3

中国における物価指数資料の検討

溝口敏行（みぞぐち としゆき）

出典　『中国経済発展の統計的研究』
石川滋編　調査研究報告双書7
アジア経済研究所　1960年　第2章

I　物価指数作成に関する中国統計学者の態度【略】

II　公式発表された物価統計の種類とその特色【略】

III　上海市物価指数の種類と作成方法の検討【略】

IV　上海市卸売り物価指数の概観と吟味【略】

V　上海市卸売り物価指数（1952年—燃料類）の吟味

1．考察の対象

この節では，1952年基準指数がより詳細に分析される。しかし計算能力の制約や時間の不足等で，全品目に関する分析は不可能であった。この結果，分析を特定類別に集中し他類別分析の基礎づけを行なった。

ここで分析の中心的役割をなすのは「燃料類」である。第Ⅰ節～第Ⅲ節でも吟味したように，燃料類の示す値は卸売り物価指数と他の物価指数（小売り・生計指数）とのあいだにはかなりの乖離が存在しており，興味ある現象を示していた。このような意味から，燃料類をより詳細に分析してみること自体，かなり有意義なことであろう。

しかし本節の目的は，単に燃料類にかぎられるものではない。すなわち，表題に示されたように，ここでの目的はあくまで上海卸売り物価指数の作成法をチェックしようとすることにある。ここで燃料類がとくにとりあげられた理由は，燃料類のもつ個別的な意義によるよりも，むしろ作業技術上の制約によるものである。さて，さきに述べたように，上海卸売り物価指数には，付表として各商品の個別価格表が与えられている。しかし，その商品が各類別に対応して分類されていないために，作業を進めるうえで重大な困難に直面せざるをえない。さいわいに燃料類は，その特性からして他の商品より容易に分離できる。この性質は，他の類別に比しいちじるしい特色であって，ここにとりあげる十分な根拠となるものと思う。

もちろん本節の目的が，上海卸売り物価指数全体の分析である以上，燃料類から得られた結論が，他の類別指数によってチェックされねばならないことは当然である。このチェックは次節で若干試みられているが，必ずしも完全なものとはいえない。

2．分析の方法

(1) 基本的な仮定

すでに述べたように，燃料費目については，その類別指数とその類に属すると考えられる価格系列が存在している。さて，いま各価格系列がラスパイレス式で作成されているとすれば，類別指数P_tは各価格系列p_{ti}とのあいだにつぎの1次関係式を満たすことになる。

$$P_t=\frac{\sum_i p_{ti}\ q_{oi}}{\sum_i p_{oi}\ q_{oi}}=\sum_i\left(\frac{q_{oi}}{\sum_i p_{oi}\ q_{oi}}\right)p_{ti} \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.1〕$$

さて，〔5.1〕の第2式でカッコ内に示された値は時間にかかわりなく一定であるから，これをw_iで示すことにすれば，つぎのようにあらわされることになる。

$$P_t=\sum_i w_i p_{ti} \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.2〕$$

さて，〔5.2〕式で示されたw_iの条件を数学的に吟味してみよう。まず，p_{oi}，q_{oi}とも正の値であるから，w_iが正であることは明らかである。さらに〔5.1〕式に基準時点の各商品の価格を代入すれば分子分母が同一となるから，つぎを満たさなければならない。

$$1=\sum_i w_i p_{oi} \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.3〕$$

前者を「ウェイトの正の条件」，後者を「ウェイトの基準時点における制限」とかりに名づけることにしよう。われわれの目的は，この2条件を満たしかつそのウェイトで指数の変動を説明しうるものを見いだすことにある。

つぎに，ウェイトw_iについて若干の経済的考察をくわえておこう。われわれは，上海物価指数のみからは燃料の総取り引き金額$\Sigma p_{oi}\ q_{oi}$を知ることができないから，q_{oi}自体を求めることはできない。しかしw_iをw_jで除せば，明らかにq_{oi}/q_{oj}が得られ，取り引き数量比は得ることができる。このことは，将来物価の国際比較のための指数を作成する場合などに重要な情報を提供することになろう。

