經濟研究

第3卷 第3號

July 1952 *Vol. 3 No. 3*

物價指數の正確さ

森田優三

I 理論と實際

物價變動測定の理論は，1940 年頃までの間に，Allen, Staehle, Frisch, Wald 等によって問題の一應の展開が行われて後，最近の 10 年間 Hicks, Lerner, Samuelson 等による理論的精密化は行われたけれども，問題の接近方法の基本的な點に關しては，新らしい展開はほとんどなかったといってよい。これらの理論的分析は周知の通り，消費者選擇の理論に基づく物價水準の測定と，貨幣の弾力性概念に基づく物價水準の比較の二つの接近方法によって進められた。しかし經常的な物價指數計算の實際問題に現實に貢献したのは，これらの理論的分析の結果の極めて一部分に過ぎない。

弾力性概念に基づく物價水準の比較は，貨幣の弾力性の測定が簡單に處理できる問題でないということのために，長期間に亘る物價の變動を事後分析的に觀察する場合の外は，實用的な價値を認め難い。經常的な物價指數の方法としては，計算に使われる統計資料が比較的容易に且つ迅速に得られ，その計算方法も複雜でないということが必要である。この點からみれば消費者選擇の理論に基づく物價水準測定の理論といえども，物價指數の實際計算に貢獻した面は限られている。消費者選擇の理論に基づく物價指數理論は次の二群に分けることができる。一つは等價的な實質所得を意味する一組の財貨群（market basket）を基準時點と比較時點とについて選び出し，その貨幣費用を比較するもので，他は同一の實質所得をもつ人（又は所得階級）を右の二時點について選び出して，その貨幣所得を比較する方法である。後者は貨幣弾力性の概念に基づく理論の場合と同樣に，所得階級別に整理された家計調査の統計資料を使用するので，budget approach として知られている[1]。家計統計の資料は最近時ようやく整備してきたけれども，物價變動の經常的測定の要請に應じうる如く定期的且つ頻繁に調査されている例はまだ少く，わが國の消費實態調査（CPS）の如きは異數の例に屬する。假にこのように指數の定期的計算の必要をみたすだけ頻繁に調査が行われ，その上その結果を指數の形にしあげるまでのかなり面倒な計算を行う手間の問題が解決され得たとしても，この方法で必要な家計統計の資料から同

1) Staehle の iso-expenditure method, Frisch の double-expenditure method, Wald の近似式等。拙著『物價變動の測定』131, 162, 166 頁をみよ。

一實質所得をもつ消費者を選出する手續のための標準が必ずしも一意的な明瞭さをもたないために，誤差の範圍がなお極めて大であって，計算の結果にほとんど實用的な價値を認め得ないのである。

從って指數理論の實際の物價指數計算に對する現實的な寄與は，殘された今一つの理論的 approach——限界理論と呼ばれるこの種の理論のうち最も簡單な構造のもの——すなわち等價的な財貨群の貨幣費用を比較する方法に限られている狀態である。この方法では物價水準の高さが，それを含む區間の上下の限界値，あるいは精々この限界値を使用して計算される眞の物價水準の推定値で與えられる。しかしその限界値や推定値が複雜な計算を必要とする場合はまた實用的ではない。現在どこの國でも最も普通に使用されている指數算式は周知の通り，卸賣物價指數の場合も消費者物價指數（生計費指數）[2)]の場合も，ほとんどすべてがラスパイレス式，乃至はそれと同性質の算式であって，この式は基準時點の數量ウェートを恒常的に使用する式である。基準時の數量のほかに比較時の數量をもウェートとして用いるフィッシャー式すらなお且つ非實用的と考えられているくらいである。從って物價指數の理論と實際の現實の接觸面は甚だ僅かである。ラスパイレス式が物價水準の存在區間の上限界を畫し，パーシェ式がその下限界を畫するというのが，右の限界理論の最も素朴な形の結論であるが，指數の理論の實際における攝取はなおこの最も素朴な理論の範圍にとどまっているといってよい。

