

## 論 文

## 改正「消費者物価指数」の諸問題(1)

高 木 秀 玄

- I は し が き
- II 主要な改正点
  - (1) 基準時の問題
  - (2) 指数品目の問題
  - (3) ウェイトの問題
  - (4) 指数算式の問題 (以上, 本 号)
- III 指数算出資料(価格資料, 購入量資料)調達の問題
- IV 新旧指数接続の問題
- V 新旧指数の比較
- VI 新指数に対する批判 (以下, 次 号)

## I は し が き

ここ数年来, 物価に関する理論的, 実証的研究が, 政府の各種の経済見通しとそれに関連する諸政策の吟味, 批判を行なうことを目的として急速に発展してきた。すなわち, 日本資本主義の急激な経済成長とその構造的変化を物価水準およびその体系との関係で分析することが盛んになってきたことは周知の事実である。

本稿は物価変動分析の支柱たる消費者物価指数算出に関して, 昭和41年8月19日付で行なわれた統計審議会よりの行政管理庁長官宛ての答申に基づく改正

「消費者物価指数」の算定法について、単なる政府刊行物的解説を試みるものではなく、消費者物価指数に関する統計学基礎理論の立場より批判的に私見を述べることを目的とするものである。41年12月27日閣議了解事項として42年度の経済成長率は名目で12~13%、実質で8%台、消費者物価は4.5%高云々が発表されたのであるが、各種の政策樹立、見通しで重要な拠点的意味をもつ消費者物価指数が、どのような算出方法で計算されたかを知ることなく、あるいは、その方法を吟味、検討することなく、指数当局より公表された指数を無批判に利用することは極めて危険なことであるととも非科学的態度といわなければならない。いわば、本稿は筆者の「統計利用の理論」の一研究であり、従来、試みてきた「指数の理論的研究」とあいまって「指数研究」の1部を構成するものである。

わが国の物価指数には、(1)総理府統計局の「消費者物価指数」(2)日本銀行統計局の「東京小売物価指数」(3)同局の「卸売物価指数」(4)農林省農林経済統計調査部の「農林物価指数」(5)大蔵省関税局業務課の「貿易価格指数」および(6)日本銀行統計局の「輸出入物価指数」等がある。以上のうちで、(1)、(3)がその代表的なものとなされ、通常、わが国の物価について問題とするとき、この二つの物価指数をとりあげるのである。すなわち、前者によって消費者の経済生活を分析し、その収入=貨幣所得の水準の時間的、場地的変動を測定し、後者によって、企業間の原料、本完成品および完成品の物価水準の変動を測定し、商品の全般的な需給動向を把握し、景気動向を判断する。<sup>1)</sup>

元来、物価指数はそれがいかなるカテゴリーの物価をその内容とするかにかかわらず、多時点の同種現象を、その基準時として選定した時点(期間)の現象との対比で各時点の現象を表現した時系列である。もちろん、これ以上、ここでは物価指数そのものの本質規定にかかわることはできないが、いかなる物価指数であれ、その目的である物価水準の変動の正確な反映が、対象側の実体的変化により、歪みをもってくるとき、その算出方法を改正しなければならない。

わが国の消費者物価指数 (Consumer Price Index=CPI) は、昭和22年9月にその最初の公表をみ、その目的は戦後の混乱期の物価上昇を可急的すみやかに測定するため、21年8月～22年3月の8カ月を基準時とする、いわゆる1種の広礎法により、その必要とする資料としての価格は、消費者価格調査 (Consumers Prices Survey=CPS) による実際の取引価格である「実効価格」であり、フィッシャーの理想式によって、当時の物価水準を構成する個別価格の異状状態を緩和するよう意図された。その後、経済の一応の安定に対応し、24年8月に第1回の改正を行ない、基準時を23年1月～12月の1カ年とし、漸く正常な指数計算法を採用し、21年8月に遡及して改算した。その後は「家計の消費構造や商品需給などの変化を反映するため」<sup>2)</sup> に約5年を週期として改正されてきたのであるが、その今日の改正にいたるまで、下記の5時期の区分が行なわれる；すなわち

- (1) 昭和24年8月改正 (算出期間、21年8月～25年12月)
- (2) 昭和27年9月改正 (26年1月～29年12月)
- (3) 昭和32年12月改正 (30年1月～34年12月)
- (4) 昭和36年11月改正 (35年1月～39年12月)
- (5) 昭和41年11月改正 (40年1月以降)<sup>3)</sup>

本稿では(5)の41年11月改正について、物価指数の一般理論<sup>4)</sup>の立場より、しかも、物価指数利用者の側より、重要と考えられる諸問題を取りだし、私見を展開することにした。

物価指数の利用に際して、指数当局が公表した数値を何ら批判することなく、すなわち、統計の解説(検討説明)、批判(統計の正確性と信頼性の吟味)<sup>5)</sup>を行なわないで、統計解析の1つの、しかも重要な方法である時系列解析を行なっても、その解析結果より何ら実体的な知識をうることはできない。物価指数についての解説を批判とは、つぎの局面に関してなされることで、正しい統計の利用が保証されるであろう。

- (1) その物価指数の基準時は何時であるか。また、それが選ばれた理由は何

んであるか。

(2) 物価指数算出のため選ばれた商品はいかなるものであるか。その品目名と品目数の吟味。

(3) 選ばれた商品のウェイトは、どのように計算され、現実にどのような数値をとるかの検討。

(4) 物価指数の算出にとられた算式の吟味。

(5) 物価指数算出の基礎資料としての価格、数量（ここでは購入数量）を調達するに当たってとられた調査方法の検討。

(6) もし、その物価指数が何らかの理由で改正されたものであるときは、新旧指数の接続に、いかなる手順が用いられたかの検討。<sup>6)</sup>

したがって、われわれも以上の6項目について、今回の改正「消費者物価指数」を説明しよう。

(1) 後述のアメリカの「物価統計調査委員会」のレポートであるスティグラー・レポートによれば、「経済分析の観点からすれば、卸売物価指数は経済的に意味豊かなものであるとは考えられない。すなわち、その取引のカヴァレッジは、その経済内の生産者あるいは購入者のいかなる明確な集合をも記載しえないのである。」(Stigler Report, p.64)という。

(2) 総理府統計局『昭和40年基準消費者物価指数の改正について』（解説編）、昭和42年2月、19ページ

(3) 他の政府統計活動の場合同様、指数の改正についても行政管理庁長官より統計審議会に対して諮問し、同審議会（この場合は指数部会）は、よく審議し、その結果を答申する。今回の改正にいたるまで、昭和41年8月19日の第167回統計審議会においては答申内容が決定されるまで同年3月11日付で諮問されて以来4月以降、6回にわたって審議が行なわれ、41年8月19日付で答申するにおよんだ。その主な内容は下記のとおりである。

1. 現行の多くの指数を最近の経済情勢に即応したものにすることを、ウェイトをできるだけすみやかに最近時のものに改正すること。
2. ウェイト時の変更に伴い、比率の基準性もこれに合わせて昭和40年とすること。
3. 新旧指数の公表による混乱を避けるよう措置すること。

4. 各指数の性格, 利用上の注意, 改正概要について利用者の周知徹底をはかり, その誤解, 誤用を避けること。

なお, アメリカにおいても, 1959年7月に, 予算局は全国経済研究連合会(National Bureau of Economic Research)に物価統計の領域に属する諸問題の調査を命じ, a) 指数の使用, b) 現在の各指数の諸概念とその作成, c) 資料蒐集と公表の日時, d) 銘柄と蒐集の問題, e) 新しい商品, サービスの価格追加, f) 現在の各指数の改正の計画, g) 価格蒐集におけるサンプリングの使用, h) 消費者支出調査, i) 物価指数方法論の継続的研究計画等を検討もしくは審議するよう命じた。G. ステイグラーを委員長とする上記, 連合会のなかの「物価統計調査委員会」(Price Statistics Review Committee)による報告書が, いわゆる「ステイグラー・リポート」であり, この国の労働統計局によってすすめられている消費者物価指数改正計画の下図をなすものである。ちなみに, 今回のわが国の改正経過を知るには, 次のリポートをみられたい。

- 1) 吉田俊一 「昭和41年以降に改訂される指数の新基準時について」『統計情報』(行政管理庁統計基準局), vol. 15, No. 9, Sep. 1966, 267-270 ページ
- 2) 明石 頌 「昭和40年基準消費物価指数の改正」『統計情報』 vol. 16, No. 1, 8-9ページ
- 3) 東洋経済新報社 「高騰続ける消費者物価—改訂指数全商品の変動」『統計月報』2, 1967

アメリカの改正事情については, つぎの文献がある。

- 1) United States, *Government Price Statistics*, Part 1, 2 and 3 (U. S. Congress, Joint Economic Committee, Washington, DC, 1961)
- 2) P. J. Mc Carthy, Some Observations on Sampling in the Construction of Price Indexes, *Proceeding of the Social Statistics Section, ASA*, 1961, and *Review of the International Statistical Institute*, Vol. 31:2, 1963 pp. 182-193.
- 3) M. Wilkerson, The revised city sample for the consumer price index, *Monthly Labor Review*, Oct., 1960
- 4) O. A. Larsgaard and L. J. Mack, Compact Cars in the Consumer Price Index, *Monthly Labour Review*, Nov., 1961, pp. 1175-85.

- 5) M. Gildert, The Problem of Quality Changes and Index Numbers, *M. L. R.*, Sept., 1961, pp. 992-7.
- 6) C. V. McKenzie, Relative Importance of CPI Components, *M. L. R.*, Nov. 1961, pp. 1232-6.
- 7) E. D. Hoover, The CPI and Problems of Quality Change, *M. L. R.*, Nov., 1961, pp. 519-23.
- (4) R. G. D. Allen, Price Index Numbers, *Review of the International Statistical Institute*, vol. 31:3, 1963.