さらに，w_iを若干修正してより常識的な形に変形することもできる。すなわち，〔5.1〕式を変形してつぎのようになる。

$$P_t=\frac{\sum_i\{(p_{oi}\ q_{oi})(p_{ti}/p_{oi})\}}{\sum_i(p_{oi}\ q_{oi})}=\sum_i\left[\left\{\frac{(p_{oi}\ q_{oi})}{\sum_i(p_{oi}\ q_{oi})}\right\}(p_{ti}/p_{oi})\right] \quad \cdots\cdots\cdots〔5.4〕$$

ここで第2式の｛　｝内はiのみに依存する値であるから，これをW_iであらわすことにしよう。また(p_{ti}/p_{oi})は，一定基準時点の個別価格指数であるから，これをπ_{ti}で示すことにすれば，〔5.4〕式はつぎのようにあらわされる。

$$P_t=\sum_i W_i\pi_{ti} \quad \cdots\cdots\cdots〔5.5〕$$

この場合，W_iについても「ウェイトの正の条件」は成立し，「ウェイトの基準時点における制限」をあらわす〔5.3〕式は，つぎの簡単な関係式に帰着する。

$$1=\sum_i W_i \quad \cdots\cdots\cdots〔5.6〕$$

以下の分析では主としてw_iが推計されるが，結果だけはW_iの形に換算することにした。

(2)　可能な推定方法

ここで，各類別についてw_iを推定しようと試みるわけであるが，検討された方法は以下の5種である。ただ原理的に同じであるから，以下の説明では燃料類について論述を進めることにしたい。

①　5時点の値による連立方程式

まえにも述べたように，燃料類に属すると判定される商品は5品目である。したがって，もとめられなければならない未知数は$w_1\cdots w_5$の5つであるということになる。ゆえに，任意の5時点について（P_t，$p_{1t}\cdots p_{5t}$），（$t=1,2,3,4,5$）が得られるならば，各tを〔5.2〕式に代入することにより5本の連立方程式ができる。これを解けば，$w_1\cdots w_5$の値は確定することになる。この方法は原理的に正しいし，またもっとも単純な考え方である。ただなんらかの理由で（たとえば計算過程における4捨5入の影響や特殊事情にもとづく臨

時的な特殊ウェイトの採用)，これらの値がゆがめられていた場合，その結果はw_iに大きく影響してくると考えられる。とくに，1953年以降のごとき，わずかな価格変化からもたらされる情報からw_iを推定しようとする場合には，この点が十分考慮されなければならない。

②　単純な最小自乗法

つぎに考えられたのは，(P_t, $p_{1t}\cdots p_{5t}$)の多くの組を使用し，それに最小自乗法を適用しようとする考え方である。すなわちこの考え方をすれば，P_tと$p_{1t}\cdots p_{5t}$のあいだには1次式の関係が存在して，つぎの関係が存在すると仮定するわけである。

$$P_t = a + \sum_{i=1}^{5} w_i p_{it} + u_t \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.7〕$$

ここでaは定数，u_tはa$+\Sigma w_i p_{it}$で説明できない変動を示している。すなわち〔5.7〕で考えている仮定は，P_tは$p_{1t}\cdots p_{5t}$とのあいだに高度の1次関係を有するが，しかしなんらかの理由で若干の誤差変動をふくんでいるということである。より具体的にいえば，(P_t, $p_{1t}\cdots p_{5t}$)の計算中の誤差はすべてu_tにふくまれるだけでなく，分析期間中に行なわれた小規模のウェイト変更の影響もu_tに帰着せしめるという考え方である。したがって，算出されたw_iは分析期間中の平均的なウェイトとも解しうる。ただしここで注意されなければならないのは，このような考えはあくまでラスパイレス式に立脚しているのであって，ウェイトの変更は偶発的な技術的理由より発生していると解していることである。ゆえに，この条件をやぶるような大幅なウェイト変更については，もはやこの方法は有効ではない。

ここで〔5.7〕式を再検討してみよう。(1)で論じたように，w_iには満たさなければならない2つの条件が存在した。いま〔5.7〕式を利用して，最小自乗法が適用された場合，それより生じる結果がこの2条件を満足しているという保証はまったくない。このことは分析を進めるうえで重大な障害であることは否定できない。この欠点をおぎなうものとして以下の方法が考えられる。

