別指数の設計のために階層別ウェイト体系の差のほかに、前節に強調した意味での階層別品目価格変動の差のデータが準備されるならば、これらを総合する算式の上ではラスパイレスであっても階層別物価変動差は算出されるはずであって、もしもそれで階層差が充分あらわれなかつたならば、一応その結果を信用してよいと思われる。もちろん、大中のウェイト変動が生じた場合には必要な改正を行わねばならないし、さらに第2節で強調したように、それは飽くまで縦の指数、つまり基準時からみた物価変動の階層差に関するものであることを忘れてはならない。

次に横の関係をあらわす物価の階層差指数の算式としては、すでに第2節に記号的に解説したところにしたがって、ラスでもよしパァシェでもよい。ただ縦の指数の算式が正常のラスである可能性が前述のように最も強いので、これと関連して横の指数 I_{0e} の算式に何を選ぶべきかを、本来縦の全階層平均指数 I_{01} と比較さるべき縦

の任意階層指数 $I_{01 \cdot e}$ の内容から判断すれば、 $I_{0e}^{(p)}$ の場合は簡単に

$$I_{01 \cdot e} = \frac{\sum p_{1e} q_{0e}}{\sum p_0 q_{0e}}$$

と要約されるが、その階層の基準時ウェイトによって基準時平均価格 p_0 から比較時階層価格 p_{1e} の変化を総合した結果となり、平均指数

$$I_{01} = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}$$

との比較でウェイト体系の相異が気にかかる。これに対して $I_{0e}^{(L)}$ の場合には、かえって

$$I_{01 \cdot e} = \frac{\sum \left(p_{0e} \frac{\sum p_{1e} q_{0e}}{\sum p_{0e} q_{0e}} \right) q_0}{\sum p_0 q_0} \\ = \frac{\sum p_{1e}' b_0}{\sum p_0 q_0}$$

となつて、 I_{01} との比較は同じウェイト体系 (q_0) で行われるという利点がある。ただ比較時階層価格 p_{1e} がそのものでなく、 p_{0e} から横の指数を渡つての推定値 p_{1e}' になってしまう点が問題といへば問題である。いずれにもせよ、 I_{01} を $I_{01 \cdot e}$ とでなく、 $I_{01 \cdot e}$ すなわち e 階層の縦の階層別指数そのものと比べる誤謬からみれば、大差なく有意義と言わねばならない。

× × × ×

以上いわゆる階層別消費者物価指数のあるべき設計について大要をまとめてみたのであるが、そのポイントは結局、縦横両様の指数を峻別する立場の上に立って、いわゆる縦の指数に対しては、階層別のウェイト体系の差と共に品目価格の変動率(価格指数)の上にも差を認め、これを経験的データによって充填した上ではじめて確信をもって階層物価変動差の有無についての発言をなしうる指数列を得ることが出来るという点にある。もちろんそこには所得階層の高低と購入品質の上下との間に可成り濃い相関が存在するという前提がおかれていたし、そのための特殊な価格調査の拡充を要請していることも忘れてはならぬ重要点である。そうした考察の結果として、従来の試算例の中で最も計算的根拠の確かな総理府統計局消費統計課の暫定内部的試算も、もし価格系列の上で一段の工夫が加われば殆ど問題のない形となるであろうことが判断されたと見てよいであろう。

ここに考察し残した問題点のうち最大のものは、私見によれば、物価変動が各階層に及ぼす影響のうち、支出金額のウェイトを超えた要因すなわち貯蓄に対して与える変化についてである。ウェイトの変動はすべて消費支出の内部構成の変動にすぎない。極端な場合、消費支出の内容変動が比例的であつてウェイトの上には何らの変動も生じないことがあつても、消費支出総額と貯蓄との対比は物価変動によって可成り変化しうるわけである。階層別物価指数の設計に対しては、この貯蓄変動の問題は

一応枠外に立つものと判断されるが、しかし例えば物価の範疇を広めて貯蓄の購入価格をも加えるとすれば、一挙に問題は複雑化するようと思われる。この点についての本格的考察は別の機会にゆずりたい。

〔伊大知 良太郎〕

II

1) 実収入5分位階層別消費者物価指数の試算

Iにおいては、主として理論的な側面から階層別物価指数への接近がおこなわれた。そこで、IIでは前者の1つの具体化として「実収入5分位階層別勤労者世帯」¹⁾資料に対応する消費者物価指数を作成することにした。ここで、階層分けの指標を「5分位」にとった理由は以下の通りである。