しかしこれを實際統計家の怠慢であると評し去るのは必ずしも當らない。資料が單純であることと計算が手輕に且つ一價的に可能であることと，更に可能ならば通俗的な説明が容易であることは，實際の問題として無上條件である。この條件をみたした上で理論的により精密であると主張しうる方法が提出されない限り，如何に理論的に正確な方法であっても非實用的なものを強いることはできない。ラスパイレス式は恐らく，理論的條件をも含めて，これらのすべての條件を考慮した上で到達した實際的な結論であったということができるだろう。重要な問題は，このような實際的要請に基づいて選ばれたこの算式の理論的缺點をどうして最小限度にくいとめるかということである。

II ラスパイレス式の正確さ

問題を明確にするために，以下特に消費者物價指數について考えることとしよう。ラスパイレス式のもつ精度については最近 Ulmer の主張が提出されている。Ulmer はラスパイレス式が物價變動測定の正確な尺度でないとしても，その眞値に對する誤差は極めて小であるということを次のように説明している[3)]。

いま基準時の實質所得水準に基づく眞の物價變

2） 「消費者物價指數」という言葉は今日曾ての「生計費指數」と同義に用いられている。米國の勞働統計局生計費指數は 1945 年9月以降 Consumers' Price Index for Moderate Income Families in Large Cities と改稱された。これよりさき，第二次大戰中，物價賃金問題の重大化にかんがみ，勞働統計局は 1943 年春，勞働長官に申請して米國統計協會に Mills 教授を委員長とする生計費指數の委員會を設置した。委員會は同年 10 月報告書を提出し，その中で勞働統計局の指數が一部世間の批評にも拘らず良心的なものであることを確認した後，「生計費」という言葉が物價指數に用いられるのは不適當で，誤解を招くもとであるとし，「この指數に關連して生じた多くの困難と疑問は，この指數をそれが意圖していない目的に對して無批判に使用しようとしたことに原因している」と述べている。この間戰爭の進展と共に經濟事情はいよいよ急迫し，勞働階級の賃上闘爭が激しくなるに從って，生計費指數もまた組合側の批判の標的とされた。大統領は戰時勞働院總裁 W. H. Davis 氏にその調査を命じ，同氏は直ちにこれについての調査委員會を任命すると共に，これを助ける Mitchell 教授主班の專門委員會を組織した。この專門委員會は 1944 年6月に報告書を提出したが，この報告書もまた勞働統計局の指數がかなりよく物價の眞相を表現している旨を確認するとともに，同じくこの指數がもっぱら物價變動のみの指標であることを明示するために，名稱を變更すべきことを勸告した。Davis 氏はこの兩勸告に對して，「勞働統計局の指數が一定の生活水準の總費用の變化を測定するものであって，生活水準の變化による全家計支出額の變化を測るものでないことを强調しうるものであれば」名稱の變更に積極的に贊成したいと述べて，ついに前記の如き名稱變更の實現をみたのである。（82nd Congress, 1st Session, House of Representatives, Subcommittee Report No. 2. Consumers' Price Index. 1951. pp. 21—25）

3） M. J. Ulmer, The Economic Theory of Cost of Living Index Numbers, 1949, pp. 44—60.

動の位置を示す値（以下簡單に眞の物價指數と呼ぶことにする）を I_0 とし，同様に比較時の實質所得水準に基づく眞の物價指數を I_1 で示すことにする。消費者の選擇尺度の不變を前提とするときは，周知の通り，ラスパイレス式による物價指數 $L=\frac{\Sigma p_1q_0}{\Sigma p_0q_0}$ は常に眞の物價指數 I_0 よりも大，パーシェ式よる物價指數 $P=\frac{\Sigma p_1q_1}{\Sigma p_0q_1}$ は常に眞の物價指數 I_0 よりも小である。然るに兩時點の實質所得水準の關係については何等限定されていないから，$I_0 \gtreqless I_1$ であり，從ってまた $L \gtreqless P$ である。いま L, P 兩式による物價指數の差 $(L-P)$ を考えてみると，その中には明らかに實質所得水準の變化による差 (I_0-I_1) が含まれている。そこでこれを引き去った $(L-P)$ の殘りの部分を考えてみると

$$(L-P)-(I_0-I_1)=(L-I_0)+(I_1-P)$$

であるから，結局 L, P 兩式の差の第二の構成因子は，これら二つの指數算式による指數値とその各々に對應する眞の指數値との偏差の和に外ならない。いいかえると消費者が相對價格の變動に應じてその消費構造を變更することによって得る貨幣支出の節約額の和である。いまこの構成部分を D_p で示すと，$L-I_0>0$，$I_1-P>0$ であるから，D_p は常に正である。しかし實質所得水準の變化に基づく差の部分 $D_i=I_0-I_1$ は正の場合も負の場合もあり，その絶對値も D_p より大であったり小であったりするから，