③　条件付き最小自乗法

この分析ではw_iの正の条件は一応無視して，「ウェイトの基準時点における制限」のみを考慮にいれることにする。すなわち②と同様，P_tと$p_{1t}\cdots p_{5t}$のあいだにつぎの関係が存在すると仮定する。

$$P_t = a + \sum_i w_i p_{it} + u_t \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.4〕$$

ただ②では〔5.4〕式で$\sum_t u_t{}^2$を単純に最小にしようと試みたのに対して，③ではその最小化の過程で〔5.3〕の条件を考慮する点が相違している。この目的のためには，通常のラグランジェ式

$$\varphi(w\lambda) = \sum_t \{P_t - a - \sum_i (w_i p_{it})\}^2 - \lambda\ \{1 - \sum_i (w_i p_{io})\}$$

$$\cdots\cdots\cdots〔5.8〕$$

をw_iおよびλについて偏微分して0とおく連立方程式をとけばw_iが得られる。この場合，aは当然0となる。

④　正の条件の追加

③の結果に$w_i > 0$（$i=1,\ 2\cdots 5$）を追加する作業はかなり困難である。すなわち，この問題は最近発達しているNon-Linear Programmingの課題であり，ある程度の研究は進んでいるがまだ実用の段階には達していない。これにかわる方法として，〔5.3〕および$w_i > 0$の条件のもとでつぎを最小にしようという試みが考えられる。

$$\sum_t |u_t| = \sum_t |P_t - a - \sum_i (w_i p_{it})| \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.9〕$$

この種の研究は，Leontief表の分析にあたってArrow & Hoffenberg[(15)]によってなされているが，このために必要な計算はかなり複雑である。以上の点を考慮して，以下の分析では主として③の方法が採用される。

3．データの当てはめ

2.の結果，使用される統計方法は条件付き最小自乗法に決定したが，残された問題はその方法をどの期間に当てはめるかにある。さて第IV節で論じた

ように，上海卸売り物価指数は1953年以後改正された可能性がある。この点を考慮して，この分析では1953～56年の月別データにつき，当てはめを行なうことにした。

つぎに当てはめが行なわれた場合，その結果が現実の変動を十分説明しているかどうかがチェックされなければならない。以下の研究では，このチェックの基準としてつぎの３要素を使用することにした。

1）　$p_{1t}\cdots p_{5t}$に推定をほどこした場合，1953～56年のP_tを十分説明しているか。

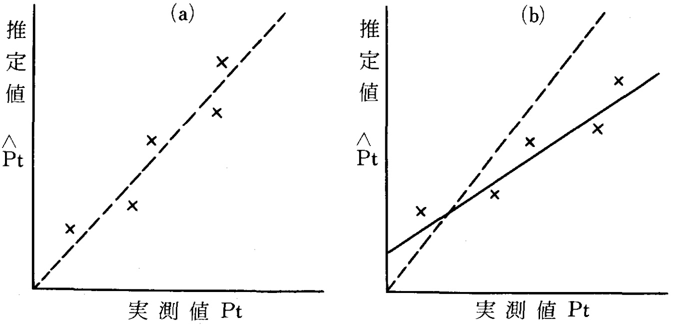
2）この推定結果を用いて，1950～52年(1949年は一部の月の数字しか得られていないので除外）のP_tの変動がどの程度説明できるか。

3）P_tと$p_{1t}\cdots p_{5t}$より得られるP_tの推定値間の乖離はどのような状態にあるか。詳言すれば，乖離の状態が年度ごとに異なっているか(実際の物価指数作成法がパーシェ算式またはリンク算式の場合この現象が生じる)，また月別に異なっているか（月別特殊ウェイトの存否のチェック)，さらにまったくランダムであるか，のチェックを行なうことである。

これらの分析を行なうには，推定されたウェイトを用いて1950～56年のすべての月についてP_tの推定値を計算し，これと実際のP_tと比較する必要がある。しかしこれを行なうにはかなりの計算を必要とするので，以下では１月，５月，９月を月の代表としてとりだし，分析を進めることにした（中国の場合，いちじるしい価格の変動はないので，この方法は有効)。