- (1) 生活水準等の比較の場合、2時点間で同一の絶対所得を有する2者を比較するよりも、同一の所得分布上の地位のものを比較した方が興味があること。
- (2) 所得分布上の地位自体が、消費パターンの有力な説明要因と考えられることである。

ところで、所得階層別の生計指数を作成しようとする研究は、すでに若干おこなわれている。²⁾しかし、これらは主として理論的な興味よりおこなわれたものが多く、計算結果自体にはなお改善の余地が残されているように思われる。本論の目的の1つは、データの許す限り精密な指数を作成しようということにある。

次に、本調査で作成される指数の今1つの特色は、「連鎖指数」算式を採用していることにある。私見によれば、消費者の消費パターンのかなりの部分な所得分布上の地位で決定されるが、絶対所得の大きさもまた消費パターンに影響力を有していることも否定出来ない。事実、1951年以降の各分位の支出構成をみると、各分位所得の上昇とともに若干の変化を示してきている。このような変化を、無理なく指数に導入していくためには、連鎖指

数による方式が最もすぐれているといえよう。³⁾更に、この方式をとれば、基準時点の選択いかんによって結論が大きく左右されるという危険からもまぬがれることが出来るであろう。

第3に、この調査では勤労世帯のみを対象としている。その主要な理由は、家計調査の年次系列からは所得に関する情報が「勤労者世帯」についてしか得られないことにある。しかし、消費パターンは職業別に若干の相違があると考えられ、すべての職業の消費パターンを完全に同一基準(例えば所得分位と絶対所得)で説明することには問題がある。⁴⁾

従って作業の第1段階として対象を勤労者世帯のみに限ることは、階層別物価指数を考えていくうえで、ある程度の積極的な意義も認めることが出来よう。

2) 指数作成上の問題点

5分位階層別消費者物価指数を作成するには、いくつかのデータの制約を解決せねばならない。その1は、使用される価格データに関するものである。すなわち、従来よりおこなわれてきた価格調査では、各商品について「代表的銘柄」を指定し、その動きで価格変動を表現してきた。ところで、代表的銘柄の選択にあたっては、多くの消費者によって選択される銘柄がとられているから、全消費者に対する平均的な物価指数を論じる場合には比較的問題はない。しかし、階層別物価指数を考える場合、各階層において選択される代表的銘柄は当然異ってくる。⁵⁾従って、厳密に階層別物価指数を作成するには、種々の銘柄に関する価格情報が必要となる。ただ、一般的な感じよりすれば、各銘柄間に存在する時間的な価格変動率の相違は商品間のそれよりもはるかに小さいように思われる。もし、この推論が認められ得るとすれば、代表銘柄の価格系列を使用することによって生じる誤差は比較的小であるといえよう。

より重要な第2の難点は、各分位に対応するウェイト

1) 「5分位」の定義については、一橋大学経済研究所編『解説日本経済統計』岩波1961 p. 151 参照。

2) 本調査I, (1)に関する注参照。特に総理府統計局の試算は、以下で展開する試算とほぼ同一の目的を有するものであるが、試算が特殊時点に限られていること及び算式がラスバイレスであるという2点から筆者にとってかならずしも満足なものではない。また、鈴木氏の試算は、世帯人員をもコントロールした消費パターンをウェイトに採用している点注目されるが、Iでも指摘されたごとく計算過程が明確でなく、ウェイト時点のとり方も通常の方式とはいちぢるしく異っているので、直ちにこれを利用するには若干の危険がともなうように思われる。

3) ただ、この場合には相対価格の変化よりもたたされるウェイト変動も同時におこまれる点に注意されなければならない。

4) この面に関する研究としては、溝口敏行・神田祐一「職業別貯蓄函数の分析」(昭和36年度統計学会資料)及び神田祐一「消費支出における職業効果の分析」『一橋研究』1961がある。

5) 代表銘柄が異ってくることを示すには、所得階層別に「実効単価」{(購入金額)÷(購入数量)}を計算してみればよい。このアイディアは、J.S. Prais and H. S. Houthakker, *Analysis of Family Budgets*, Cambridge 1955によって提起され、我国でもすでに若干の分析がおこなわれている。