$$D=L-P=D_p+D_i \qquad (1)$$

もまた正であったり負であったりする。

さてこの（1）式と基本關係式 $L>I_0$，$P<I_1$ とから，眞の物價指數 I_0 および I_1 の所在の限界を示す次の關係式が得られる。$P<I_1$ に $I_1=I_0-D_i$，$P=L-D$ を代入して

$$I_0>L-D+D_i=L-D_p,$$

$L>I_0$ であるから

$$L>I_0>L-D_p \qquad (2)$$

同様にして I_1 に對して次の關係式が得られる。

$$P<I_1<P+D_p \qquad (3)$$

從って L, P 兩式ともその眞の指數値に對する誤差の限度は D_p 以内である。この D_p，すなわち相對價格の變動に對する消費構造の適應による節約の限度は直接に測定することはできないが，$D_p=D-D_i$ であって，$D=L-P$ は直接に測定されるから，D_i の見當がつけば間接に D_p の大きさを推定することができる。Ulmer は相當長期間にわたってみれば D_i は0と考えることができるから，$D_p \fallingdotseq D$ と考えてよく，從って L 式及び P 式の誤差の限度は $D=L-P$ で與えられるとする。Ulmer は二つの點をその理由として擧げている。その一，少なくとも數個の景氣循環期を含む期間について考えると，D_i すなわち實質所得水準の變動の方向は正負ほぼ同數となるであろう。そこで長期にわたる觀察においては，(1) D の最大値は將來のある期間における D の同じく最大値と考えることができるであろうし，そして $D_i>0$ の場合，$D>D_p$ であるから，(2) この D の最大値は同時にまた D_p の最大値の，それもごくひかえめの推定値と考えることができる。その二，若し長期にわたる系列の各時點を順次基準として指數を計算すれば，D_i の平均値は上記と同じ理由によって0となり，從って D_p の平均値は D の平均値に等しくなるであろう。

以上のようにして D_p の最大値あるいは平均値は $D=L-P$ の値によって推定することができる。從って L 式あるいは P 式の正確さの限度は，長期にわたる D，すなわち L 式と P 式との差の觀察によって判定することができる。Ulmer は米國の物價統計資料に基づいてこの差が極めて小さいことを觀察した。1929 年乃至 1940 年の商務省小賣物價指數（1939 年基準）によると，L と P との差は最大の年で 1.4% に過ぎなかった。（この外に Ulmer は勞働統計局の生計費指數の 1917—8 年ウェートのものと 1934—6 年ウェートのものとを比較してその差の小であることを引證している。）從って Ulmer によればこの期間の L 式または P 式による物價指數の誤差は精々 1.5% に過ぎない。あるいはもっと正確には物價水準の變動位置は次の式で示される。

$$L>I_0>0.985L,\quad P<I_1<1.015P$$

以上の Ulmer の見解は種々の點で批評を受けねばならないだろう。特に D_i の符號が正負同數

で，その平均が0となるとするためには多くの證明されない假定を設けねばならない。また D_l がこの條件をみたすとしても，Ulmer 自身が述べているように，D_l と D_p とが獨立でない場合には，D の最大値が必ずしも D_p の最大値に對應しないかもしれない。

このように Ulmer の以上の推理には不正確な獨斷が存在しているが，實際問題として更に指摘しなければならない重要な點は，L 式の信頼限度を米國の物價指數の經驗によって一般的に基礎づけようとした點である。Ulmer が L 式を「眞の生計費指數の近似値として用いることに對して相當の理論的な意味を認めてよい[4]」とした結局の根據は，彼が觀察した 1929—40 年の期間において米國の物價指數の L 式・P 式の差が極めて小であったという偶然の經驗以外に存在しない。假に Ulmer の推論が假定している證明されない前提のすべてを認めるとし，L 式・P 式の信頼限度を $D=L-P$ で判定できるとしたところで，もしこの D の値が大であれば，L 式に右のような正確さを認めることはできなくなるのである。然るに從來しばしば實證され，また後述のわが國の資料によっても實證されるように，L・P 兩式の開きはしばしば大である。Ulmer が L 式に右のような信用を與えることができたのは，吉本氏[5]も指摘されているように，「30年代の米國内部で行われた」觀察が生み出した偶然に過ぎないのである。

