

④0 要量分析法による物價指數の解析

高 金 地

一 序

戦後世界各国は経済の差こそあれインフレーションの昂進、急迫せる経済危機に直面し、これが打開克服に日夜處心してゐることは吾々のよく知る所である。而して此の難局を突破するには尋常の手段では到底よくこれを鳥し得ないことは勿論であつて、適切な科学的措置と合理的な努力の集中こそは今日の我々に課せられた課題でなければならぬ。

本稿に於ては物價の変動を示す指標である物價指數を採り上げて、物價の変動の要因と目される根源につき實際資料に基づいて科学的分析を行ひ、これが実態を適確に把握して現下の混乱せる経済現象に対する施策への一指針となることを期した。斯くて実態解析の科学的手段として近代数理統計的方法を用ひ、特にかの著名な R.A.Fisher による「要量分析法」(The method of Analysis of Variance)を主たる道具として考察を進めた。

元來、自然現象を対象として其の基盤を築き上げて來

た此の研究方法は主として農学、医学、生物学等の諸分野に向けられ、経済現象に対しては洵に寥々たるに過ぎなかつた。もとより複雑多岐な経済現象を適確に把握することの困難さは、自然現象のそれに比すべくもないものであり、今日当面せる未開拓の諸分野に対する科学的方法の切実なる要請に対して完全な解決は後日に俟つとしても現在の段階に於て此の科学的利器を可能な範囲に於て駆使し、物價現象を解明することは無用の事ではないと思考される。

二 問 題

本稿で採り上げた當面の研究対象は、物価指数中の所謂消費財闇物価指数である。衆知の如く公定價格と闇價格との跛行状態は依然として持続され、殆んどの人々が所謂「闇生活」を余儀なくされてゐることから闇物価の変動に対しては誰しも少からぬ関心を寄せてゐるものと思はれる。本稿に於て研究対象を取り敢へずこの方面に取材した所以のものも一つはこゝにある。

備て、本稿で採擇した指數は物価廳調の東京非配給物価指數（昭和21年2月8日＝100）と主要都市非配給物価指數（東京＝100）の二つであつて、實際には前者は食料品七品目（主食品、蔬菜、魚介、肉及び卵、調味料、加工食料品、菓子果物飲料）、非食料品三品目（服飾用品、家具什器、雜貨）計十品目12豆るものと、昭和21年11月乃至昭和22年10月迄の一年間、後者は同十品目、期間 昭和22年1月乃至同年11月

迄の十一ヶ月間を東京、大阪、神戸、京都、名古屋の五大都市（但し新潟を省き後の四大都市は何れも昭和21年2月8日 = 100 の基準に換算）について調査されたものを採った。吾々はこれに度量分析法を適用することにより、新聞切換以来最近に至る迄の間に物価が月別品目別、及び地域別に如何様の変動を示して來たか、又それらの相互関係等の問題を検討せんとするものである。

三、東京非配給物価指数の場合

度量分析法は又の名を分散分析法と言ひ、その理論は精密に研究されてゐる。本稿に於ては一般理論は全然論究する心算はなく、末尾に附した参考文献に依られ度い。又以下に展開する解析経過及び結果の interpretation には具体的な意味を明確にするため努めて敍述方法に意を用ひた。

先づ、東京非配給物価指数の場合について考察する。第*i*番目の月に第*j*番目の品目を調査して得られた物価指數 X_{ij} ($i = 1, 2, \dots, 12$; $j = 1, 2, \dots, 10$) が、母平均 $m + M_i + V_j$ *、母分散 σ^2 ** をもつ正規分布に従つて独立に分布する確率変数とし、吾々の得られた data は此等の X_{ij} の実現値であるとする。

* 母平均 $m + M_i + V_j$ の m , M_i , V_j は夫々全体に共通な常数、第*i*番目の月に特有な常数及び第*j*番目の品目に特有な常数、但し …

$\sum_{i=1}^{12} M_i = \sum_{j=1}^{10} V_j = 0$ である。そして物価指数の大小は物價の騰貴、下落を意味するから、この M_i, V_j は夫々第 i 月に依る、第 j 品目に依る物価の騰貴下落を示すと考へられる。