の算出にある。すなわち、5分位階層についての支出構成は「5分位階級別勤労者世帯1ヶ月の収入と支出」(『家計調査年報』)より得るしか方法がない。しかし、このデータからは品目別の支出金額は得られず、おおむね消費者物価指数の中分類指数に対応する支出割合が得られるにすぎない。更に、5分位表は全国平均データについて作成されており、都市別の情報は得られない点も1つの難点である。しかし、ここでは一応都市間の差の問題は無視して、⁶⁾ 全国平均データについてのみ議論を進めることにする。さて、以上の点を考慮すれば、実際の作業は中分類全国平均指数を各階層について同一と仮定し、中分類指数に付されるウェイトのみを各層間で変化させるのが便利である。勿論、以上のような仮定はかなり大胆なものであり、ある程度の誤差は覚悟しなければならない。しかし、この種の誤差が中分類ウェイトの変更によってもたらされる改善に比してかなり小であるならば、この種の作業に一応の意味付けは可能となる。

しかし、以上のような主張を厳密に裏付けることはかならずしも容易ではない。そこで、本調査では以下のような極めて大まかなチェックを試みてみた。すなわち、上述の作業による近似がかなり良好であるためには、

- (1) 同一分類内に属する価格変動が分類間のそれに比しより比例的である。
- (2) 同一分類内において各品目のしめる割合が各時点及び各所得階層について安定的である。

のいずれかが成立していなければならない。そこで、まず(1)のチェックとして、昭和27年10月と昭和34年10月における108品目の東京価格を指数化し、「分散分析」の手法を用いて中分類内での不偏分散と分類間でのそれとを比較を試みれば、⁷⁾ 第1表のようになる。同表

6) ここで、都市間の差を無視するのは、かならずしもそれよりも、たらされる誤差が小であると推測されることによるものではない。5分位階層別けが、都市別におこなわれれば、本論の結論はある程度相違してくることは当然予想される。ただ、本論では資料上の制約をも考慮して、都市間の差は無視して論を進めることにする。

7) Π_{ij} : i 中分数 j 費目の価格指数, N_i : i 中分数に含まれる品目数, k : 中分類数とすれば、

$$\text{類内分散} = (1/N-1) \times \left\{ \sum_{ij} (\Pi_{ij} - \Pi_i)^2 \right\}$$

$$\text{類間分散} = (1/k-1) \times \left\{ \sum_i (\Pi_i - \Pi_0)^2 \right\}$$

で表現される。ここで、

$$N = \sum_i N_i, \quad \Pi_i = \sum_j \Pi_{ij} / N_i, \quad \Pi_0 = \sum_i \Pi_i / k$$

である。

によれば、同一分類内における価格変動の動きの差は、分類間のそれよりも小であることがわかる。このような傾向は、分析期間をより短期にとった場合一層明らかになることが予想され、中分類指数による近似は比較的良好なように推測される。⁸⁾

次に、(2)の条件を吟味してみよう。従来からしばしば実証されてきたように、各

第1表 価格指数変動の分割

分類内	6.2046
分類間	9.3659

費目間の相対的な割合は所得が変化するにつれてかなり大幅な変化を示していることは

事実である。しかし、費目内にしめる各品目の割合は所得が変化してもそれほど変化しなければ(2)は成立する。しかし、不幸にして各年別、品目別の支出構成はデータの制約上得ることは出来ない。ただ『昭和34年全国消費実態調査』第3巻によって同年の9—11月に関する勤労者所得階層別の数値が得られる。そこでこの表より、月収10,000~14,999円の階層(ほぼ第I分位の平値に相当)及び50,000~59,999円の階層(ほぼ第V分位の平均値に相当)の支出構成について上述のチェックをおこなうことにした。ただ、計算の手数をも考慮して、⁹⁾ 各品目分類まではおらず、小分類のある費目のうち若干のものについて中分類と小分類の関係を分析することにした。チェックの方法は、中分類費目の全体にしめる割合と各小分類の中分類内での割合を2階層について計算し、その変化率

$$\frac{\{(\text{第V分位の割合}) - (\text{第I分位の割合})\}}{\div (\text{第V分位の割合})}$$

を求めた。その結果は第2表に示されている。同表によれば、一般に中分類内における割合は比較的安定してい

第2表 支出割合の変化率

	中分類	小分類		
	変化率	変化率の存在範囲	小分類数	変化率の絶対値の中央値
穀類	55.9	-67.2~+81.0	5	0.9
菓子・果物	3.2	-1.4~+1.8	2	1.6
被服	57.3	-41.2~+37.8	10	29.7
教育	128.5	-26.3~+57.1	3	26.3