III　パーシェ・チェック

Ulmer のラスパイレス式の評價は L 式と P 式との數値上の開きを觀察して，その結果によって L 式の信頼度を判定しようとするのである。この考え方は Ulmer だけでなく今日廣く實際に行われていることである。例えば最近『指數論』を刊行した Mudgett[6] も指數算式の consistency を判斷する一標準として D テストを擧げている。Mudgett は Fisher 流の指數論を祖述する人であるが，L 式と P 式とは理論的に同一の條件にある算式であるから，何れを優先して選ぶということはできない。兩式は同樣に良いかあるいは悪いかである。もしわれわれの必要が物價の變動を1乃至 2 points 以内の正確さで測定することであるとして，もし $D=L-P$ が2以下であれば選擇は L でも P でもよい。しかし D が例えば 20 points もの大きな開きを示す場合は，物價變動の測定をあきらめる外はないとする。このことは結局長期の正確な比較は不可能だということである。L 式と D 式との差は〔q_0〕と〔q_1〕の差が少ないほど小である。基準時と比較時の間隔が長くなるほど〔q_0〕と〔q_1〕の差は大となるのである。

同じように國際連合の統計局も，卸賣物價指數についてではあるが，L 式の信頼度を絶えず P 式との比較によって検討することを勸告している。この勸告に關する技術報告書草案[7]は，ラスパイレス式を計算と理解が容易で多くの標準テストに合格するという理由でもって推奬した後，「ウェートの繼續の妥當性は P 式による指數を算出し，L 式による指數と比較することによって，年々チェックすべきである。……この兩式の結果が著しく開いた場合は，ウェートの基準は變更されねばならない。またこの毎年のチェックに加えて，指數は五年毎に全面的に再検討さるべきである。」としている。

L 式と P 式との開きを検討するいわゆるパーシェ・チェックの目的は，消費者の消費構造〔q〕の變化の結果，基準時點の消費構造〔q_0〕を基礎とする L 式の計算が實狀にそぐわぬ時代おくれのものとなることを防止することである。

ところで L 式あるいは P 式のもつ現實との乖離の内容は必ずしも單純ではない。消費者選擇理論に基づく物價指數の理論は，實質所得水準と選好尺度の不變を假定する。實質所得が不變であっても價格體系（相對價格）が變化すれば數量體系

4) Ibid. p. 13.

5) 吉本眞二，生活水準の測定及び比較（大蔵省調査月報，第 41 卷 3 號）。25 頁。

6) B. D. Mudgett, Index Numbers, 1951. p. 50.

7) 1951 年 8 月 16 日付國連統計局長書簡に添付された技術報告書 "Statistics of Wholesale Prices." この報告書はダブリン中央統計局の Dr. R. C. Geary と Cornell 大學の M. A. Copeland 教授の助力の下に國連統計局 Secretary general によって起草されたものである。

（消費構造）は變化する。その瞬間に L 式は（および P 式も）眞の物價水準との間に乖離を生ずる。しかし L 式のもつ誤差はこのような眞の物價水準に對する理論的乖離だけに止まらない。現實には個人消費者の場合でも階層的消費者の場合でも，その實質所得水準は時とともに變化する。選好尺度についてもまた同樣である。そしてこれらの原因の作用は價格體係の變化の作用と同樣に數量體系すなわち消費構造の變化の中に不可分的に織込まれてくる。從って L 式のもつ現實との乖離乃至誤差はこれら各種の原因によって生じたものの總和である。そこで問題はパーシェ・チェックがこのような複雜な內容をもつ L 式の誤差の分析の目的にそいうるかということである。

L 式と P 式との差がどのような構造をもっているかについては，Bortkiewicz の分析が知られている。Bortkiewicz によると L 式と P 式の相對差の構造は次の式で與えられる[8]。

$$d=\frac{P_p-L_p}{L_p}=r_{pq}\cdot\frac{\sigma_p}{L_p}\cdot\frac{\sigma_q}{L_q}$$