＊＊ 母分散 σ^2 は、 i と j には無関係で全体に共通であるとする。

実際の資料に必要な数値計算を施せば次の如き「変量分析表」が得られる。

第一表 変量分析表

要 因	平 方 和	自由度	分散不偏推定量
月 間	657792.84	11	59799.35
品 目 間	139738.19	9	15526.47
誤 差	55601.05	99	561.63
總 計	853132.08	119	

吾々は此の表から先づ次の二つの統計的假説の検定が出来る。

(一) 品目に依る騰貴下落の如何に拘らず、月に依る同一物価の騰貴下落がない。(月に依る変動がない)

(二) 月に依る騰貴下落の如何に拘らず、品目に依る同一物価の騰貴下落がない。(品目に依る変動がない)

この何れに於ても帰無假説は 1% の有意水準で棄却せられる。何と云れば

(一)の場合 分散比 $F = 106.47$, 自由度 $n_1 = 11, n_2 = 99$

$$(二) の場合 \quad F = 27.65 \quad n_1=9, n_2=99$$

上の如き客観的な検討を考慮に入れて、吾々は実際の data を因表化（第一図及び第二図）して直接に吟味して見よう。第一図及第二図を熟視すれば先づ当該期間の前半期（昭和 21 年 11 月乃至昭和 22 年 4 月）と後半期（昭和 22 年 5 月乃至同年 10 月）の天々の物価の変動はかなりの相異が認められる。前半期の変動を見るに物価の上り方が大まかに言って平行してゐるかの様に見られ、これに対して後半期の変動がかなり激しいことが認められるがこれは現実的な面から考へた場合、当該期間に於ける内外両面の多事多端を顧りみれば自ら肯づかれるであろう。前半期に於てはさして施策面其の他に於て変化がなかったために比して、後半期には 5 月の 700 円の封鎖棒の撤廻による通貨流通の活発化、6 月の「経済緊急対策」の発表に従ひ 7 月からの諸公定価の改訂に伴ふ商物価の昇騰、8 月以後の輸入食糧放出による主食品の低落從つてそれによる所謂「代替効果」等々と相俟つて物価の変動の著しいことは蓋し当然であらう。

堵て、次に一ヶ月の期間を前後両半期に分つた場合の累量分析表を作れば次の通りである。

茲で例へば、前半期の誤差分散不偏推定量 258.96 は前半期に於ける各観察値 ΣC_{ij} ($i=1, 2, \dots, 6; j=1, 2, \dots, 10$) と期待値との間の差の平方和の平均であると考へられ、

F の 1 % 表		
n_2	n_1	F
80	9	2.64
100	11	2.48

第二表 渡量分析表(前半期)

度因	平方和	自由度	分散不偏推定量
月間	98000.05	5	19600.01
品目間	53720.36	9	5968.93
誤差	11653.11	45	258.96
總計	163373.52	59	

第三表 渡量分析表(後半期)

度因	平方和	自由度	分散不偏推定量
月間	75948.20	5	15189.64
品目間	108428.57	9	12047.62
誤差	21537.19	45	478.60
總計	205913.96	59	

観察誤差とも言ふべきものであらう。又第二表及び第三表の誤差分散を見るに後半期が前半期の約1.8倍になつてゐて一見して吾々の理論の前提が覆へざれりかに見えうるが、これをF-testにかけてみれば知られる如く甚しく有意的に異なるとは言へない。これは物価自体の騰貴が激しければ(前後両半期の夫々の總平均は夫々、150.0及び280.0)観察誤差も多少動搖するのを免れぬことに起因するものであらうと為へられる。理論の前提を相當程度に満足するやうに解析を行ふ目的の為には物価指數の対数を取つて度量分析を行ふ方がより優れた結論を得るのでないかと思はれるが之は他日を期

し度い。尚前後両半期の夫々の月間、品目間の変動が甚しく有意であることは第二表及第三表を見ればF-検定にかけるまでもなく明かである。

以上の解析の帰結を要約すれば大要次の如くなる。

(一) 品目に依る騰貴下落の如何に拘らず、月に依る闇物価の騰貴下落は全期(昭和21年11月乃至昭和22年10月)に於て著しいものがある。即闇物価の季節的変動が激しいことは1%の有意水準で結論出来る。