8) この種の分析は、都市間における物価変動の相違にも適用出来る。本論執筆にあたり、2, 3の代表的都市について試算が試みられたが都市間の差よりもたらされる相違は他の要素に比し比較的小さなように思われる。しかし、これを積極的に主張するには若干の追加的研究が必要であるので、ここではとりあげない。

9) 計算手数以外の問題として、あまり品目を組分すると一部標本の個性が表面にあらわれるためチェックとしてはあまり好ましくない点も考慮された。

るように思われる。¹⁰⁾(第2表に示されなかった費目のうちで、家具・什器、及び雑費の一部には上述の法則に成立しないものもあることが予想される。しかし、大勢としては、第2表のような傾向が他の類別についても成立し得るであろう。)勿論、以上のような結果から、本論の結果を完全に裏づけることは危険であるが、ある程度のチェックにはなるように思われる。更に、Iに示された総理府統計局の計算もまた本論の補完的なチェックとして有益である。すなわち、同表によれば、本論で計算に使用した中分類指数は各分位とも比較的類似している。ただ、穀類指数については、上述の主張に反してある程度の乖離がみられており、本指数の信頼度に暗影を投じていることは否定出来ない。この問題点については、今後の修正が必要であろう。

次に、ややこまかい問題ではあるが、「用途分類」と「品目分類」の取り扱いにふれておかなければならない。周知のごとく家計調査は品目分類と用途分類の2形式をとっているが、消費者物価指数に使用する場合には当然品目分類がのぞましい。しかし、5分位データは、昭和28年以降用途分類に切りかえられているので、何らかの補正が必要である。そこでまず、昭和28—34年の全世帯についての家計調査を利用して品目分類と用途分類を比較した結果、2者の相違は主として用途分類の「学校教育費」の一部と「交際費」が品目分類の各費目へ配分されていることがわかる。このうち、前者は主として「教養娯楽費」¹¹⁾に含まれ、後者は「其他食料費」(そのうちの約半分は「菓子果物」)、「被服費」、「家具計器」及び「其他雑費」に配分されている。本調査では、各年次における上述の資料を用いて年次別平均的な補正係数を作成し品目分類表を作成した。

これに加えて、データ中一部の年次について類別が細分されていない費目の割ふりについては、その時点で最も近い年次の情報を利用して各分位別の比率で配分することにした。ただ、昭和26・27両年についてはこの種の合併費目が多いので、これを利用した指数には若干の誤差が存するものと考えられる。

最後に、対応する中分類指数が存在しない費目のうち、「外食費」は食料費に含まれる全費目に比例配分し「仕送り金」、「負担金」、「其他雑費」¹²⁾はその性格が明瞭で

ないのでやむをえず全費目に比例配分した。

3) 連鎖指数の動き

5分位別の連鎖指数を作成するために、まず費目別指数を作成してみよう。このうち、穀類、被服、光熱の3費目は中分類指数そのものとなっているので各分位とも共通の値が使用される。まず、「其他食料」について5分位別の対前年比指数を作成してみると、各分位の値にはほとんど差が見出せない。これは其他食料内にしめる相対的ウェイトが比較的各分位にわたって同一であるばかりでなく、其他食料の価格変動がかなり比例的な動きを示していることによる。次に、「住居費」の値をみれば、低所得層の指数の上昇率がいちぢるしく大である。これは、家賃・地代の値上りと家具・什器の値下りが共に高所得層に相対的に有利に作用しているものと考えられる。¹³⁾最後に「雑費」の費目指数は高所得層にやや不利な値を示している。これは教育費、教養娯楽費の値上りが相対的に高所得層に不利な結果をもはらしているものと考えられる。¹⁴⁾第3表は、各指数の動きの一部を示す目的で作成されたものである。

これらの結果を各費目別ウェイトで加重して対前年指数を作り、それを昭和26年基準指数に換算した結果が第4表に示されている。同表の昭和26年基準指数よりみれば、物価変動はやや低所得層に対して不利な形をとっていることがわかる。ここで特に注目されるのは、この乖離が特定の時点で発生したのではなく、傾向的な乖

第3表 費目別対前年指数

年度 分位	其他食料費			住居費			雑費		
	27	31	35	27	31	35	27	31	35
I	100.1	101.1	105.7	109.1	109.8	105.8	116.0	101.5	102.5
III	100.1	101.2	106.0	108.3	108.8	102.9	117.2	101.7	102.7
V	100.1	101.3	105.8	106.9	107.6	103.6	119.2	102.1	103.2