但し L_p・P_p はそれぞれ L 式・P 式による物價指數，L_q は L 式による數量指數，σ_p・σ_q はそれぞれ個々の商品の價格指數 p_1/p_0 および數量指數 q_1/q_0 の加重標準偏差，r_{pq} は價格指數と數量指數の加重相關係數である。從って L 式と P 式との差は次の三つの要因によって決定される。

（1） 價格の變動率 p_1/p_0 の相對的分散度（平均指數 L_p に對する標準偏差 σ_p の比）

（2） 數量の變動率 q_1/q_0 の相對的分散度（平均指數 L_q に對する標準偏差 σ_q の比）

（3） 價格の變動と數量の變動との間の相關

(1) は價格體系の變化，(2) は數量體系の變化を示す。從ってこれら特に後者はそれ自身二時點間の非類同性を測る一つの尺度である。ところでこれらの變化の大きさと (3) の數量價格間の相關係數との間にはきまった關係は存在しない。從って價格の變動と數量の變動との關係が 0 の場合は，數量體系に大きな變化があっても，d の値は小であるかもしれない。消費者の選好尺度が不變でその實質所得が恒同ならば，價格の變動と數量の變動とは負の相關を示すのが普通であるが，選好尺度や實質所得が變化する場合にはこの關係は必ずしも成立しない。從ってこのような場合には r_{pq}，從って d が 0 に近くなる場合も考えられる。

從ってパーシェ・チェックだけではラスパイレス式の信賴度を確認することはできない。d を上の三つの因子に分解して各因子の値を比較検討しなければならない。Staehle は比較される二點の類同性の條件を次のように整理している[9]。

（1） d は小さな値でなければならない。

（2） p_1/p_0 と q_1/q_0 との間にある程度の負の相關關係がなければならない。

（3） 價格體系の變化，あるいは數量體系の變化の何れか一方が比較的大きな場合，他方が極めて小であってはならない。

（4） 價格體系の變化も數量體系の變化も余り大であってはならない。

Staehle のこの條件は地域比較の場合について述べられているのであるが，この限りにおいては

8) この式は次のようにして證明される。

$$\frac{\Sigma\omega X}{\Sigma\omega}=M_1,\quad \frac{\Sigma\omega Y}{\Sigma\omega}=M_2,\quad \frac{\Sigma\omega XY}{\Sigma\omega}=M_3$$

$$X-M_1=x,\quad Y-M_2=y$$

$$\frac{\Sigma\omega x^2}{\Sigma\omega}=\sigma_x^2,\quad \frac{\Sigma\omega y^2}{\Sigma\omega}=\sigma_y^2,\quad \frac{\Sigma\omega xy}{\sigma_x\sigma_y\Sigma\omega}=r$$

とおけば次の關係が成立する。

$$\frac{M_3-M_1}{M_1}=r\cdot\frac{\sigma_x}{M_1}\cdot\frac{\sigma_y}{M_2}$$

但し r は X と Y の加重相關係數，σ_x, σ_y はそれぞれ X, Y の加重標準偏差である。いま

$$X=\frac{p_1}{p_0},\quad Y=\frac{q_1}{q_0},\quad \omega=p_0q_0$$

とおけば

$$M_1=\frac{\Sigma p_1q_0}{\Sigma p_0q_0}=L_p,\quad M_2=\frac{\Sigma p_0q_1}{\Sigma p_0q_0}=L_q$$

$$M_3=\frac{\Sigma p_1q_1}{\Sigma p_0q_1}=P_p$$

$$\frac{\Sigma\omega x^2}{\Sigma\omega}=\sigma_p^2,\quad \frac{\Sigma\omega y^2}{\Sigma\omega}=\sigma_q^2,\quad \frac{\Sigma\omega xy}{\sigma_x\sigma_y\Sigma\omega}=r_{pq}$$

となり，從って次の結果を得る。

$$\frac{M_3-M_1}{M_1}=\frac{P_p-L_p}{L_p}=r_{pq}\cdot\frac{\sigma_p}{L_p}\cdot\frac{\sigma_q}{L_q}$$

(H. Staehle, "International Comparison of Food Costs," in International Comparisons of Cost of Living, International Labour Office, 1934, pp. 14—15.)

9) Ibid. p. 18.