つぎに１）～３）のチェックに用いられた統計的方法について述べておこう。まず１）および２）のチェックについては，通常の相関係数によるものと「不一致係数」によるものの２種について行なわれた。このうち前者は，$p_{1t}\cdots p_{5t}$に推定されたウェイトを乗じて加えたP_tの推定値$\hat{P}_t$と，実際のP_tの値の相関係数をもとめる方法で，通常もっとも用いられているものである。しかしこの方法には１つの欠点がある。周知のごとく，相関係数は２つの変量のあいだに１次関係に近い関係が存在すればするほど高くなる。このことを示したのが第10図である。すなわちP_t，$\hat{P}_t$の２者の関係を図示した場合，(a),

第10図　不一致係数の意義



(b)とも高い相関係数が生じることが図より明らかであろう。しかし，われわれの目標とするのは推定値$\hat{P}_t$と実測値P_tの一致であるから，作図上では横軸と45°線上にならぶことが望ましく，この点からみれば(a)がはるかにすぐれている。この現象を明確にあらわすように工夫されたのが「不一致係数」(16)であり，つぎで算定される。

$$U=\frac{\sqrt{\frac{1}{N}\Sigma(P_t-\hat{P}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{N}\Sigma P_t^2}+\sqrt{\frac{1}{N}\Sigma \hat{P}_t^2}} \qquad \cdots\cdots\cdots〔5.10〕$$

ただしNはチェックのために用いられたデータの組の数である。

3）のチェックには分散分析が用いられる。各時点について$\hat{P}_t$を計算し，$P_t-\hat{P}_t=u_t$が求められた場合，われわれはこのu_tを次ページの表のように配列することができる。この場合，縦および横の平均は簡単に求めることができる。さて，もし各年にわたってウェイトの変更が行なわれているとすれば，横の平均のあいだに大きなチラバリがあるであろうし，月別の特殊ウェイトがとられていれば，縦の平均のあいだに大きなチラバリがあるであろう。一般に，チラバリをあらわす指標としては分散が用いられるが，種々の分散のあいだに以下のような関係が成立する。

(u_tの全体の分散) ＝ (縦平均の分散)＋ (横平均の分散)＋ (その他の分散)

これを記号化してつぎのようにしよう。

$$V(u) = V(M) + V(A) + V(R) \quad \cdots\cdots\cdots〔5.11〕$$

この場合われわれの関心はV(M), V(A)が，V(R)に比し大きいか否かにかかっていることは論をまたない。この種の分析は通常「分散分析」とよばれている方法であるが，多くの入門書があるので(17)これ以上の詳述は行なわない(きわめて常識的にいえば，V(M)やV(A)の大きさがV(R)にくらべ大であるか否かを比によって検討するわけであるが，この場合，縦横列の数を考慮して若干の修正が行なわれる)。この場合，V(M)またはV(A)がV(R)に比していちじるしく大でない場合には，一応行なわれた推計を使用してもさしつかえないといえるわけであり，本節の分析のチェック上きわめて重要な地位を占めるものといわなければならない。

年＼月	1	5	9	
1950	—	—	—	
1951	—	—	—	
1952	—	—	—	
1953	—	—	—	
1954	—	—	—	
1955	—	—	—	
1956	—	—	—	

4．燃料類データのウェイト推定と推定結果のチェック

(1)　ウェイトの推定結果

第1表は，1953～56年の月別データにより算出したw_iおよびそれより誘導されたw_iの値である。w_iは実際の計算にあたっては便利なものであるが，各品目の価格を定める数量単位が異なっているので，この値からただちに各品目の重要さをみることができない。これに対してW_iは数量単位と独立であるので，類別指数におよぼす各品目の影響力をみるには好適である。

第1表の値をみれば，有煙炭，石油，重油がかなりのウェイトを占めており，W_iの値によればこの3者はほぼ同一のウェイトで全ウェイトの65%を占めている。これに対してガソリンの占めるウェイトがきわめて小さいことも注目される。この事情は中国の国内資源よりみてある程度うなずける結果であり，この面からのチェックには一応合格するものといえよう。