この論文はアレン教授により1963年、カナダ・オタワで開催された第34回国際統計学会で発表されたものであるが、同教授によれば物価指数を問題とすると、(i)その理論と(ii)実際の2つの面が区別されるべきである。すなわち、(i)は物価指数に関する諸概念の定義と適当な算式の選定の問題であって、経済理論の要請との関連で考察されなければならない。これに対して、(ii)はウェイト類型の推定、継続的な価格資料の蒐集、価格の時間的変動に影響する商品の季節性と質的变化のような要因の考察等の問題であるという。なお、同教授のつぎの発言は指数理論に関心をもつ者にとり非常に興味のあるものというべきであろう。すなわち「全く近時にいたるまでしかも指数算出に関する公共機関以外において、余り多くの関心はその算式に払われ、余りにもわずかしか価格蒐集の面に払われなかった。つまり、どのように適切にその算式が選ばれ、どのようにウェイトの方法が正確に行なわれたかにかかわりなく、物価変動を測る指数は、その価格資料の蒐集の範囲と正確さに従って上昇したり、下落したりするのである。」(p. 281)

- (5) 嶋川虎三 『統計学研究 I』, 1931年, 岩波書店, 96-114ページ
- (6) 加藤寛孝助教授は、その NBER での物価問題研究の経験を下記の論文にまとめられている。そこでつぎの一連の疑問を提せられ、「物価指数の反省」の必要を主張している。すなわち、「論者のうちのどれほどのひとが、これらの物価指数の性格を反省し、その具体的な作成技術を吟味し、さらには、より適切な、より信頼できる物価指数を作るための提案をしているだろうか。いいかえれば、どれほどのひとが、これらの物価指数の構成目や、ウェイトや、価格調査方法を検討しているであろうか。多くの場合、物価指数作成上のこまかい統計技術的問題は、総理府統計局や日銀統計局の担当者にまかせっぱなしにして、公表指数をそのまま無批判的に受け入れる傾向

があるのではなからうか。」(加藤寛孝「消費者物価と卸売物価の乖離」『経済評論』1966年12月号, 58—9ページ)。

以上の疑問は筆者自身のそれと全く同じである。

## II 主要な改正点

今回の **CPI** の主要な改正点として、(1)従来の指数基準時であった昭和35年が40年に変更されたこと。(2)これにともなって指数算出の重要な要因としてのウェイトの算定をも改正したこと。(3)従来の対象たる市部の非農林漁家世帯を、全国の非農林漁家世帯に拡大したこと。(4)従来の商品品目のうちの若干のものを除き、新しく数品目を追加したことがあげられる。

われわれによれば、指数当局が改正理由として、「昭和35年以降、消費の構造や価格の体系にかなりの変化がみられる」ことを挙げているが、これには異論をもつ。また、「従来から約5年ごとに……、指数の基準時とウェイトが新しいものにおきかえられてきた」ことを、あたかも改正の条件とする考え方にも納得いたしかねる。すなわち、後述するように、商品品目の除去と追加の実情を検討するならば、ただそれだけのことで果して消費構造、価格体系にかなりの変化があるとはうけとれないし、従来の5年週期説にも、何故に5年をもって改正の週期とするかの必然性うかがわれない。今回の改正について、われわれがもっとも着目する点は、既述のとおりその対象範囲を昭和37年7月に拡大した小売物価統計調査および家計調査の結果に基づいて全国の全市町村の約3,400市町村を母集団とし、それから抽出した170市町村に拡大したことである。

以下、新指数について、上述の6項目について、その改正点を検討しよう。

### 1. 基準時の問題

物価指数のみならず、すべての指数の算出にあたり、いかなる基準時をとる

かによって、その指数の語るところはおのずとときまってくる。すなわち、基準時はそれから変動が測定される「統計的綱柱」(statistical hitching post)である。<sup>1)</sup> このような基準時は「正常な時点」を選ぶべきものであるとされる。<sup>2)</sup>

既述のように、わが国の消費者物価指数についていえば、「従来、5年ごとに基準時が改正され、この意味で41年度は改正の年度にあったし、また、35年以降の經濟情勢の然らしむるところである」という。<sup>3)</sup>ところが、「5年ごと」という機械的、形式的な期間の規定と經濟情勢の変化という実質的な規定の対応をどこに求めたらよいのか、その説明は必ずしも明らかではない。むしろ、「昭和40年は国民所得あるいは産業連関表など國民經濟のベンチマーク年とされていること、國勢調査が実施された年であることなど他の関連經濟統計との比較のためにも便宜であることが指摘され」…「従年5年ごとに基準時を改訂してきているという機械的な理由以外に昭和40年が基準として適當であることの積極的な理由を見出すことは困難である旨の異論もあった。」<sup>4)</sup>とされる異論はわれわれにとって決して異論ではないのである。したがって、(1)「正常な年の選定条件が明確でないこと」、(2)「現状にそわないウェイトを続行することにはいっそう問題があること」の2つの理由で、40年度基準時説が正論となったとのことであるが、果して、35年度基準時による指数が、当局のいうように、そんなに“Old fashioned”とみなされなければならないのであろうか？ 既述のスティグラマー・レポートによれば、10年～20年の期間がある基準時について最適であるというのが多くの權威者の意見である。すなわち、20年がある基準時に長きにすぎるとしても、35年基準時に対して45年度までは現状を維持してもよかったのである。

そこで当局は「消費者家計の構造」と「価格の体系」についての著しい変化を客觀的に分析すべく、つぎの3つの方法を用いた：すなわち

- (1) ウェイトの時間的变化
- (2) 価格指数のちらばり
- (3) パーシェ・チェック



以下、その説くところである：すなわち

(1) ウェイトの時間的変化

本来、指数算出においてウェイトは「各種調査品目の相対的重要さを確定し、つぎにそれぞれの商品が最終結果に及ぼす影響力をそれぞれの相対的重要さに応ずるように調整する」<sup>5)</sup> 要因であって、ここでの場合には家計調査の結果より得た被調査世帯の支出額から算定する各品目の10,000を基礎数とする構成的統計比率である。その数値の大いさによって、当該商品の占める相対的重要度を判断することができることは指数の一般理論の教えるところである。このようなウェイトが時間的に変化することは、それぞれの商品が家計支出あるいは消費経済の体系中で占める重要度が時間的に変化することを意味し、いわゆる消費のパターンの時間的変化をこれから把握できるのである。第1表は人口5万人以上の都市のウェイトの変化を示すものである。

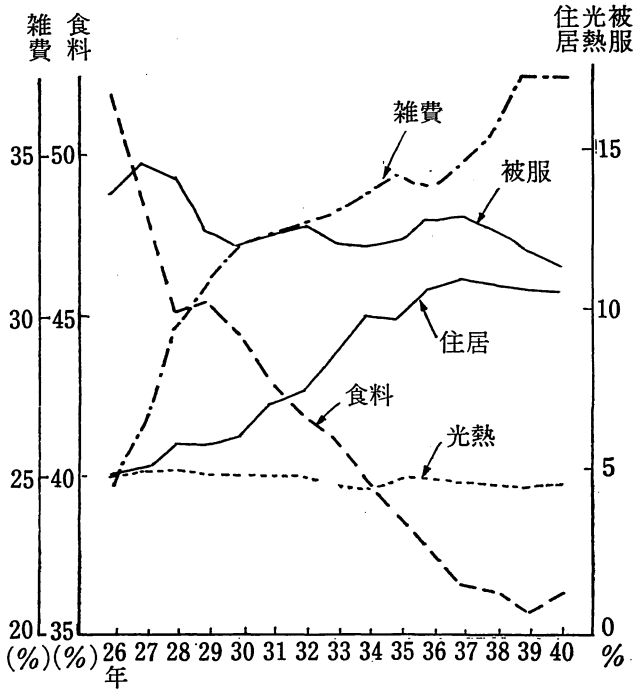
第1表 項目別ウェイトの変化

項 目	昭和30年	35年	36年	37年	38年	39年	40年
総 合	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000
食 料	5,066	4,522	4,393	4,256	4,236	4,186	4,232
× 主 食	1,894	1,373	1,195	1,049	1,019	950	880
× 生 鮮 魚 介	357	324	315	304	307	314	294
× 塩 干 魚 介	158	138	134	124	117	117	108
○ 肉 類	254	334	350	372	386	406	384
○ 乳 卵	272	333	347	358	362	374	347
× 野 菜	412	354	369	374	361	333	331
乾 物	72	92	94	90	90	82	79
× 加 工 食 品	408	405	403	400	391	377	354
× 調 味 料	395	320	300	283	287	273	240
× 菓 子	353	305	304	319	316	314	287
○ 果 物	193	215	227	228	239	268	244
酒 類	211	216	228	217	224	230	200
○ 飲 料	87	113	127	138	137	148	137
外 食	—	—	—	—	—	—	338
住 居	603	928	1,068	1,102	1,071	1,048	1,070
○ 家 賃 地 代	195	242	305	298	286	287	299

項 目	昭和30年	35年	36年	37年	38年	39年	40年
○ 設 備 修 繕	123	166	165	194	174	182	182
水 道 料	47	51	51	49	46	47	50
○ 家 具・什 器	238	469	547	561	565	532	539
光 熱	547	534	526	516	486	477	488
電 氣 ガ ス 代	—	—	—	—	—	—	326
その他の光熱	—	—	—	—	—	—	162
被 服	1,245	1,296	1,362	1,392	1,363	1,305	1,258
衣 料	912	918	988	1,008	968	928	896
身の回り品	333	378	374	384	395	377	362
雑 費	2,539	2,720	2,651	2,734	2,844	2,984	2,952
○ 保 健 医 療	137	323	334	343	351	380	377
× 理 容 衛 生	658	478	472	458	441	470	466
○ 交 通 通 信	249	305	306	316	361	370	381
○ 教 育	343	430	406	409	456	503	559
× 文 房 具	65	60	56	54	53	53	51
教 養 娛 楽	865	943	906	997	1,031	1,068	986
× た ば こ	222	181	171	157	151	140	132

上掲第1表の○印は相対的に増大，×印は減少したものであるが，総括的に  
 いて「食料が米，魚介，調味料などの減少により大幅に低下し」，「まき，木  
 炭を含んだ光熱および被服も若干減少している」，一方では「家賃，家具什器  
 を含んだ住居と保健医療，交通通信，教育，教養娯楽などの雑費のウェイトは  
 かなり増加している。」食料のうちでは「主食である米が著しく低下している  
 のに対し，肉，乳卵と果物，飲料などの嗜好食品の増加が目立っている。」<sup>6)</sup>  
 のであるが，第1図は家計消費支出を5大費目に分類しそれぞれが26～40年にわ  
 たり，どのように変化してきたかを示すものである。このような消費内容の変  
 化は消費者の消費行動そのものの変化によるが，それ自体は「所得の上昇とか  
 手持現金の大小」というような直接的な主体的要因と「技術革新による魅力あ  
 る新製品の開発，大量生産による価格の引下げ，マス・コミュニケーションや  
 広告宣伝の発達，デモンストレーション効果などのような外部的要因によって  
 左右される」とし，さらに「所得水準と年々の増加テンポこそもっとも大きく

第1図 消費支出構造の変化(都市勤労者世帯)



備考) 昭和40年度『国民生活白書』56ページ

左右するもの」<sup>7)</sup> という。しかし、以上のいずれも果して消費者の経済行動を実質的に **level-up** したかどうかは甚だしく疑わしい。特に『白書』がいう外部的要因は、いやらしいそしておしつけがましいテレビ・コマーシャルによる消費の不健全化をもたらし、新製品の開発も大量生産による価格引下げも余りにも空々しい響きをもつ白書用語であるにすぎない。まして、「財閥解体など経済民主化」による「企業間の競争と国際市場への復帰」があたかも国民の消費行動にプラスとなったかのごとく述べていることには、にわかに追わずいがたい。

われわれの当面の問題は、第1表で示されるように消費支出額の構成的統計比率の時間的変化で果して、指数算出の基準時を改正するだけの重要な消費構

造の変化があったと断定することが適切であるかどうかということである。第2表は第1表より求めた35年対比の40年度の5大費目別、ただし、I.食料だけ

第2表

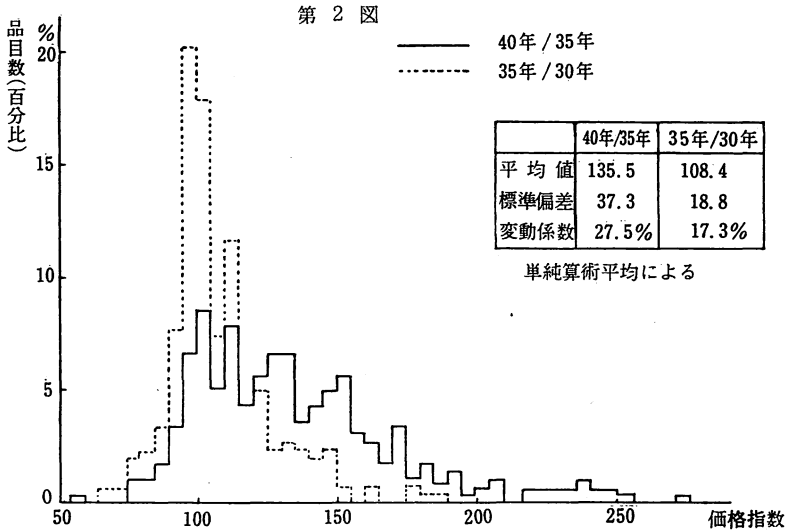
次 目	昭和35年	40年
I 食 料	100.00	93.59
1. 主 食	100.00	64.09
2. 生鮮野菜	100.00	90.74
3. 塩干魚介	100.00	78.26
4. 肉 類	100.00	114.97
5. 乳 卵	100.00	104.20
6. 野 菜	100.00	93.50
7. 乾 物	100.00	94.57
8. 加工食品	100.00	87.40
9. 調 味 料	100.00	75.00
10. 菓 子	100.00	94.10
11. 果 物	100.00	113.49
12. 酒 類	100.00	111.24
13. 飲 料	100.00	121.24
14. 外 食	100.00	
II 居 住	100.00	115.30
III 光 熱	100.00	91.39
IV 被 服	100.00	97.07
V 雑 費	100.00	108.53