時間比較の場合についてもそのまま成立する。

ラスパイレス式の信頼度の検討には以上のような手数のかかる分析が必要であるが，しかしこのような分析をするまでもなく L 式による測定の妥當性が否定される場合がある。消費者の實質所得水準が不變で，その選好尺度も不變ならば，價格の變動と數量の變動との間の相關は負となるから，$\frac{P_p-L_p}{L_p}=r\cdot\frac{\sigma_p}{L_p}\cdot\frac{\sigma_q}{L_q}$ の符號もまた負でなければならない。從って $L>P$ である。すなわち L 式の使用を認めるためには少なくとも $L>P$ でなければならない。もし $L<P$ ならば r は正であって，それは消費者の實質所得水準が變化したか，あるいは消費者の選好尺度が變化したことを示す。L 式による物價水準の測定が妥當であるためには選好尺度の不變が假定されねばならないし，また實質所得水準が變化した場合は L 式は物價變動の測定にたえない。何れにしてもこのような場合 L 式の妥當性は前記の分析をまつまでもなく否定される。從って L が P よりも小であるか，あるいは L が P より大であってもその差が極めて大きい場合には，最初から L 式の信頼度は疑われねばならない。L と P との差が小であって L が P より大である場合は，更に兩時點の消費構造の類同性を確かめるために前記のような分析を行い，その結果によってはじめて L 式の信頼度を確認することができる。しかしこの場合も L と P との差をどの程度まで認めるか，あるいは價格なり數量なりの分散の大小の判別の基準をどこにおくかということには，客觀的な標準は存在しない。

實質所得水準の變化，あるいは選好尺度の變化の介入を判別する一つの標準として，支出金額指數 $E=\frac{\Sigma p_1q_1}{\Sigma p_0q_0}$ を使用することができる。Hicks は實質所得變化の判別の標準を次の通りにまとめて示している[10]。時點1を時點0に比較して

（1） $L<E,\ P<E$ ならば實質所得は増加している。

（2） $L>E,\ P>E$ ならば實質所得は減少している。

（3） $L>E,\ P<E$ ならば實質所得は増加したとも減少したともいえない。

（4） $L<E,\ P>E$ ならば選好尺度不變の假定と矛盾するから比較はできない。

以上の判別式では L と P との大小關係は織込まれていない。そこでこれに $L\gtreqless P$ の關係を織込んでみると次の六つの場合が區別される。

(1a)　$E>L>P$　$(D>0)$
(1b)　$E>P>L$　$(D<0)$
(2a)　$L>P>E$　$(D>0)$
(2b)　$P>L>E$　$(D<0)$
(3)　$L>E>P$　$(D>0)$
(4)　$P>E>L$　$(D<0)$

括弧内の D は $D=L-P$ である。これからも既に述べた通り，D が負ならば實質所得水準に變化があったか，あるいは選好尺度が變化したか何れかである。しかし D が正（L が P より大）であっても所得水準の變化がなかったことにはならない。$E>L>P$ (1a) ならば所得水準は増加，$L>P>E$ (2a) ならば所得水準は減少している。ただ $L>E>P$ (3) の場合にのみ所得水準が變化していない可能性が殘されている。但しこれだけで所得水準の不變が證明されたのでないことはもちろんである。しかし $L>E>P$ という條件がみたされ，その上 L と P の差が小であれば，所得水準が假に變化していても變化の幅が極めて僅かであることもまた明らかである[11]。

このようにパーシェ・チェックに支出金額指數 E を介入させても，實質所得水準の不變を確定的に證明することはできない。しかし所得水準の不

10) J. R. Hicks, The Valuation of the Social Income, *Economica*, 1940. なおここでは個人的消費の場合について考える。集計數量としての社會的所得の場合については條件が變る。この點については大川一司「實質所得の比較・測定」(本誌第2巻3號, 1951) をみよ。

11) Konüs は $\frac{\Sigma p_1q_1}{\Sigma p_0q_0}=\frac{\Sigma p_1q_0}{\Sigma p_0q_1}$ であるとき，L>E>P が成立することを明らかにした。(前掲拙著118頁参照) Frisch は利用函數が二次の整函數で表現されるものと假定すると，Konüs の條件が成立するとき，$I_0=I_1=\frac{\Sigma p_1q_1}{\Sigma p_0q_0}$ となることを證明した。(同書163頁) Staehle の Double expenditure method はこの關係を利用するのである。