第１表　燃料類ウェイトの推定値

区　　　　　分	w_i	W_i
有　烟　煤（有 煙 炭）	0.683×10^{-2}	0.231
無　烟　煤（無 煙 炭）	0.586×10^{-2}	0.180
煤　　　油（石　　油）	0.158×10^{-2}	0.242
汽　　　油（ガソリン）	0.066×10^{-2}	0.098
柴　　　油（重　　油）	0.050×10^{-2}	0.248

（注）　ただし$\Sigma w_i p_{it}=1$，$\Sigma W_i=1$のように単位を定めた。

残された問題は，このようにして得られたウェイトによる予測がどの程度の効率を示すかということである。以下の分析では，主として上のウェイトでは説明されない残差を解析することにより，この問題に接近することにしよう。

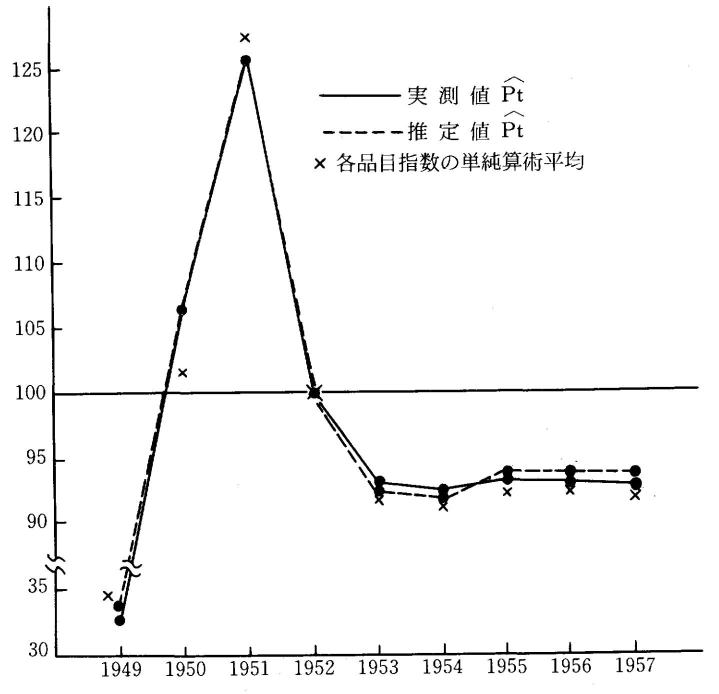
(2)　結果のチェック

詳細な分析にはいるまえに，第１表のウェイトを用いて各年平均を算出してみよう。第11図は，この方法による推定値と実測値をグラフ化したものである。この図から明らかなように，求められた推定値は，1953年以後にはもちろん1952年以前への補外についてもきわめて良好な適合性を示していることは注目される。

この現象をより客観的に表現するために，推定値$\hat{P}_t$とP_tの相関を求めてみよう。データをよりふやすために，ここでは年平均を用いずに1950～57年の各年について１月，５月，９月の３ヵ月の値をとり，合計21の標本について分析を行なった。第２表の相関係数の欄がこの値を示している。ここで1950～52年の値よりも1953～56年の値のほうが，標本数を考慮すればやや適合度がよい(18)。しかし，ウェイトを算出したデータが1953～56年月別データであることを考えれば，この結果はむしろ当然であり，1950～52年データに対する良好な適合性にむしろ注目すべきであろう。

つぎに，第２表の下欄に示された「不一致係数」はきわめて０に近い値を

第11図 燃料類変動の推定ウェイトによる説明



示している。不一致係数の定義より，推定値が予測値に完全に一致した場合に同係数は0となるのであるから，この結果もきわめて良好であるといえる。1950～52年の値が1953～56年のそれにややおとるのは，相関係数の場合と同様に解されよう。

つぎに指数P_tと$\hat{P}_t$の乖離が，年度的，季節的に組織的なものであるかどうかというチェックが行なわれなければならない。第3表は，この目的のために作成された「2元配置表」である。さて，P_tから$\hat{P}_t$の乖離が正規分布にしたがう誤差であるとすれば，第3表を用いて分散分析を行なうことができる。すなわち，第4表はこの結果を示している。さて，数理統計学の教えるところによれば，つぎの2式はおのおの自由度（6，12），（2，12）をもつF分布をすることがわかっているから，このことから年効果，月効果の「統計的有