は中分類の14項目の百分率である。これによると、I.食料は93.59(-)、II.住居は115.30(+)、III.光熱は91.39(-)、IV.被服は97.07(-)、V.雑費は108.53であり、果してこれだけの変化でもって「著しい変化」といいうるだろうか。また、「卸売物価指数や生産指数を続いて改定されるはずだ」<sup>8)</sup>とされるが、従来の慣例より、他の指数基準も消費者物価指数の基準に統一されることを考えるならば、以上のような確固たる根拠のない改正に疑問をいだくのは筆者だけに限らないであろう。旧指数の基準時である35年度が指数本来の機能である相対的比較の基準である正常性を失ったときに初めて改正されて然るべきものである。もし、そうで

ないならば、指数の形式をとる時系列による物価、ここでは消費者物価の統計的研究の真の対象を意識的に破棄するものといわなければならないし、物価安定の政策面からみてもきわめて慎しむべきことというべきであろう。したがって、「あるいは基準時を改正することについても政治的な意図が介在するのではないかといった誤解も生じやすいので、これらの指数の性格、利用上の注意、改正の概要などについて利用者を啓発することのみ必要が強調され、答申された。」<sup>9)</sup>とあっても、利用者を啓発することをいくら強調しても、問題は依然とて残るであろう。<sup>10)</sup>

(2) 価格指数のちらばり

つぎに35年度と40年度、35年度と30年度との個々の商品の単価価格比を計算し、それぞれの価格比の度数分布を求め、これを図示したものが第2図である。<sup>11)</sup>これによると実線の40年/35年の価格比の度数分布と35年/30年の価格比



備考)総理府統計局, 上掲, (解説編), 4 ページ

の度数分布のちらばり(分布)を比較するならば、確かに前者は後者より、そのちらばりは大きい。別言すれ 前者では後者より物価がいちじるしく騰貴したことを意味するだけである。

(3) パーシエ・チェック (40年/35年, 35年/30年)

基礎的な指数算式に、ラスパイレス式(Las式)とパーシエ式(Paa式)およびLas式とPaa式の幾何平均の形式をとるフィッシャー理想式があることは周知のところである<sup>12)</sup>:すなわち

$$Las式 = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \dots\dots\dots (1)$$

$$Paa式 = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{フィッシャー理想式} = \sqrt{\frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \times \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}} \dots\dots\dots (3)$$

以上の第(1)式と第2式とのあいだの絶対値による差、すなわち

$$Paa式 - Las式 = D \dots\dots\dots (4)$$

および、両式による指数の相対的比較、すなわち

$$D : Las式 = \delta \dots\dots\dots (5)$$

によって、基準時と比較時とのあいだの經濟構造の変動を把握しようと考え  
る。<sup>13)</sup>たとえば、ボルトキヴィッチはアメリカの資料によって Las式、Paa式  
によるつぎの第3表の結果を算出している：すなわち

第3表 アメリカの資料による Las式、Paa式 物価指数<sup>14)</sup>

年 度	1913年	1914年	1915年	1916年	1917年	1918年
i	0	1	2	3	4	5
100 P <sub>0i</sub> <sup>(1)</sup>	100	99.93	99.67	114.08	1629.07	177.87
100 P <sub>0i</sub> <sup>(2)</sup>	100	100.32	100.10	114.35	161.05	177.43
100 D	—	+0.39	+0.43	+0.27	-1.02	-0.44
100 δ	—	+0.39	+0.43	+0.24	-0.63	-0.25

第3表から両指数の2つの差、すなわち 100・D と 100・δ とはともにきわめて小  
さい数値を示し、ほとんど無視してもよい。このような両指数の比較による經  
濟構造の実体的比較をパーシェ・チェックという。<sup>15)</sup>

新指数の基準時を35年より40年へ改正することの第3の理由として、つぎの

第4表 パーシェ・チェック

項 目	Paa式		Las式		(Las式-Paa式) /Las式	
	40/35	35/30	40/35	35/30	40/35	35/30
總 合	127.5	106.6	135.2	107.9	5.7	1.2
食 料	134.7	104.7	141.8	105.7	5.0	0.7
住 居	117.6	113.4	128.9	127.9	8.8	11.3
光 熱	100.2	108.1	108.5	112.3	7.6	3.7
被 服	122.4	97.9	123.9	87.3	1.2	-0.6
雜 費	127.	111.9	137.1	111.6	6.9	-0.3

第4表で示されるパーシェ  
・チェック (40年/35年, 35  
年/30年)をあげる。すなわ  
ち、最終欄は上述の 100 δに  
あたり「総合」では 5.7と  
1.2であるが、部門別にみ  
ると「住居」の 8.8と 11.3が  
最大、「被服」の 1.2 (40/35)

「雑費」の-0.3 (35/30) が最小である。第4表より(40/35)「住居」以外のいずれの100 $\delta$ も(35/30)のそれよりも大であることより、前者が後者よりも消費の内容の同質性という点で、より低い。したがって、その指数の現実反映度がより低いことを意味する。しかし、*Paa*式と*Las*式によって算出した指数間に一定の差があることは、その数式上の当然の結果であり、<sup>16)</sup>このような差をもって直ちに全面的に消費行動の内容的変化を表示するものとするのは疑問である。

以上の3方法は必ずしも消費者物価指数の基準時を変更する客観的根拠として、われわれを納得させるだけのものとはいえないようである。むしろ、基準時改正を先きにうち出して、これをうらづけるべく、以上の3方法をもってきたかの感をいただくのである。

## 2. 指数品目の問題

指数算出にいかなる商品の品目をいかなる品目数でとり入れるかは重要な問題であり、もし、与えられた条件が指数当局をして自由にその指数算出目的に応ずるだけ熟しているならば、<sup>17)</sup>ミッチェルのいうように「市場がかわっても、または、年度がかわっても実質的には一様な」商品を選定すべしという「一般に承認された1つの原則」<sup>18)</sup>がある。また、選定される商品は「代表的商品」(Representative Commodity)であらねばならないし、その品目数は消費者の購買市場を忠実に反映するだけのものであらねばならない。(後述、消費者物価指数とサンプリングの関係の項を参照せよ)

この問題については指数当局の説明は下記のとおりである：すなわち

- (1) 家計支出上重要度が高いこと、
- (2) 価格変動の上で代表性のあること、
- (3) 銘柄を規定して長期間価格を調査できること。

なお、以上を統一的につらぬくものは「消費者が購入する多数の商品およびサービスの全体の物価変動を代表できるように」<sup>19)</sup>ということがその原則であ

るとする。あるいは「各グループは消費の最も重要な項目、殊にその価格の変動が包括されない商品の価格の変化の代表的なものとして考えられるよう商品を含むしなければならない」<sup>20)</sup>。すなわち 価格についての 代表性を強調するものである。

つぎに、いかなる商品を選定すべきかという問題に関連して、商品の質的変化の問題とその季節変動の問題とが生ずる。一般的にいて、物価指数の算出に際して用いられる商品の質的変化の修正の問題へのアプローチにはつぎの3つの方法があげられる：すなわち

(1) 各商品をそれにみられる質的相異を十分に反映するに考えられるよう個々の別々の銘柄に分割し、それぞれの分割したものを指数算出では別個の商品としてとりあつかう。したがって、品目数は増加せられる。

(2) 価格分割と統合による方法であり、ある単一の商品の1種または数種の密接に関連性のある変種の時間を通じての変動が出来るだけ長期にわたって記録される。もしある変種が市場より姿を消すとき、他の銘柄がそれに代替する。この新しい銘柄の価格は、価格もしくは品質が一定不変と仮定して当該指数において統合される。さらに、この代替は

- (i) 同一の品目名で十分に記載される別の商品での代替、
- (ii) 同一目的に役立つが、同一の品質のものでない、しかも新しい品目名で記載される商品の代替に区別されるであろう。<sup>21)</sup>

(3) 指数算出の要因である消費者の商品購入

- (i) 代替が原銘柄と一致するときは、その価格は連続的な系列の原銘柄の価格と直接に比較される。
- (ii) 代替が新銘柄で記載されるときは、原銘柄とそのさし変え銘柄の両方の価格が代替が行なわれるときに獲得され、代替銘柄の価格は指数にリンクされる。
- (iii) 重複価格は新銘柄については得られない。すなわち数量もしくは品質差に帰しうる価格差の部分は価格の比較から推定される。



A.フルウィッツによれば、 $P_i$ =原銘柄価格、 $P_j$ =代替(とりかえ)銘柄価格とすれば、つぎの3タイプが本文中の(i), (ii), (iii)に対応する:

$$\text{第1タイプ: } \frac{P_j^a}{P_i^{a-1}} \times 100,$$

$$\text{第2タイプ: } \left( \frac{P_i^a}{P_i^{a-1}} \right) \left( \frac{P_j^{a+1}}{P_j^a} \right) \times 100,$$

$$\text{第3タイプ: } \left( \frac{P_j^a}{P_i^{a-1}} \right) \left( \frac{1}{g} \right) \times 100.$$

第3タイプの $1/g$ は代替品目価格の数量一品質要因である。

単位をその商品の内的効用により適応する測定標準へと価格あるいは数量の表示の基礎を変更して、質的变化についての調節を行なう。また、たとえば牛乳の価格を牛乳の含有脂肪単位当りで、またアルコール含有飲料の価格をそのアルコールの強度で表示することによって質的变化についての調節を行なう場合があげられる。<sup>22)</sup>

以上述べたような商品の質的变化に対応する指数算出についての調節方法をもってしても、その結果が不十分なものであることが予め判明するならば、次式による連鎖指数算式によるべしとは、通常の数理論に関する教科書風な文献の述べるところである:すなわち

$$\pi_{03} = \pi_{01} \cdot \pi_{12} \cdot \pi_{23} \dots \dots \dots (6)$$

この第(6)式で $\pi_{ij}$ は基準時としてとられた*i*年度での*j*年度指数である。

つぎに、われわれは指数算出にとり入れられる商品のもつ季節性をどのように処理すべきかを考えよう。勿論ここでの季節性は自然的季節性のみをいうのではなく、社会的季節性(宗教的、社会的なものを含む)をいう。<sup>23)</sup>たとえば、野菜、果物、生鮮魚介類は自然的季節的影響をうける典型的なものであり、これらの商品について季節的影響を比較的にうけないか、あるいは全くうけない商品を同一視することは不合理であり、この問題は物価指数、特に消費者物価