(二) 月に依る騰貴下落の如何に拘らず、品目に依る闇物価の騰貴下落は矢張り全期に於て著しいことも1%の有意水準で断定出来る。

(三) 前半期(昭和21年11月乃至昭和22年4月)後半期(昭和22年5月乃至同年10月)の何づれに於ても(一)と(二)と同様な月別、品目別の夫々の著しい有意な変動が認められる。

以上、吾々は東京非配給物価指数の場合について闇物価の月別、品目別による夫々の変動を考察したが、然らば月と品目とに依る物価の騰貴下落は果して互に関聯があるかどうか(所謂交互作用の有無)といふ設問に対しても、吾々は本節の如き二重分類では遠かに解決するこゝに出来ぬ。次節の三重分類、即ち月別、品目別の外に地點別による変動についても考察することに依つてこの問題の解決の氣はらざ、種々なる興味ある結論が得られるであらう。

四、五大都市非配給物価指數の場合

先づ闇物価が月別、品目別及地域別に如何なる変動を示してゐるか、又夫々の交互作用の有無等を客観的見地から考察して見よう。

第*i*番目の地域で第*j*番目の品目を第*k*番目の月に調査して得られた物価指數 \bar{X}_{ijk} ($i=1,2,\dots,5; j=1,2,\dots,10; k=1,2,\dots,11$) が

$$m + \bar{I}_{ijk} = m + I_{i00} + I_{0j0} + I_{00k} + I_{ij0} \\ \vdots + I_{i0k} + I_{0jk}$$

なる形の母平均（但し *suffix i, j, k* の何づれについて加えても 0 であるとする）をもち、母分散が σ^2 なる正規分布に従つて独立に分布する確率変数であるとし X_{ijk} の実現値が吾々の得られた資料であるとする。

$m + \bar{I}_{ijk}$ に於て、*m* は全体に共通な常数、 $I_{i00}, I_{0j0}, I_{00k}$ は夫々地域、品目、月に依る物価の騰貴下落、又 I_{ij0} は地域一品目の交互作用、 I_{i0k} は地域一月の交互作用、 I_{0jk} は品目一月の交互作用である。

この場合の三重分類の変量分析表を掲げば次頁の如く。下掲の変量分析表から理論に従つて次の如き帰無假説の検定を行ふことが出来る。

(一) 品目、月の夫々に依る騰貴下落及び地域一品目、地域一月、品目一月の三種の一次交互作用の如何に拘らず、地域に依る闇物価の騰貴下落がない（即ち地域に依る変動がない。）

(二) 地域、月の夫々に依る騰貴下落及び(一)と同様の三

種の一次交互作用の如何に拘らず、品目に依る閏物価の騰貴下落がない。(即ち品目に依る変動がない。)

變量分析表

變因	平方和	自由度	分散不偏推定量
地域間	776219.84	4	194054.96
品目間	699163.95	9	77684.88
月間	2054189.24	10	205418.92
地域一品目 交互作用	578811.99	36	16078.11
地域一月 交互作用	254907.95	40	6372.70
品目一月 交互作用	608541.99	90	6761.58
誤差	353404.09	360	981.68
總計	5325239.05	549	

(三) 地域、品目の夫々に依る騰貴下落及び(一)と同様の三種の一次交互作用の如何に拘らず、月に依る閏物価の騰貴下落がない。(即ち月に依る変動がない。)