第2表　推定された燃料類ウェイトの信頼度

区　　分	1950 ～ 52	1953 ～ 56	1950 ～ 56
相関係数*	0.9665	0.8393	0.9746
不一致係数	0.0431	0.0025	0.0038

(注)　*自由度修正ずみ。

意性」を検定すればよい。

$$F_1=\frac{(3-1)(7-1)\Sigma(\bar{u}_A-\bar{u})^2}{(7-1)\times\Sigma(u-\bar{u})^2}$$ $\bar{u}_A$：年平均，$\bar{u}$：全体の平均

$$F_2=\frac{(3-1)(7-1)}{(3-1)}\times\frac{\Sigma(\bar{u}_M-\bar{u})^2}{\Sigma(u-\bar{u})^2}$$ $\bar{u}_M$：月平均

この場合，月効果は明らかに有意ではなく，ウェイトの月別変更は存在しないとみなさるべきであろう。また年効果は月効果よりも大ではあるが，残差分散と比して有意ではない。したがって年ごとに大きなウェイト変更が行なわれているという仮説は成立しないように思われる。

以上の立場から，燃料類についてはほぼラスパイレス式が成立し，第1表のウェイトが近似的に使用しうることが明らかとなった。しかし，ここに大きな問題が残されている。第3表にみてきたようにP_tと$\hat{P}_t$の乖離は組織的ではないが，しかし存在することは事実である。しかもその誤差の大きさは必ずしも4捨5入誤差のみによるものとは考えられない。したがって残された問題としては，その原因を解明することである。考えられる1つの仮説は，1回または数回の小規模なウェイトの変更が行なわれているのではないかということであるが，これはまったく推量の域をでない。ただ分析の結果，第2表より推定される結果がそれほど大きなバイアスをもたない以上，一応の近似的ウェイトとして使用してもさしつかえはないように思う。第11図の×印点は，各商品価格を1952年＝100の指数に換算して，これを単純平均して求めた指数を示している。この結果よりみれば，ウェイトを使用した推定法は単純平均法よりかなりすぐれており，とくに補外区間（1949～51年）でも前者

がまさっている点は注目される。第5表は，同図のデータについて不一致係数を求めた結果である。

第3表 現実値と推定値の相違 $(P_t-\hat{P}_t)$

$(P_t$：1952年＝100)

年＼月	1 月	5 月	9 月	平 均
1950	−6.09	−3.57	+0.67	−3.00
1951	−1.42	+0.44	+6.08	+1.70
1952	−0.58	−0.18	−0.73	−0.50
1953	+0.59	+0.59	+1.40	+0.86
1954	+0.43	+0.06	+0.06	+0.18
1955	−0.04	−0.04	−0.04	−0.04
1956	−0.04	−0.04	−0.04	−0.04
平均	−1.02	−0.39	+1.06	−0.12

第4表 分散分析表

効 果	不 偏 分 散	自 由 度
年 効 果	V(A)： 1.136	2
月 効 果	V(M)： 2.136	6
残 差	V(R)： 5.679	12
合 計	4.662	20

$F_1=0.2000$ $F_2=0.3761$

第5表 推定ウェイトの補外チェック

区 分	ウェイト使用	単 純 平 均
不 一 致 係 数	0.0015	0.0034

(注) 1949～57年平均データ。

VI 上海市卸売り物価指数（1952年—その他の類別）の吟味【略】

〔注〕

(15) K.J. Arrow & M. Hoffenberg, *A Time Series Analysis of Industry Demand*, North-Holland Pub. Co., 1959.

(16) H. Theil, *Economic Forecasting and Policy*, North-Holland Pub. Co., 1958をみよ。

(17) 大部分の数理統計書には分散分析が論じられている。とくに初歩的な予備知識のために，森田優三『統計学概論』日本評論社をみよ。

(18) 自由度に関する数理統計理論を参照せよ。

（溝口敏行／執筆時：一橋大学経済研究所助手，現：一橋大学経済研究所教授）