指数、生計費指数および小売物価指数の算出と利用とで重要な問題としてとりあつかわれてきた。<sup>24)</sup>

ここでとりあつかう消費者物価指数では、その支出集計の価格要因はその年間を通じての平均価格であり、基準時である年度から連続する月々(比較時たる)の「純粹」な物価変動を測定し、したがって、指数の月別変動は、物価変動の季節性を反映し、季節的物価の影響を除去するには月別の価格あるいは指数系列から季節的変動を除去することによらなければならない。この方法は指数算出後の事後的処置であり、年間を通じての「マーケット・バスケット」には存在するが、ある特定の観察期間に市場に存在しない、したがって、季節的品目については、その価格資料は調達することは不可能であり、この期間中は品目サンプルから除去し、再び市場に現われたとき、季節終止期と季節開始期の価格を比較し、再びサンプルにとり入れる。この方法は指数のウェイトを固定すると同じであり、したがって総指数の変動によってこれらの品目の価格変動が推定される。

以上の点が、新指数算出にどのようにとりあつかわれているか。以下はその説明である。再三にわたり述べるように新指数は「最近の消費構造を反映するように」基準時が変更され、それに伴って、昭和40年の観点から指数品目を改廃、拡充される必要にせまられたのである。すなわち、その品目数は従来の332品目から364品目に増加した。その増加基準は(i)生計費に占める重要度が高くなったもの<sup>25)</sup>、(ii)指数の精確度を高めるために調査品目を追加したものとがある。つぎの第5表は新指数の追加品目の一覧表である。

全国、東京都および人口5万以上の都市の旧指数の332品目、新指数の364品目の品目別構成状態は第6表のとおりである。

ウェイトについては後述するとして、品目数についてみれば、全国、東京都および人口5万人以上の都市の3地域のいずれについても食料の品目数は著しく増大している。ここで著しくというのは、消費慣習よりいうと食料はその品目数からいうと最も変化の乏しいものと考えられる。それにもかかわらず、こ

第5表 新指数の品目の変更

(1) 追加品目(43) 食料	うるち米(上米・並米とに区別), あんぱん, 即席ラーメン, チーズ, レタス, カリフラワー, ピーマン, 魚肉ソーセージ, マヨネーズ, チューインガム, バナナ, いちご, 清酒(特級, 1級), 合成清酒, インスタントコーヒー, かけうどん, 中華そば, カレーライス, 親子どんぶり, コーヒー(21品目)
住居	大工手間代, 電気掃除機, 腕時計, 台所用洗剤(4品目)
光熱	プロパンガス(1品目)
被服	替ズボン(混紡), ワイシャツ(混紡), 婦人ウール着尺地, 子供ビニールぐつ, 洗たく代(脊広)(5品目)
雑費	入浴料(中人, 小人) PTA会費(中学), 辞典, ビニール製ボール, 月謝(珠算), たばこ(ホープL, ひびき, とうきょう64, ピース, パンドール, グロリア)(12品目)
(2) 廃止品目(11) 食料	大根(春・秋の銘柄をなくする), にんじん(3寸, 長の銘柄の区別をなくする), うずら豆, ごま(4品目)
被服	絹地(富士絹)化繊地(スフモスリン), 子供げた(3品目)
雑費	駆虫剤ラジオ聴取料, たばこ(日光, アストリア)(4品目)

資料) 総理府統計局『昭和40年基準消費者物資指数の改正について』, 5ページより

のような増大とみたことは, わが国民の食生活のパラティが第5表の示すごとく「野菜」も大根, にんじん, 豆類からチーズをかじり, カリフラワーを食べるという質的变化をなしたことによる。つぎに新旧指数の品目について価格の上昇, 下落と購入数量の増減の関係をみると第7表のようになる。これより各商品の新旧指数への影響度を知りるとともに, このような  $p$  (価格) と  $q$  (購入量) の変動の組合せによって, 消費財市場の商品の市場性を推定しうる。

26)

つぎにその一般理論について若干ふれた季節性のある商品(生鮮魚介類, 野菜類, 果物類)について述べよう。このような商品の価格はその供給量の側から, あるときには暴騰をきたす。極端な場合は市場より, この種の商品の販売は全

第6表 新旧指数のウェイト、品目数の比較対照

項 目	全 国				東 京 都				人口5万以上の都市			
	ウェイト		品目数		ウェイト		品目数		ウェイト		品目数	
	新	旧	新	旧	新	旧	新	旧	新	旧		
総 合	10.000	10.000	364	332	10.000	10.000	364	332	10.000	10.000	364	332
食 料	4.245	4.522	146	129	4.086	4.306	146	129	4.232	4.522	146	129
穀 類	942	1,373	11	8	697	1,077	11	8	889	1,373	11	8
その他の食料	3,303	3,149	135	121	3,389	3,229	135	121	3,343	3,149	135	121
魚 介	411	462	24	24	372	413	24	24	402	462	24	24
肉 類	359	334	8	8	387	336	8	8	384	334	8	8
乳 卵	339	333	5	4	339	388	5	4	347	333	5	4
野 菜	315	354	20	19	345	366	20	19	331	354	20	19
乾 物	81	92	7	9	73	96	7	9	79	92	7	9
加工食品	353	405	19	18	343	401	19	18	354	405	19	18
調味料	251	320	10	9	215	305	10	9	240	320	10	9
菓子果物	530	520	23	20	547	575	23	20	531	520	23	20
酒 類	216	216	7	4	196	220	7	4	200	216	7	4
飲 料	134	113	7	6	148	129	7	6	137	113	7	6
住 居	1.073	928	45	41	1.065	879	45	41	1.070	928	45	41
家賃地代	257	242	3	3	350	238	3	3	299	242	3	3
住宅修繕	198	166	11	10	174	154	11	10	182	166	11	10
水道料	47	51	1	1	41	44	1	1	50	51	1	1
家具什器	571	469	30	27	500	443	30	27	539	469	30	27
光 熱	495	534	8	7	447	516	8	7	488	534	8	7
被 服	1.280	1.296	62	60	1.298	1.266	62	60	1.258	1.296	62	60
雑 費	2.906	2.720	103	95	3.104	3.033	103	95	2.952	2.720	103	95
保健衛生	832	801	31	30	826	836	31	30	843	801	31	30
交通通信	379	305	14	14	434	391	14	14	381	305	14	14
教 育	525	430	8	7	639	486	8	7	559	430	8	7
文房具	53	60	7	7	44	55	7	7	51	60	7	7
教養娯楽	970	943	22	20	1,056	1,139	22	20	986	943	22	20
たばこ	147	181	21	17	105	126	21	17	132	81	21	17
(外 食)	314	—	5	—	424	—	5	—	338	—	5	—

資新) 総理府統計局、『解説編』36ページ、同局『小売物価統計調査報告』より作成

第7表 価格・購入数量の変動と商品品目名

(1) 価格上昇・購入量増	塩さけ, たらこ, 干のり, ビール, 既製服, 新聞代, 月謝等の7品目
(2) 価格下落*・購入量減	煮干, 丸干いわし, するめ, 小豆, 干しいたけ, 清酒, 焼ちゅう, 布地, 毛糸, ぬい糸, 雑誌, 週刊誌, 切花, レコード等の14品目
(3) 価格下落・購入量増	食パン, あんぱん, 豚肉, とり肉, ハム, インスタントコーヒー, 乳酸菌飲料, 電気代, 灯油, 入浴料(中, 小人), 化粧品, 公立高校授業料, 万年筆, 通話料, タクシー代等の15品目
(4) 価格上昇**・購入量減	米, 牛肉, 緑茶, まき, 木炭, 石炭, 入浴料(大人), 私立学校授業料, クレヨン, 絵具, 運賃, 郵便料等の12品目

(注)「価格下落\*」は「価格の上昇の幅が小さいか, やや下落」, 「価格上昇\*\*」は「価格上昇の大きいもの」を意味する。

資料) 既掲『解説編』6ページより作成

く姿を消すこともあり, あるいは月々その価格が変動することもある。これを需要側からみると, ある期間には家計調査の結果に全くみられないが, 他の期間には可成りの購入量が記載されるものがある。したがって, 季節性の明瞭な商品を指数算出にとるとき, これを結果としての指数で反映させるためには後述のウェイトの操作でとり入れるのである。

### 3. ウェイトの問題

指数算出において, とられるすべての商品の価格は同一の重要度で並列し, 平均に同じように影響するものではなく, その影響は, 各商品のもつ「重要さ」(Wichtigkeit)によって順序づけられる。したがって価格比の加重平均が計算されなければならない。<sup>26)</sup>そして, 指数算出にこのような商品の重要さをどのように反映せしめるかという問題は, 指数理論の学史的な研究における最初から論争の多いものであった。<sup>27)</sup>ここで, われわれは, そのこと自身にふれる必要はないであろう。

ウェイトは商品の「相対的重要さ」を表現するものであり、その一般的規則としてつぎのものがあげられる。<sup>28)</sup>：すなわち

(i) 各商品の価格集計に用いられる個々の価格は、その数量でウェイトされなければならない。

(ii) 価格比、数量比は価額でウェイトされなければならない。

(iii) 数量集計はウェイトとして価格を用いなければならない。

以上はきわめて常識的な規則であるが、ミッチェルによれば「ウェイトは貨幣額であるべきか、あるいは物的量額であるべきか。ウェイトは年々変更すべきか、あるいは一定に据置くべきか。ウェイトは商品自体の重要さに応じて定めるべきか、あるいは価格変動におけるある種の型の代表としてのその商品の重要さも考慮すべきであろうか。」という3つの重要な問題を提起し、「これらの基礎価格にそのときの事情により財の物的生産量、交換量、あるいは消費量のいずれかを乗ずることが最も正しい」と述べ、ウェイトとしてとるべき要因について規定し、「ウェイトの体系を、たとえば10年に1回改定し、若干の年度については新旧両方のウェイトをもって結果を二重に計算し、これによってウェイトの変化の影響を示すこと」をもって「固定ウェイト法」の硬着性と「変動ウェイト法」の基準不定性の2つの矛盾を救う妥協とする。最後に「型を異にするあらゆる価格変動——が、それぞれの型を示す商品の相対的重要さに比例するごとくに表現されなければ、総体的物価水準の変動を測る正確な尺度は求められない」とし、「商品自体の相対的重要さ」をとらないで、「価格変動の体系において占める特定商品の重要さ」にその相対性の判断規準を求めるのである。<sup>29)</sup>

以上より、ウェイトの問題は、既述の指数算出における基準時の問題、商品の問題と切りはなしては論じえない。あるいは、これらの問題に基礎資料たる価格・購入量についてのサンプリングの問題をも斟酌することによって、より深く理論の中核にせまることができるのである。