(四) 地域一月、品目一月の夫々の交互作用及地域、品目、月に依る騰貴下落の如何に拘らず、地域一品目の交互作用がない。

(五) 地域一品目、品目一月の夫々の交互作用及び地域品目、月に依る騰貴下落の如何に拘らず、地域一月の交互作用がない。

(六) 地域一品目、地域一月の夫々の交互作用及び地域品目、月に依る騰貴下落の如何に拘らず、品目一月の交

互作用がない。

(一)乃至(六)迄の帰無假説は以下の検定に見られる如く、何づれも大々 1% の有意水準で棄却せられる。即ち

(一)の場合

$$F = \frac{19405.46}{981.68} = 197.68$$
$$n_1 = 4, n_2 = 360$$

(二)の場合

$$F = \frac{77684.88}{981.68} = 79.13$$
$$n_1 = 9, n_2 = 360$$

(三)の場合

$$F = \frac{205418.92}{981.68} = 209.25$$
$$n_1 = 10, n_2 = 360$$

(四)の場合

$$F = \frac{16078.11}{981.68} = 16.38$$
$$n_1 = 36, n_2 = 360$$

(五)の場合

$$F = \frac{6372.70}{981.68} = 6.49$$
$$n_1 = 40, n_2 = 360$$

(六)の場合

$$F = \frac{6761.58}{981.68} = 6.89$$
$$n_1 = 90, n_2 = 360$$

		F の 1% 点						
n_1	n_2	4	9	10	30	40	75	100
200		3.41	2.50	2.41	1.79	1.69	1.53	1.48
400		3.36	2.46	2.37	1.74	1.64	1.47	1.42

次に吾々は亦 X_{ijk} ($i=1,2,\dots,5$; $j=1,2,\dots,10$)を第 k 個目の月の確率変数と考へ、その平均値を一般に

$$m + I_{i00} + I_{0j0} + I_{ij0}$$

で示されると假定し、すべての i , j につき $I_{ij0}=0$ といふ帰無假説即ち、

(七) $\Sigma = 11$ 個の月を一緒にして考へた二重分類(X_{ij}) (地域一品目の表参照)に於て、地域と品目との間の交互作用がないといふ假説を検定することが出来るし、又

(八) $S = 10$ 種の品目を一緒にして考へた二重分類、
 $\{X_{ik}\}$ (地域一月)の表参照。に於て、地域と月との間に交互作用がない。

(九) $J = 5$ 個の地域を一緒にして考へた二重分類(X_{jk}) (品目一月の表参照)に於て、品目と月との間の交互作用がないといふ二つの帰無假説も同様にして検定出来よう。

(七) (八) (九) の検定に当つては、分散比を作る際の分母は例へば、(七)の場合では地域一月、品目一月の二種の一次交互作用の外に月に依る變因項をも誤差項に“混同”したものを探らなければならぬことは注意に要するであらう。

従て、実際に検定を行へば、(七)(九)の場合は 1% の有意水準で帰無假説は棄却せられ、(八)の場合には 5% の有意水準で辛うじて棄却せられる。即ち

$$(七) の 場 合 は \quad F = \frac{500 \times 578811.99}{36 \times 3271043.27} = 2.46$$

$$n_1 = 36, n_2 = 500$$

$$(八) の 場 合 は \quad F = \frac{49.5 \times 254907.45}{40 \times 3271043.27} = 1.41$$

$$n_1 = 40, n_2 = 495$$

$$(九) の 場 合 は \quad F = \frac{440 \times 608541.99}{90 \times 1963343.37} = 7.52$$

$$n_1 = 90, n_2 = 440$$

F の 5% 義				
n_1	30	40	75	100
400	1.45	1.42	1.32	1.28
1000	1.47	1.41	1.30	1.26

F の 1% 義				
n_1	30	40	75	100
400	1.74	1.64	1.47	1.42
1000	1.71	1.61	1.44	1.38

尚吾々は前掲の要量分析表の分散不偏推定量の欄を見れば知られる如く、月加遙かに大きく次いで地域、品目の順となつてゐるが、月の分散不偏推定量の品目のそれよりも又なり大きいことは既に前節に於ても認められたことである。又三種の一次交互作用についてでは、地域一品目のそれが他の二種に比して大きく、地域一月、品目一月の夫々の交互作用は大差ない。誤差項の 981.68 は他の要因項に比して Order がかなり小さいが、誤差平

方和は相当大きく地域一月平方和よりも大きい。これは各観察値 X_{ijk} ($i=1, 2, \dots, 5; j=1, 2, \dots, 10; k=1, 2, \dots, 11$) と期待値との間の差の平方和の平均であると考へられよう。以上のことを念の為に注意して置く。