變は要するに物價水準の測定理論を展開するための作業模型であって，實際にそのようなことが存在しうるものではない。個人の場合であっても實質所得水準は常に變化するし，社會階層の場合でも同様である。消費の選好尺度についてもまた同じことである。しかしこのような作業模型について展開された理論を應用する以上，現實がこのような理論的前提と乖離すること大であるほど，應用の正確さが減じるのであって，結局前記のような判別分析はこのような乖離が過大となって誤差が大となることを防ぐためのものに外ならない。

IV　戰後物價指數の困難

長期にわたる物價水準の比較が困難であるのは，相對價格の變化が大である上に，實質所得水準や選好尺度の變化が介入して消費構造を大きく變化させるためであるが，戰爭は短期間のうちにこれと同じような變化をもたらし，戰前と戰後の物價比較を困難にしている。わが國の今日の物價が戰前に比べて何倍になっているかということが屢々問題となるが，これは課題自體が無理なのであって，戰前基準の物價指數はおよその見當として大まかな概數で答える以上に，精密な數字を與えることは事實上不可能である。

しかしこのことは戰前との比較の場合だけでなく，戰後の期間についてみても同様であって，短期間ではあるが前記の諸事情がこの間に急激に變化しているために，物價の比較を困難にしている。從って戰後物價指數は特に屢々計算の基礎を更新する必要に迫られるのである。統計局の消費者物價指數についてみてもこのことが明らかである。

統計局の消費者物價指數は昭和 21 年7月に發足して以來，24 年8月に第一回の改正が行われ，近く第二回の改正が行われようとしている。この指數は同局の消費者價格調査（現在は消費實態調査）の結果によるいわゆる實效價格に基づいて計算されており，當初はフィッシャー式を使用していた。從ってパーシェ・チェックのための資料は常に算出されていたわけである。昭和 24 年の改正で算式は 23 年を基準とするラスパイレス式に改められたけれども，消費者價格調査の結果によって消費構造の變化を月々に追跡することができるから，パーシェ・チェックの計算は隨時に可能であった。これらの資料は戰後の物價變動とその測定に關しての理論的研究に寄與するところがあると思われるので，次にその若干を掲出する。

昭和 21 年7月以降の第一次指數（フィッシャー式）の計算の基礎となったラスパイレス式とパーシェ式による指數を東京指數について示すと第1表（次頁）の通りである。この指數の計算は昭和24年8月の改正後も新指數との校照のため翌25年1月まで續けられ，2月以降全く中止された。この結果から $d=\dfrac{P-L}{L}$ を計算すると同表の（5）欄の通りである。これでみると d の値は常に負であるが，その値は極めて大で，基準時（昭和 21 年8月— 22年3月）の一年後では14%，二年後では20%，三年後には 30% に達している。從って假に實質所得水準や消費者の選好尺度の變化がなかったとしても，ラスパイレス式とパーシェ式の平均値であるフィッシャー式指數は 10—15% の可能誤差をもっていたことになる。

昭和 24 年の改正は，戰後の經濟生活の混亂が昭和 23—4 年に至りかなりの安定をみたものとして行われたのであったが，しかしその後の變化もまた決して少なくはなかった。25年以降はパーシェ式の計算が行われていないので，年平均指數について特に試算した結果を第2表（次頁）に掲げた。この表には同時にラスパイレス式による數量指數（L_q），價格並びに數量の變動率の分散，兩者間の相關係數，並びに支出金額指數（E）を計算して附記しておいた。各數値間の照合計算をしてみると若干くい違うところもあるが，指數計算に際しての料金關係その他の項目における調整等のためこの程度のくい違いは止むを得ないであろう。

第2表によると，パーシェ・チェックの d の値は基準時（昭和 23 年）の一年後が 7.7%，二年後が 15.1%，三年後が 17.9% で，第一次指數の場合よりもかなり開きは少なくなっているが，しかし Ulmer の指摘している米國の場合に比べると著しく大であって，戰後の日本の消費生活がなお激變の中にあることを物語っているといえる。但しこの變化は昭和 25 年度までは顯著に進行し

第1表　東京消費者物價第一次指數(21年8月—22年3月基準)