説明の便宜上、若干の数式を用いることにする。いま、ウェイト改正の2時

点（たとえば、昭和35年と40年）間において、指数算式は

$$R_{at} = \sum W_i^a \left( \frac{P_i^t}{P_i^a} \right) \dots\dots\dots (7)$$

で示される。すなわち、ウェイト、基準時(a)から比較時(t)までの価格変動を測定する価格比の加重平均算式である。第(7)式の  $W_i^a$  は商品、サービスの i 層への支出額のウェイト・基準時における総支出額へ対する比率であり、 $(P_i^t/P_i^a)$  は i 層から抽出したサンプル品目の相対的価格変動を示すものである。ウェイト基準の改正が行なわれるときは、新ウェイトを品目サンプルによる指数算出は、新ウェイト・基準時での指数系列へリンクされる。したがって、長期にわたる消費者物価指数は、リンク間の固定ウェイトによる連鎖指数となるのである。これより、つぎの第(8)式が導かれる：すなわち

$$R_{at} = \left[ \sum W_i^a \left( \frac{P_i^a}{P_i^o} \right) \right] \left[ \sum W_i^a \left( \frac{P_i^b}{P_i^a} \right) \right] \dots \left[ \sum W_i^{t-1} \left( \frac{P_i^t}{P_i^{t-1}} \right) \right] \dots\dots (8)$$

このリンクされた系列は、その参照基準時が系列のなかのある時点へシフトされるから連続的であり、かつ一致的であると考えられる。さらに、消費者物価指数は、「純粋な」価格変動のみを測定し、そのウェイトの構成は商品・サービスの「固定マーケット・バスケット」に基づく。これより、A.フルウィッツの「かくして、指数算式は指数の基礎構造を示すけれども、その測定の一意的な定義はウェイト要因とその計算におい平均される価格比の性質によって特徴づけられる」という指数の「形式」（「基礎構造」は「形式」におきかえられる）と「意味」（「一意的な定義」は「意味」(Sinn)におきかえられる）と区分し、さらに「指数が実際に測定するものは、つぎの事柄によって確定される」：すなわち

- (a) 基準時ウェイト支出総額の全体的構成、
- (b) この支出総額の変動をもたらす変数が指数目的に対応するよう、すなわち、(1)その時間的変動が指数によって測定される「価格要因」と、(2)指数の確定不変的「ウェイト要因」が、形成する支出総額の他のすべての変数の2分

法 (dichotomy) へどのように分類されるかによって決定され<sup>30)</sup> という場合のウェイト要因は、彼によるとつぎの各因子によって決定もしくは包括される：すなわち

(1) 世帯構成員数，年齢構成，職業，相対的所得水準，

(2) 現在消費に利用しうる財貨・サービスの手持高から誘導される効用あるいは満足で表わした消費額。

以上のうちの(2)は消費者行動，市場構造，効用費用の構成部分間の函数関係等に基づくもので，その客観的分析によって簡単に展開されがたいものである。したがって(1)で述べた諸要因に実際のウェイト要因決定に当って考慮されるべきものである。以上が消費者物価指数のウェイトの基本問題である。

さて，わが国の今次の改正指数算出のウェイトはどのようなものであるかを述べなければならない。第6表は新旧階数のウェイトと品目数の項目別対照を示したものであるが，旧指数は昭和35年における家計調査の品目別支出金額から算出したように，新指数は基準時である昭和40年の家計調査の支出額から新たに算出している。<sup>31)</sup> その結果は第6表に示したとおりである。ただし，既述の季節的変動の著しい生鮮魚介類，野菜類，果物類については，家計調査の昭和39年，40年の2年分の結果を月別に平均し，月々異なるウェイトを算出した<sup>32)</sup>。また，指数品目として「小売物価統計調査」によって調査する品目と同種品目のなかより，選定した特定品目であり，そのウェイトの決定は，その品目全体のウェイトを反映するように考慮して行なわれる。そのため昭和40年の年間平均1世帯当りの品目結果(家計調査の)を市町村ごとに分割統合して指数品目へうつしかえる。その部分がつぎの第8表で示される。すなわち，各品目の左側の番号は，それぞれコーディング・ナンバーであり，(100~109)で示されるように家計調査集計項目の米類は「普通米」(100)から「もち米」(106)，「その他」(109)までの7品目，指数品目は素材と用途より(1000~1490)の「主食」を，(1000~1601)の「うるち米」(配)を1000「の並米(普通米)」と1001の「上米(特選米)」に区分し，1050の「もち米(非)」までに区分し，両項目を対照的



第8表 家計調査集計項目の指数品目への分割統合

家計調査集計項目	分割統合	指数品目	
(100~989)		(1,000~9,300) 総合	
(100~393)		(1,000~3,920) 食料	
(100~150)		(1,000~1,490) 主食	
(100~109) 米 類		1,000~1,001 うるち米(配)	
100 普通米	/	(1,000) 並 米(普通米)*	
101 特選米		(1,001) 上 米(特選米)*	
102 内地米(非)	}	1,010 うるち米(非)	
103 徳用米		(類内配分)	
104 外 米			
105 もち米(配)		1,040 もち米(配)	
106 もち米(非)		1,050 もち米(非)	
109 その他	(類内配分)		
(110~119) 麦雑穀類			
110 押 麦	/	1,100 押 麦	
119 その他			
⋮		⋮	
(220~224) 生 肉 類		(2,200~2,260) 肉 類	
220 牛 肉	/ 1/2	2,200 牛 肉(コース)	
		2,201 牛 肉(中)	
221 豚 肉	/ 1/2	2,210 豚 肉(コース)	
		2,211 豚 肉(中)	
222 鶏 肉		2,220 鶏 肉	
223 鯨 肉		2,230 鯨 肉	
224 その他の肉	(類内配分)		

資料) 総理府統計局既掲『解説編』63—64ページ

に示し、家計調査集計項目の「普通米」(100)と「特選米」(101)とを指数品目の「うるち米」(配((1000~1001)に統合している。ここで(類内配分)とあるのは「その項目が属している最小の類のうちの指数品目の支出金額に比例して配分すること」を意味するもので、たとえば、肉類について説明するため、つぎの第9表を利用する。この表で第3欄の「指数品目以外の品目」とは「指数品目以外の品目の合算を按分した額」を示すものであり、また牛肉、豚肉の調査銘柄

第9表 ウェイト作成の1例(肉類・東京都区部)

家計調査集計項目	実際の支出金額	指数品目 以外の品目	ウェイト	指数品目
肉 類	2,314円			肉 数
生 肉 類	1,834	—	—	—
牛 肉	566	(25)	591	牛 肉
豚 肉	878	(38)	916	豚 肉
鶏 肉	282	(12)	294	鶏 肉
鯨 肉	32	( 1)	33	鯨 肉
そ の 他 の 肉	76	76	—	—
加工肉類	480	—	—	—
ハ ム	245	(67)	312	ハ ム
ソーセージ	132	(36)	168	ソーセージ
ベーコン	30	} 103	—	—
その他の加工肉	73			

資料) 総理府統計局, 上掲『解説編』12ページ

は、それぞれ第8表で示したように「ロース」と「中」に分かれているが、これにはそれぞれのウェイトを折半してあてた。さて、第9表の第1欄は「家計調査集計項目」<sup>33)</sup>であり、第2欄の「実際の支出金額」は「東京都区内の1世帯当たりの月間支出金額」を示すものである。<sup>34)</sup>「ベーコン」、「その他の肉」、「その他の加工肉」は指数品目にはないが、その支出金額を求めなければならない。同様に「加工肉類」の「ベーコン」と「その他の加工肉」は指数品目にはない。「生肉類」の76円、「加工肉類」の「指数品目以外の品目」の合計は103円であり、これをハムでは、 $245/(245+132)$  だけ、ソーセージでは、 $132/(245+132)$  だけ按分され、ハムのウェイトは312、ソーセージのそれは168となる。このようにして第4欄のウェイトが求められたのである。<sup>35)</sup>

つぎに市町村別1世帯あたりのウェイトが定められる。これについては後述するサンプリングの説明について述べる箇所であらう。

季節性の高い商品のウェイトについては、既に簡単にふれておいた。すなわち、昭和39年、40年の2カ年の家計調査結果より平均を求め類合計ウェイトと

して年間固定ウェイトを用いるが、別に同調査により市町村ごとの39年、40年の月別品目別結果より、2カ年の該当月の金額の単純算術平均を用いる。したがって品目別ウェイトと季節性の高い商品の類合計ウェイトの2種のものを用

第10表 新指数の季節商品のウェイト

品 目	全 国		人口5万 以上の都市		品 目	全 国		人口5万 以上の都市	
	ウ ェ ィ ト	1万 分 比	ウ ェ ィ ト	1万 分 比		ウ ェ ィ ト	1万 分 比	ウ ェ ィ ト	1万 分 比
生鮮魚介	393.432	300	215.794	294	大 根	17,195	18	13,860	19
ま ぐ ろ	37,528	39	31,741	43	にんじん	12,488	13	9,653	13
あ じ	31,305	32	20,887	28	ご ぼ う	8,185	8	5,915	8
い わ し	6,611	7	4,565	6	玉 ね ぎ	22,632	23	17,803	24
か つ お	7,850	8	5,231	7	か ぶ	3,298	3	2,810	4
か れ い	21,892	23	15,785	21	れんこん	5,665	6	4,447	6
さ け	26,069	27	21,241	29	かぼちゃ	6,707	7	5,119	7
さ ば	28,150	29	17,807	24	きゅうり	40,465	41	32,716	45
さ ん ま	9,218	9	5,542	9	な す	22,215	23	17,872	24
た ら	7,407	6	4,913	7	ト マ ト	32,259	33	25,086	34
た い	20,784	21	16,593	23	ピーマン	7,072	7	5,866	8
ぶ り	20,920	22	15,566	21	果 物	235,832	241	178,618	244
い か	39,382	40	27,786	38	み かん	80,778	82	61,847	84
た こ	17,504	18	12,466	17	夏みかん	11,928	12	9,086	13
ひ ら め	3,414	3	2,626	4	りんご(紅玉)	20,159	21	13,997	19
あ さ り	3,519	4	2,898	4	りんご(国光)	20,156	20	13,995	19
か き	9,919	10	7,739	11	な し	13,902	14	10,285	14
し じ み	1,960	2	1,408	2	か き	6,694	7	4,967	7
野 菜	307.434	315	243.178	331	ぶ ど う	13,326	14	10,152	14
キャベツ	28,633	29	22,294	30	す い か	14,804	15	11,145	15
ほうれん草	14,685	15	11,687	16	も も	7,809	8	6,117	8
白 菜	21,102	22	16,125	22	パ ナ ナ	34,855	36	27,152	37
ね ぎ	20,298	21	16,285	22	イ チ ゴ	11,311	12	9,875	14
レ タ ス	4,114	4	3,784	5					
カリフラワー	1,461	2	1,212	2					
甘 し ょ	8,466	9	6,554	9					
ばれいしょ	19,282	20	15,321	21					
里 い も	11,212	11	8,769	12					

資料) 総理府統計局、既掲、『解説編』45—7 ページ

いる。この2種のウェイトのそれぞれの合計は必ずしも一致しない。これを一致するように品目別ウェイトを調整したものが、新指数の「季節商品の月別ウェイト」である。<sup>36)</sup>第10表は新指数の季節商品のウェイトを示したものである。

この第10表のウェイトを後述の手続きで調整し、第11表の月別ウェイトに一致するようにし、月別ウェイトによる指数を算出するものである。第11表では

第11表 季節商品のウェイト

月別	生鮮魚介		野菜		果物	
		いわし		大根		みかん
1月	293,432	6,154	307,434	21,671	235,832	176,882
2	"	8,155	"	18,047	"	151,134
3	"	6,694	"	14,378	"	167,406
4	"	6,289	"	12,685	"	23,650
5	"	6,757	"	11,583	"	0
6	"	5,021	"	8,067	"	0
7	"	6,717	"	5,489	"	0
8	"	6,530	"	5,998	"	0
9	"	5,724	"	14,292	"	4,871
10	"	7,566	"	27,704	"	63,051
11	"	8,170	"	34,446	"	118,704
12	"	6,159	"	36,618	"	177,623