注 分位は低所得層より順序づけられている

本調査のように取り扱う場合とではかなりの相違がある。この調査が、前者のような方式をとらなかったのは、「其他雑費」の性質が他の雑費のそれとかなりの相違があると考えたためである。

13) 試みに、昭和30年について分I、III、V位の住居費及び雑費の構成比をみれば、第5表のようになりこの主張が裏付けられる。

	住居費にしめる割合					雑費にしめる割合				
	家賃・ 地代	住居・ 修繕	水道料	家具 什器	保健・ 衛生	交通・ 通信	教育	文房具	教養 娯楽	タバコ
I	46	14	10	30	36	7	15	3	26	13
III	35	22	7	36	35	9	17	3	27	9
V	25	25	5	45	28	11	19	2	35	5

14) 注13参照。

10) 穀類の変動域はやや過大となっているが、穀類内の大半の支出をしめる米の変化率は0.7%にすぎないので、指数の精度にはそれほど影響はない。

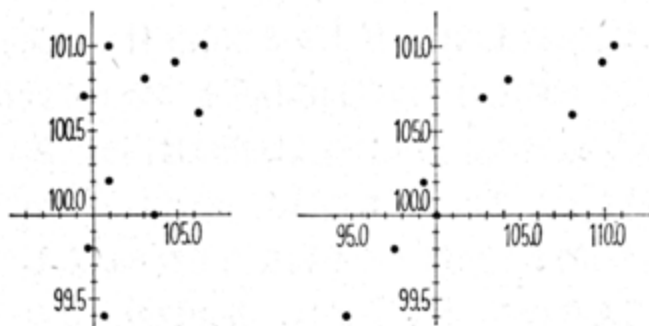
11) 昭和33年の改正により、同年以降の数字については2分類は一致している。

12) 「その他の雑費」を「雑費」に比例配分する時と

第4表 5分位階別層消費者物価指数

	昭和26年基準指数					対前年指数				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
昭和 26	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	—	—	—	—	—
27	104.9	104.9	104.7	104.5	104.0	104.9	104.9	104.7	104.5	104.0
28	111.9	111.6	112.2	110.4	109.9	106.7	106.4	106.2	105.6	105.6
29	119.1	118.5	117.8	116.9	116.3	106.4	106.2	105.9	105.9	105.8
30	117.4	117.0	116.2	115.5	114.8	98.6	98.7	98.7	98.8	98.8
31	117.4	117.2	116.5	115.9	114.8	100.0	100.2	100.3	100.4	100.6
32	121.6	121.3	120.1	119.7	118.7	103.6	103.5	103.1	103.2	102.8
33	121.4	120.1	119.5	118.8	117.5	99.8	99.6	99.5	99.3	99.1
34	122.6	122.0	120.7	120.0	118.4	101.0	100.9	100.9	101.0	100.8
35	127.0	126.0	124.9	124.4	122.6	103.6	103.7	103.5	104.0	103.6

第1図 階層別指数物価の乖離の説明



離を示していることである。試みに、第I分位と第V分位の値を比較してみれば、昭和26—29年及び昭和32年—34年にかなりの差が生じている。この関係が逆転しているのは昭和30・31年の2年にすぎずその値も比較的小さい。次に生じる問題はこの乖離の主要原因を説明す

ることであろう。第1図はこの目的のために作成されたものである。すなわち、同図では第I分位の対前年指数と第V分位のそれとの比を縦にとり、横軸には総指数及び穀物の対前年指数(全階層平均指数)をとった相関図が示されている。同図によれば、2者とも正の相関関係を示しているが、穀類の方がはるかに良好な説明力を有している。(他の費目についても第1図に対応するような作業がおこなわれたが、穀類が最も良好であった。)これらの事実は、常識的にも比較的受け入れやすい結論であるが同様の結論は英国の実証的研究¹⁵⁾にも見出されている。このような事実は、近年消費者米価の問題が論じられている時だけに特に注目し値しよう。

勿論、以上の帰結はしばしばのべてきたように、極めて大胆な仮定にたつ指数よりもたらされたものであり、積極的に政策的発言に利用することは危険である。しかしながら、以上の分析からは少なくとも階層別物価指数作成の必要性を指摘する1つの実例にはなり得るものと思う。
〔溝口 敏行〕

15) H. F. Lydall, "The long term trend in the size distribution of income", *Jour. of Royal Statistical Society, Series A*, 1958. なお、筆者が本論文の存在を知ったのは松田芳郎氏の指摘による。