(1) 年　月	(2) L	(3) P	(4) $\sqrt{L \cdot P}$	(5) $d=\frac{P-L}{L}$
昭和22年				%
＊1月	128.0	120.3	124.1	− 6.0
＊2〃	141.5	128.1	134.6	− 9.4
＊3〃	147.2	134.2	140.5	− 8.8
＊4〃	150.7	131.2	140.6	−12.9
＊5〃	189.7	167.9	178.5	−11.4
＊6〃	222.6	191.6	206.5	−13.9
7〃	250.9	234.4	242.5	− 6.5
8〃	240.5	218.7	229.3	− 9.0
9〃	268.3	240.5	254.0	−10.3
10〃	280.3	248.3	263.8	−11.4
11〃	288.6	249.0	268.1	−13.7
12〃	314.9	269.9	290.3	−14.2
昭和23年				
1月	314.0	275.8	294.3	−12.1
2〃	327.2	278.1	301.7	−15.0
3〃	357.8	272.6	312.3	−23.8
4〃	361.6	318.1	339.2	−12.0
5〃	375.5	300.8	336.1	−20.4
6〃	444.0	331.6	383.7	−25.3
7〃	448.9	372.9	409.1	−16.9
8〃	492.2	369.6	426.5	−24.9
9〃	475.8	383.0	426.8	−19.5
10〃	457.2	362.4	407.0	−20.7
11〃	495.5	397.4	443.7	−19.7
12〃	516.9	409.0	459.8	−20.8
昭和24年				
1月	526.8	421.0	470.9	−20.0
2〃	520.7	409.4	461.7	−21.3
3〃	531.0	412.8	468.2	−22.2
4〃	537.6	430.1	480.9	−19.9
5〃	553.9	419.3	481.9	−24.3
6〃	591.7	432.7	506.0	−26.8
7〃	563.5	446.1	501.4	−20.8
8〃	551.2	414.6	478.0	−24.7
9〃	554.1	430.9	488.6	−22.2
10〃	550.5	442.4	493.5	−19.6
11〃	530.9	380.8	449.6	−28.2
12〃	556.9	372.2	455.3	−33.1
昭和25年				
1月	590.5	443.2	511.6	−24.9

＊ 昭和22年1—6月の分は1月13日にはじまる4週間別の指數である。

第2表　東京消費者物價第二次指數(昭和23年=100)

	昭和24年	昭和25年	昭和26年
P_p	118.4	106.7	120.2
L_p	128.3	125.6	146.5
$d=\frac{P_p-L_p}{L_p}$	−0.077	−0.151	−0.179
L_q	113.0	124.6	122.2
r	−0.440	−0.409	−0.280
$\frac{\sigma_p}{L_p}$	$\frac{36.1}{128.3}=0.281$	$\frac{46.1}{125.6}=0.367$	$\frac{75.4}{146.5}=0.515$
$\frac{\sigma_q}{L_q}$	$\frac{71.1}{113.0}=0.629$	$\frac{128.9}{124.6}=1.034$	$\frac{149.0}{122.2}=1.219$
$r\cdot\frac{\sigma_p}{L_p}\cdot\frac{\sigma_q}{L_q}$	−0.078	−0.155	−0.176
E	134.8	133.5	149.9

ているが，26年には d 値の變化から判斷してかなり安定してきているといえる。そしてこの變化の內容を Bortkiewicz の方法によって分析してみると，價格變動の分散は近年ほぼ同じ速度で增加しているが，數量變動の分散の方はやはり昭和25年度までの變化が大きく，26年度にはその增加速度が著しく減じている。そして一方價格と數量との相關は常に負であるが，第三年目の昭和26年にはかなり小さくなっている。全體として判斷すれば昭和24年と25年の d 値は主として數量變化の分散に支配され大きく增加したが，このような消費構造の變化の結果，價格と數量の有機的關係は昭和26年までに兩者間の相關係數にみるようにかなり亂れてしまっているから，指數計算を新らしい基準の上に出發させる必要が增大してきたものと推察される。

なお $L \cdot P \cdot E$ の相互關係についてフィックス・テストをやってみると，支出金額指數 E が最初から L の上に出ており，實質所得の水準が昭和24年度から既に明瞭に基準時よりも上昇していることを示している。これら一連の計算は戰後の物價變動の正確な測定がいかに困難な仕事であるかということ，またその測定上の誤差をできるだけ小さくするためには不斷の檢討を行うとともに，計算基準の屢次の改正がやむを得ないことであることを指示するものである。(1952・5・3)