典型的な季節商品と

しての「生鮮魚介」、

「野菜」および「果

物」の全国ウェイト

とそれぞれの代表的

商品として、「いわ

し」、「大根」および

「みかん」の月別ウ

ェイトを示した。す

なわち、「いわし」

は2月、11月に大き

く6月に小さい。

「大根」は11、12月に大きいのはその生産期であること、漬物のシーズンであることが原因であろう。「みかん」は、1、12月に大きく、5、6、7、8月の4カ月は市場より姿を消すことによる。

以上、簡単に述べた消費者物価指数算出に際しての季節商品の処置については理論的、实际的に未解決の問題が残る。昭和40年4月12日付の経済企画庁事務次官より行政管理庁事務次官宛の「経済統計改善整備の要望について」のなかでも、「具体的問題点」の(ロ)物価関係の(ii)「消費者物価指数」で「季節商品の取扱いの再検討」の必要を指摘している。<sup>37)</sup>

4. 指数の算式の問題

新旧、いずれの消費者物価指数も「基準時加重相対法算式」(weighted averages of price relatives with the base year weights-formulas)による。すなわち新指数では基準時として規定された昭和40年のウェイトで加重し、基準時と比較時との品目数だけの個々の商品・サービスの価格比より算出するLas式による。すなわち、価格比の加重平均であり、つぎの第(9)式でその最も簡単な形が示されるものである：すなわち

$$P = \frac{\sum \left[ u \left( \frac{p_1}{p_0} \right) \right]}{\sum v} \dots\dots\dots (9)$$

分子の  $p_1/p_0$  は価格比、 $v$  は  $pq$ =価格×数量=金額である。したがって第(9)式は第(10)式と同じである。

$$P_{01} = \frac{\sum \left[ p_0 q_0 \left( \frac{p_1}{p_0} \right) \right]}{\sum p_0 q_0} \dots\dots\dots (10)$$

また、ウェイトの合計が 1, 100, 1,000, 10,000 となるときは、つぎの第(11)式が導びかれる：

$$P_{01} = \sum \left[ w_0 \left( \frac{p_1}{p_0} \right) \right], \dots\dots\dots (11) \quad \left( w_0 = \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \right)$$

旧指数は全都市平均と28都市別指数の2種の指数を算出するのに、つぎの算式によった：

$$\text{(全都市指数)} \quad P_{01} = \frac{\sum \left( \frac{\sum' \left( \frac{p_1}{p_0} \right) W_0'}{\sum' W_0'} \right) W_0}{\sum W_0} \dots\dots\dots (12)$$

$P_0$ =都市別・品目別の基準時価格、 $P_t$ =同じく比較時価格、 $W_0'$ =品目ごとの全都市に対する都市別ウェイト、 $W_0$ =全都市の品目別ウェイト、 $\sum'$ =都市総計、 $\sum$ =品目総計

$$(都市別指数) \quad P_{01} = \frac{\sum p_t W_0}{\sum p_0 W_0} \dots\dots\dots (13)$$

$P_0$  = 都市別, 品目別の基準時価格,  $P_t$  = 同じく比較時価格,  $W_0$  = 品目別ウェイトを示す。新指数は「全国平均指数」(1系列), 「都市階級別指数」(7系列), 「地方別指数」(13系列) および「都道府県庁所在都市別指数」(47系列) の合計68系列を算出する。そのいずれもつぎの第(14)式による: すなわち

$$P_{01} = \frac{\sum_j \left( \sum_i \frac{p_{ij}}{p_{0ij}} W_{0ij} \right)}{\sum_j \left( \sum_i W_{0ij} \right)} \dots\dots\dots (14)$$

$p_{0ij}$  =  $i$  市町村,  $j$  品目の基準時価格,  $p_{ij}$  = 同じく比較時価格,  $W_{0ij}$  = そのウェイトである。したがって, 第(14)による指数は定礎・不変ウェイト指数 (Index mit fester Basis u. konstanten Gewichten) である。ちなみにスティグラール・レポートに展開されたアメリカの算式 (第7式) も同様にこの種のものである。なおこのレポートのなかの基礎算式は1人の消費者の場合の基準時0と比較時  $t$  とのあいだに限定してつぎの式によった。ここではサンプリングの手法が入ってくる。

$$\begin{aligned} R^{(t)} &= \frac{\sum_i \sum_j q_{ij}^{(0)} p_{ij}^{(t)}}{\sum_i \sum_j q_{ij}^{(0)} p_{ij}^{(0)}} = \sum_i \sum_j v_{ij}^{(0)} \frac{p_{ij}^{(t)}}{p_{ij}^{(0)}} \\ &= \sum_i v_{ij}^{(0)} \sum_j v_{ij}^{*(0)} \frac{p_{ij}^{(t)}}{p_{ij}^{(0)}}, \\ &= \sum_i v_i^{(0)} \sum_j v_{ij}^{*(0)} \frac{p_{ij}^{(t-1)}}{p_{ij}^{(0)}} \times \frac{p_{ij}^{(t)}}{p_{ij}^{(t-1)}} \dots\dots\dots (15) \end{aligned}$$

この第(15)式では

$$v_{ij}^{(0)} = \frac{q_{ij}^{(0)} p_{ij}^{(0)}}{\sum_i \sum_j q_{ij}^{(0)} p_{ij}^{(0)}}, \quad \sum_i \sum_j v_{ij}^{(0)} = 1, \dots\dots\dots (16)$$

$$v_i^{(0)} = \sum_j v_{ij}^{(0)}, \quad \sum_i v_i^{(0)} = 1, \quad \dots\dots\dots (17)$$

$$v_{ij}^{*(0)} = \frac{v_{ij}^{(0)}}{v_i^{(0)}}, \quad \sum_j v_{ij}^{*(0)} = 1 \quad \dots\dots\dots (18)$$

である。なお、各項の意味はつぎのとおりである。

$p_{ij}^{(0)}$  = 基準時の  $i$  層・ $j$  品目の価格

$p_{ij}^{(t)}$  = 比較時の同じ品目の価格

$q_{ij}^{(0)}$  = 基準時に購入された  $i \cdot j$  品目の購入数量

$q_{ij}^{(t)}$  = 比較時の同じ品目の購入数量

$v_{ij}^{(0)}$  = 基準時の各品目のウェイト。

上記のように算式は1消費者についてのものであったが、これを消費者集団へ拡大するとき、つぎのようなサンプリングの問題が生ずる。

(1) 基準時のウェイトが未知であり、これを当該市に居住する消費者のサンプルから決定しなければならない。この際のウェイトは消費者間に、また、時点間において異なるから、年平均ウェイトを計算する。

(2) 母集団の消費者のすべてによって購入される財貨・サービスのすべての価格を調査することは不可能である。したがって、予め規定された指数品目についてのみ調査する。

(3) ただ1種の品目、1地域(たとえば、市)が与えられるときでも、その品目にただ1つの価格しか成立しないというわけではなく、当市の販路の1サンプルを選定し、平均価格を計算しなければならない。したがって指数に算入される価格比は  $\bar{p}_{ij}^{(t)} / \bar{p}_{ij}^{(0)}$  である。

以上より、ウェイトは基準時の母集団と基礎となる「マーケット・バスケット」に比例するものでなければならない。この問題の詳細な説明は節を改めて述べるであろう。

さて、上記の第(14)式による新指数の若干の計算例を示しておこう。

(1) 全国平均の品目別(たとえば牛肉ロース)価格指数(個別指数計算)

(i)  $i$  市町村の  $j$  品目 (ここでは「牛肉ロース」) のウェイトを求める (既述) ( $W_{0ij}$ ),

(ii) 基準時である昭和40年度「小売物価統計調査」による牛肉ロースの小売価格を求める。 ( $P_{0ij}$ ),

(iii) 同様に比較時の価格を求める。 ( $P_{tij}$ ),

(iv) 以上より  $I_{tij} = P_{tij}/P_{0ij}$  とにより、各都市別の品目別価格指数を算出する。

つぎの第12表はこれを示すものである。

第12表 全国平均の品目別価格指数計算例 (牛肉ロース)

市 町 村	ウェイト $W_{0ij}$	基準時価格 $P_{0ij}$	比較時価格 $P_{tij}$	価格指数 $I_{tij} = P_{tij}/P_{0ij}$
札幌市	302	99.79	135.00	135.3
函館市	264	94.44	166.67	176.5
釧路市	111	96.46	120.00	124.4
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
鹿児島市	188	96.88	130.00	134.2
阿久根市	108	70.00	100.00	142.9
高山市	102	83.33	100.00	120.0
全 国	57,641	—	—	124.7

- (注) 1. 基準時=昭和40年, 比較時=41年5月  
 2. 基準時価格は実際の「小売物価統計調査」の表示価格と若干異なる。  
 たとえば、札幌市の40年平均価格は99.80円, 函館市は94.40円, 鹿児島市は96.90円である。これは比較時価格でも同様である。すなわち、小数第2位で四捨五入してある。

第12表より「全国平均牛肉ロースの41年5月の価格指数」を算出するにはつぎによる: すなわち

$$\frac{135.3 \times 302 + 176.5 \times 264 + \dots + 120.0 \times 102}{57,641} = 124.7$$

となる。



## (2) 全国平均の中分類(肉類)指数計算例

(i) 中分類の肉類の全国ウェイトを「指数品目およびウェイト一覧」より求める,

(ii) 上述の(1)によって「肉類」に含まれる各小分類の品目の価格指数を算出する,

(iii) (i)×(ii)の総和を(i)の総和で割る。(ウェイトを係数とする加重算術平均を求める。)

第13表はこの算出例を示すものである。すなわち、肉類の「全国平均指数」は、

$$\frac{124.7 \times 57,641 + 124.1 \times 57,629 + \dots + 101.9 \times 20,374}{351,124} = 108.9$$

第13表 全国平均中分類指数計算例  
(41年5月肉類)

品 目	ウェイト $W_{oi}$	価格指数 $I_{ti}$
牛肉(ロース)	57,641	124.7
〃 ( 中 )	57,629	124.1
豚肉(ロース)	54,211	98.0
〃 ( 中 )	54,199	96.9
鶏 肉	51,419	104.3
鯨 肉	12,944	113.8
ハ ム	42,707	103.5
ソーセージ	20,374	101.9
肉 類	351,124	108.9

となる。

## (3) 全国平均総合指数計算例

(i) 5大費目別に全国指数を  
求める。

(ii) 「指数品目およびウェイト一覧」から、5大費目のウェイトを求める。

(iii) 上のウェイトをもって加重算術平均を算出する。

第14表はこれを表示する：すなわ

ち、

$$\frac{103.0 \times 4,146,825 + 104.5 \times 1,048,196 + \dots + 108.8 \times 2,839,178}{9,769,572} = 104.8$$

となる。

つぎに季節商品のウェイトによる指数算式について述べよう。その算式はつぎの第(19)式である。

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{0i}} W_{ii}}{\sum_{i=1}^n W_{ii}} \dots\dots\dots (19)$$

第14表 全国平均総会指数計算例  
(41年5月)

費目	ウェイト W <sub>0</sub>	指数 I <sub>0t</sub>
食料	4,146,825	103.0
住居	1,048,196	104.5
光熱	484,401	101.1
被服	1,250,972	103.1
雑費	2,839,178	108.8
総合	9,769,572	104.8

上式で

I<sub>t</sub> = 基準時 0 (月), 比較時 t (月)

によ中分類指数

p<sub>ti</sub> = i 品目の t 月の価格

p<sub>0i</sub> = i 品目の基準時価格

W<sub>ii</sub> = i 品目の t 月のウェイト

単独平均による年平均指数 (I<sub>0</sub>)

は、つぎの第20式による：すなわち

$$I_0 = \frac{1}{12} \sum_{t=1}^{12} I_t = \frac{1}{12} \sum_{t=1}^{12} \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{0i}} W_{ii}}{\sum_{i=1}^n W_{ii}} \dots\dots\dots (20)$$

中分類のウェイトは毎月一定であるから

$$\sum_{i=1}^n W_{ii} = C, \dots\dots\dots (21)$$

第21式を第20式へ代入する

$$\begin{aligned} I_0 &= \frac{1}{12} \sum_{t=1}^{12} \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{0i}} W_{ii}}{C} = \frac{1}{12C} \sum_{t=1}^{12} \sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{0i}} W_{ii} \\ &= \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{12} \frac{p_{ti}}{p_{0i}} W_{ii} = \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{p_{0i}} \left( \sum_{t=1}^{12} p_{ti} W_{ii} \right) \dots\dots\dots (22) \end{aligned}$$

i 品目の基準時価格比は

$$P_{0i} = \frac{\sum_{t=1}^{12} p_{t1} W_{ii}}{\sum_{t=1}^{12} W_{ii}} \dots\dots\dots (23)$$

これを変形すると第(24)式となる

$$\sum_{i=1}^{12} p_{ii} W_{ii} = p_{0i} \sum_{i=1}^{12} W_{ii} \dots\dots\dots (24)$$

第(24)式を第(22)に代入すると

$$\begin{aligned} I_0 &= \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{p_{0i}} (p_{0i} \sum_{i=1}^{12} W_{ii}) = \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^{12} W_{ii} \\ &= \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^{12} (\sum_{i=1}^n W_{ii}) \dots\dots\dots (25) \end{aligned}$$

となる。これを第(21)式に代入すると、つぎのように 1 (年平均指数=100) となる。

$$I_0 = \frac{1}{12C} \sum_{i=1}^{12} C = \frac{1}{12C} \times 12C = 1 \dots\dots\dots (26)$$

以上のように月別中分類ウェイトを固定し、このウェイトで  $P_0$  を計算し、月別指数を単純平均し基準時指数をうる。購入量の単純な加重平均を求めても、求める基準時指数は求められない。したがって、上のように季節変動ウェイトを用いなければならないのである。

- (1) W. R. Crowe, *Index Numbers, Theory and Applications*, London, 1965, p. 74.
- (2) 通常の統計学の教科書では、指数の基準時として、指数算出目的に関連する「正常な時期」(normal period) を選定すべきことを主張している。B. マジェットによれば、第1に物価指数はじめ各種の指数についての現代の理論は現代景気理論と歩調をともにして発展してきた事実より、景気変動の2つの局面である好況と不況への変動を測定する基準状態をもって正常な状態と考えられたが、もし物価指数のウェイトに正常な状態の時点の購入量がいられるとされ、実質賃金のデフレートされた指数は、非正常な年度の価格構造で消費された数量を評価する事実により、常識的に「正常な状態の年度」という表現を用いることをいませしめる。彼はフィッシャー流の指数算式のテストによって「基準時決定」を理論づけようとするが、われわれはこのような態度に直ちに賛成しがたい。いずれ別の箇所でも、この問題についての私見を述べることを約すであろう。

(B. D. Mudgett, *Index Numbers*, N. Y., John Wiley, 1951, p. 65-66.)

基準時の実質的選定についてのチャップマンの見解によれば、ソ同盟では1937年は生じた嗜好・環境の長期変動の中間年度であるから、正常な年度というると述べている。

(J. G. Chapman, *Real Wages in Soviet Russia since 1928*, Harvard Univ. Prss, Cambridge, Massachusetts, 1963, pp. 36-9.)

- (3) 吉田俊一「昭和41年以降に改訂される指数の新基準時について」, 行政管理庁統計基準局, 「統計情報」, Vol. 15, No. 9, Sep. 1966, 268ページ
- (4) 同氏, 上掲レポート, 269ページ
- (5) W. C. Mitchell, *The Making and Using of Index Numbers*, Reprints of Economic Classics, Augustus M. Kelley, N. Y., 1965, p. 59.
- (6) 総理府統計局, 上掲(解説編) 4ページ
- (7) 経済企画庁編, 昭和40年版『国民生活白書』58—9ページ
- (8) 東洋経済「統計月報」, 1967年2月号5ページ。また現行基準時が35年度のもので既に今回の消費者物価指数の改定基準時たる40年度に歩調をとるよう改訂されたものにつぎのものがある。
1. 「消費水準指数」(経済企画庁),
  2. 「農村消費水準指数」(農林省),
  3. 「鉱工業指数」(通産省),
  4. 「商業販売額指数」(通産省),
  5. 「商業在庫額指数」(通産省),
  6. 「地域別鉱工業生産指数」(通産省),
  7. 「土木工事費指数」(建設省),
  8. 「労働生産性指数」(生産性本部)。
- その他, 「総合輸送活動指数」(運輸省)が「42年以降改訂の予定」にあり, 他のはすべて「検討中」であり, いずれ40年度基準時に改正されるであろう。
- 吉田俊一, 「指数部会の審議経過」, 「統計情報」 Vol. 15, No. 6, Jun. 1966, 179—180ページ
- (9) 吉田俊一, 「昭和41年以降に改訂される指数の新基準時について」, 上掲誌, 269ページ。
- (10) イギリスの小売物価指数の最近の改正は1962年に行なわれた。この改訂を行なうまで, 1947年3月に任命された労働省の諮問機関としての「生計費諮問委員会」によって作業が開始され, 1962年3月に国会に提出され, 6年間の長い期間にわたり審議が続けられた。その間, 1947年6月17日から, この時を基準とする「暫定小売物価指数」が公表されてきた。さらにその間, 1950年12月に同委員会は新指数算出のための家計

支出の調査の施行を討議し、1951年6月に第2次リポートを提出し、1952年1月に若干の改正を答申している。ともかく委員会発足以来6年の歳月を経て新指数にふみ切っている。

アメリカでも既述の1964年1月の改正にいたるまで数年の検討期面を要し、約800ページの公聴会記録書、約500ページにわたるスティグラー・リポートが報告されている。以上の2国に比して、わが国の改正のいかに手っとりばよいことか。

- (11) F. Mills, *Statistical Methods*. p. 429

W. C. Mitchell, *ibid.* p. 20, Chart 3 参照

- (12) ここでは改めて、この3式の経済理論的解釈について述べない。ただ第(1)式 (*Las*式)は「物価水準が変動したにもかかわらず、比較時において基準時と同一満足をうるような必要消費支出額の百分率による増減割合はいくらか?」を語り、第(2)式 (*Paa*式)は「基準時において比較時と同一満足をうるために必要したであろうと考えられる必要支出額の百分率はいくらか」を語るものである。すなわち、相対的変動の強度を語るものである。ただし、R. ストルックの論文では、単に相対的変動のみに関連するのではなく、 $\sum P_0 Q_0 - \sum P_1 Q_0 = \Delta^1$ ,  $\sum P_0 Q_1 - \sum P_1 Q_1 = \Delta^2$  による絶対的変化、すなわち消費節約の大きさを語るものであるという。

(R. Struck, *Die Allgemeine Konstruktion von Indexsystemen, Statische Praxis*, 1966, 21. Jahrgang 2, S. 74)

- (13) I. Fisher, *The Making of Index Numbers*, Boston and N. Y., 1922, pp. 237-40, 248, 423-4.
- (14) L. v. Bortkiewicz, *Zweck u. Struktur einer Indexzahl, Erster Artikel, Nordisk Statistik Tidsskrift*, 1923, Bd. 2, S. 394.
- (15) M. J. ウルマーは *Las*式指数と *Paa*式指数とのあいだの差とつぎの  $I_0$ ,  $I_1$  との差との関係で指数の経済的意味を分析した。すなわち

$$I_0 = \frac{\sum p_1 \bar{q}_0}{\sum p_0 \bar{q}_0} = \frac{p_1' \bar{q}_0' + p_1'' \bar{q}_0''}{p_0' \bar{q}_0' + p_0'' \bar{q}_0''}, \quad I_1 = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{p_1' q_1' + p_1'' q_1''}{p_0' q_1' + p_0'' q_1''}$$

$p_{01}$ ,  $p''$ ,  $q_0'$ ,  $q_0''$  および  $p_1'$ ,  $p_1''$ ,  $q_1'$ ,  $q_1''$  はそれぞれ基準時 (O), 比較時 (I) で購入した個々の品目の価格と数量であり、 $\bar{q}_0'$ ,  $\bar{q}_0''$  は時点1の価格体系で時点0で実際にみられた実質所得水準での消費者によって購入されたであろうと考えられる数量であり、 $\bar{q}_1'$ ,  $\bar{q}_1''$  は同様に時点0での価格体系で購入されたであろうと考えられ

る数量である。ここで $\bar{q}_0'$ ,  $\bar{q}_0''$ ,  $\bar{q}_1'$ ,  $\bar{q}_1''$  は同一の無差別曲線上にあるような消費者の行動を条件とするものである。これより

$$L - P = [(L - I_0) + (I_1 - P)] + (I_0 - I_1) = D_p + D_i = D_t,$$

を導く。  $D_p > 0$  ( $L > P$  ならしめるため),  $D_i \geq 0$  であり,  $D_t$  は  $\geq 0$  となる。

(M. J. Ulmer, *Economic Theory of Cost of Living Index Numbers*, N. Y., Columbia Univ. Press, 1949, pp. 44-8)

- (16) この点について、筆者の見解は宮川氏のそれと全く同一である。すなわち、氏によれば「そこで、実際の問題として、物価指数の改訂の時期は何年毎というように固定されることなく、弾力的なものでなければならぬわけである」。

伊太知, 宮川『物価指数論』1958年, みすず書房, 経営数学 D-14. 44ページ

$L_{as}$ 式  $> I_{01} > P_{aa}$ 式 という関係は同一の数値で計算しても導かれる。

- (17) Edgeworth の “Beggars can not be choosers” の反対の状態にある。
- (18) W. C. Mitchell, *ibid.*, p. 33.
- (19) 総理府統計局, 上掲, (解説編), 8ページ
- (20) ILO, *The Second International Conference of Labour Statisticians, Studies and Report, Series N., No. 8, Geneva. 1925, p. 69.*
- (21) A. Hurwitz, Constants and Compromise in the Consumer Price Index, *Journal of ASA.*, Dec. 1962, p. 820.

アメリカの労働統計局の消費者物価指数の作成では「同局は期間が変わっても一定不変の品質の財産の価格を調査するよう。すなわち、同指数は価格変動だけを反映するよう意図する」とともに、代替について、その (i) では新旧商品間のあらゆる相違は指数計算において価格変動として示される。(ii) では新指数がリンクの手順で導入されるから、この指数の水準は影響されない。その例は第2次大戦中は絹靴下がナイロン靴で代替されたことで示される。(ii) の代替は別々に分類された項目間の全体の価格差が品質の相違に帰せられるという困難をとまらう。特に品質の相違の問題をとりあげた E. ホフステンによると2商品の価格比は限界代替率で測定されるそれぞれの質的な比率に相等しいとした。(E. v. Hofsten, *Price Indexes and Quality Changes*, Stockholm. 1952, p. 50)。すなわち、彼は

$$I_{01} = \frac{1}{g} \cdot \frac{p_1^b}{p_0^a} \dots\dots\dots (1)$$

なる式を導いた。(E. v. Hofsten, *ibid*, p. 107-8)。ここで、 $p_1^b$ 、 $p_0^a$  はそれぞれ、時点1の新商品の価格、時点0の旧商品の価格であり、 $g$  は新旧商品の限界代替率である。ここで、この式が理論的には成立するが、 $g$  を実際に測定することが不可能であることより、第(1)式の実践性は否定される。(I. Adelman. and Zvi Griliches, *On the Index of Quality Changes, Journal of A S A* Sept, 1961, p. 537)

(23) 物価指数算出にとられる商品の価格は時間的に安定性をもつものでなければならない。そして、このような安定性は商品が (I) 原料の商品であるか、製造品の商品であるかにより、(ii) それが鉱産物、林産物、畜産物および農産物のいずれから構成されるか、(iii) その商品が消費者財か生産者財かにより、その価格変動の安定性と鋭敏さは異なる。以上が非季節的要因とされるものである。これ以外の自然条件(気温、日照り、降雨状態等)や社会条件(歳暮、中元、クリスマス等)を季節的要因という。両者は区別して考えなければならない。

(24) 消費者物価における季節性はつぎの2つの方向で分析される。すなわち

(i) 統計解析法の1つの、しかも重要な1分野としての「時系列解析」のうちでの「季節の変動の解析」によって行なわれる指数の形式をとる時系列の週期的変動の解析による。

(ii) 指数算出の基礎資料である価格資料を蒐集する過程で直面するか、または問題の性質を指数算出目的に基づいてその蒐集段階で修正されるか、または未修正のまままで季節性の問題に関連する。以上の2つのアプローチは別個の問題ではない。むしろ、季節性を修正するか、未修正のまま指数を算出するかが問題であり、商品によって一定期間、市場より姿を消すもの、商品のモデル・チェーンに関連する週期的価格変動に従うもの、消費の型にみられる季節の変動を区別しなければならない。

(25) 「生計費に占める重要度」は家計調査結果より把握した購入量の大小により判定される。また、ここで「指数の精確度」とは、その指数が果して語るべき消費者物価水準の変動を正しく語っているかどうか、もし語っているとすれば、十分に語っているかどうか、その程度である。また、(i) 指数の値が商品・サービスの標本、(ii) ここで価格資料が蒐集される地域の標本、(iii) 実際の価格報告者の標本等の標本のきわめて複合したものから導びかれるのであるから、標本調査法での母集団としての物価集団の指数の不偏歪推定値あるいは指数の標本精度の高い値を求める指数に与える

ようなものでなければならない。すなわち精確度の高い指数とは既述のように“Old-fashioned”な商品の除去、新しいタイプの商品の追加、季節性についての修正等を通じての、標本調査の技術より判断しての精度の高い指数をいう。

(26) 第7表より、(1)に属する食料品、既製服は(2)の各種の食料品、布地、ぬい糸、毛糸と対照的な性質をもつ。すなわち、(1)はまさに「既製品」であって、消費者の労力を必要としない商品であり、(3)に属する食料品は(4)のそれと対照的にパン食への切替え、まき、木炭、石炭から電力、灯油への熱エネルギーの転換を物語っている。牛肉と豚肉、とり肉とのあいだにみられる価格の代替性は興味あるものである。

(26) G. v. Haberler, *Sinn der Indexzahlen*, Tübingen, 1927, S. 9

(27) 拙稿「物価指数算式の原型をめぐって」, 『経済論集』, 第14巻, 第5号, 昭和39年12月, 41—79ページ

(28) W. R. Crowe, *Idx Numbers, Theory & Applications*, London, 1965, p. 68

(29) W. C. Mitchell, *ibid.* pp. 65-66

(30) Abner Hurwitz, *Constants and Compromise in the Consumer Price Index*, *Journal of ASA*, Dec., 1962, p. 814.

(31) わが国の「家計調査」は、昭和28年1月に従来の「消費者価格調査」(CPS)、「消費実態調査」の発展したものであり、現在のものは、昭和37年7月から実施された。いわゆる(拡大改正以降)の「家計調査」である。その調査方法の特徴はつぎのとおりである。

(1) 母集団地域を従来含んでいなかった新市(24年4月以降の市制施行地、ほぼ人口5万未満の都市に見合う)および町村にまで拡大し、全国調査である。

(2) 従来之母集団地域については、調査都市数を増加し、調査世帯を拡く分散させた。

第15表 家計調査の改正前号の比較

(3) 県庁町在都市をすべて調査することにした。

(4) 調査市町村数、調査単位数、調査世帯数等をつぎのように拡大した：すなわち

(5) 勤労者世帯以外の一般世帯を含めたすべての調査世帯に

項 目	拡大改正前	拡大改正後
調査市町村数	28市	170市町村
調査単位数	954単位数	1,344単位数
調査世帯数	4,134世帯	8,064世帯
調査県数	27都道府県	46都道府県
指導員数	47人	108人
調査員数	318人	672人



ついて、その年間収入を年間収入調査票によって自計調査する。

その調査事項はつぎのとおりである。

- |    |   |                        |
|----|---|------------------------|
| I  | } | (1) 収入の種類または支出の品名および用途 |
|    |   | (2) 現金収入               |
|    |   | (3) 数 量                |
|    |   | (4) 現金支出               |
| II | } | (1) 品名および購入方法          |
|    |   | (2) 数 量                |
|    |   | (3) 掛 買 い              |
|    |   | (4) 現 物 (見積金額)         |

ただし、Iは「現金収入または現金支出」、IIは「掛買または現物」であり、「家計簿」に記入する。

- |     |   |                         |                   |
|-----|---|-------------------------|-------------------|
| III | } | (1) 氏名および世帯主との続柄        | (10) 住宅の種類        |
|     |   | (2) 性 別                 | (11) 地代・家賃        |
|     |   | (3) 満 年 令               | (12) 面 積          |
|     |   | (4) 本業の勤め先または自営事業所      | (13) 設 備          |
|     |   | (5) 就・非の別               | (14) 住宅の建て方       |
|     |   | (6) 給料予定日               | (15) 住宅の構造        |
|     |   | (7) 副業の勤め先名, 事業または内職の内容 | (16) 住宅の取得時期・価格   |
|     |   | (8) 在学者の在学学校種別          | (17) 家計を共にしない同居人  |
|     |   | (9) 住宅の所有関係             | (18) 現住所に居住した年(月) |

IIIは「世帯票」に記入する。その他、「準調査世帯票」、「年間収入調査」(甲、乙)によって過去1カ月の収入を調査する。

- (33) カナダの消費者物価指数では、果物、野菜、脂肪卵、牛肉より成る食料品グループへの月別総支出額は比較的に変化しない。しかし、そのグループ内の個々の品目の購入量は月々変化する。したがって、このグループについての月別総ウェイトは確定不変とされるが、個々の構成品目のウェイトは変化するようにとられている。

*Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, Canada. 1952*

(The Consumer Price Index, Jan., 1949-Aug.)

アメリカの消費者物価指数(労働統計局作成)は伝統的に季節修正を行なわないが、

その利用に際しては、時系列解析の移動平均対比法を用いて季節的変動を除去する。

- (34) 総理府統計局，昭和40年『家計調査年報』，511ページ参照。また，38年1月に項目の新設，廃止，数量単位の変更等若干の改正が行われたが，くわしいことは，昭和38年『家計調査年報』，497-518ページを参照。さらにここで「その他の肉」とは「項目に分類しない鳥獣肉」で，「もつ，がら，食用蛙，すっぽんなど」をいい，「その他の加工肉」とは「焼豚，ローストチキン，さらしくじらなど」および「鳥獣肉の味に漬，塩物，干物」をいう。

- (35) 総理府統計局，既掲『解説編』12ページでは，「昭和40年の年平均1世帯あたりの支出金額」と述べているが，これは誤りであり，実際は，昭和40年『家計調査年報』，403ページの第26表「県庁所在都市別1世帯当たり年間の品目別支出金額」（全世界帯）の東京都区部の右記の第16表の値の12カ年平均値が第9表に掲示されているのである。

第16表 東京都区部，肉類の1世帯  
当たり年間支出額

項 目	実際の支出金額
肉 類	27,763円
牛 肉	6,791
豚 肉	10,531
鶏 肉	3,377
鯨 肉	384
その他の肉	915
ハ ム	2,945
ソーセジ	1,578
ベーコン	362
その他の加工肉	880

- (36) ウェイトに用いられる生計費から除かれるものは，(i) 非消費支出（税金，社会保障費等），(ii) 貯蓄的支出（貯金，保険金掛金，有価証券購入等）(iii) 消費者の投資的支出（住宅，土地の購入支出）であり，さらに消費支出であっても，その価格調査不可能なものを除く。

資料）総理府統計局，昭和40年『家計調査年報』403ページより作成

たとえば (i) 信仰費，(ii) 仕送り金，(iii) 負担費（町内会費，同窓会費，組合費など），(iv) 損害保険料，(v) 女中給料，(vi) 贈与金の6項目がこれである。なお，交際費はその実際の支出品目に応じてウェイトに配分される。これは欧米の諸国においても同様である。

- (37) 物価指数算出において季節性の高い商品のウェイトをどのようにして決定するかは重要な問題である。O. アンダーソンによれば，商品の季節性を商品の側に求めることよりも，家計の消費慣習に求める方が適切であるという。すなわち，彼では家計需要の階梯の季節的変動は，中部ヨーロッパでは大した問題ではないとする。

1) O. Anderson, Saisonbedingte Indexziffer für die Lebenshaltungskosten? *Allgemeines Statistisches Archiv*, 1941, 30, S. 263-9.

2) —, *Probleme der statistischen Methodonlehre*, Würzburg, 1957, S. 56~7.

なお、J. パフアンツァグルによれば、オーストリア経済研究所の1958年以後の生計費指数の計算では、野菜の消費は年間を通じて、ほうれん草の消費量によって代表させて、その季節性を修正すると、結果としての指数の季節的変動は、約5%の振幅を示すにすぎないようになり、指数が本来表示すべき物価水準の変動は1952年以後、平均して年間を通じて2-3%を示すにすぎないようになった。そこで彼は季節的変動を除去するか、もしくはできるだけ小さくチェックするためにはつぎの措置によることを指摘した：すなわち

(1) ウェイト体系についての措置

a) 季節に関連する価格の商品を指数算出から除く

b) 変動ウェイトを用いる

(2) 物価についての措置

a) 季節的変動を物価をその構成項とする時系列から除去する、

b) 季節によって影響される商品の価格を継続して記録し、その平均を計算し、あるいはこのような季節的商品が市場から姿を消すならば、その価格の記録から除外法の計算を行ない、季節的変動を除く。

以上のうち本稿で問題となるのは(1)である。

(Johann Pfanzagl, *Allgemeine Methodenlehre der Statistik*, Berlin, 1966, S. 86)

(38) 高橋 繁「経済統計改善整備の要望について」行政管理庁統計基準局『統計情報』vol. 14, No. 6, Jun. 1965, 165~9ページ

(39) P. J. McCarthy, Some Observations on Sampling in the Construction of Price Indexes, *Review of the International Statistical Institute*, Vol. 31:2, 1963, pp. 183-4.