次に直接に実際の data の図表化を試みよう。第三図乃至第七図は東京、大阪、神戸、京都、名古屋の五大都市の各々に於ける月と品目との間の関係を図示したもので、目盛は皆同一であるから此等を比較検討することによつて各地域の物価の変動の具合が知られる。地域の変動の激しい順は神戸、大阪、京都、名古屋、東京のやうに見受けられる。

吾々は（七）、（八）、（九）に於て夫々の帰無假設が棄却せられたのを見たが、これは地域、品目、月の間に互に夫々関聯があつて物価の吊騰の様相に種々なる型のあることを物語るものである。この間の消息を一層判然にするために図表化（第八、九、十図）して吟味しよう。

第八、九、十図は夫々地域一品目 ($T_{ij1} = \sum_{k=1}^{11} X_{ijk}$)、地域一月 ($T_{ijk} = \sum_{j=1}^{10} X_{ijk}$)、品目一月 ($T_{jk1} = \sum_{i=1}^5 X_{ijk}$) の図表であつて、目盛も亦皆同一である。

第八図からは、十品目は大凡次の五つの型に分類出来るものゝ如く思はれる（但し地域の配置の順は東京、大阪、神戸、京都、名古屋とする）即ち

イ) 調味料、肉及び卵は地域に依つて殆んど大差なく直線型

ロ) 蔬菜、魚介、加工食料品は神戸を頂点とする 曇

峰型

ハ) 家具什器、菓子果物飲料は大阪を頂点とする偏した單峰型

二) 服飾用品、雑貨は神戸を頂点とする偏した單峰型

ホ) 主食品は京都、大阪を頂点とする双峰型

(註、神戸の主食品が他の品目の水準の割に甚しく低いことが注目される)

第九図では十一ヶ月間を通じて品目に依る物価の上り方は普通型と特異型の二つに大別出来る。前者に属するものは肉及卵、加工食料品、服飾用品、調味料、家具什器、雑貨の六品目であり、後者には、菓子果物飲料、魚介、主食品、蔬菜の四品目が属する。茲で特異型は季節に依る物価の高低が甚だしいことが目立つてゐる。

尚第九図に於ける地域一月の変動の様相を一層明かにするために、地域一対前月変動の関係を図示したものが即ち第十一図である。これに依れば神戸、大阪、京都の変動は甚だしく、名古屋、東京はさして変動が激しくないことが一目瞭然である。

以上考察した緒結を要約すれば大要次の如くなるであらう。

二) 先づ客觀的見地からする解析は、前述の(一)乃至(九)迄の丸の検定に依つて夫々の帰無假説が(八)の5%有意水準を除いては皆1%の有意水準で棄却せられること

三 実際の資料を因襲化することに依る直観的推測として、

- 一) 十品目の地域に依る変動の傾向は調味料と肉及び卵は地域に依つて殆んど大差なく、蔬菜、魚介、加工食料品（家具什器、菓子果物飲料）服飾用品、雑貨は大々略；同型と見做せられ、主食品は特別な型をとつてゐること。
- 二) 地域の時期に依る物価の上り方は東京、名古屋、大阪、京都が大々同型で、神戸だけは変動が一番激しく特異型であること。
- 三) 十品目の時期による物価の上り方は普通型六品目（肉及び卵、加工食料品、服飾用品、調味料、家具什器、雑貨）と特異型四品目（菓子果物飲料、魚介、主食品、蔬菜）とに大別出来ること。

五 結 語

以上吾々は東京非配給物価指數及び五大都市非配給物価指數の二つを採り上げて、消費財間物価が品目別、月別並に地域別に呈した種々なる様相及びそれらの相互關係について考察して來た。併し乍ら茲で得られた収穫がどの程度のものであるかといふことは次の諸實に照し合はず時、相当検討の餘地が多分に残されてゐるもの、やうに思はれる。

(一) 吾々の取扱つて來たものの公開系列であることは實際的に何等かの斟酌を加へる必要があるのではない

かといふこと。

(二) 物価統調の此等の指數は略々月次のものであるが
実際的には月平均のものを採用する方がより実態を
把握するのに優れはしないかといふこと。

(三) 此等の資料は如何なる仕方で調査対象を選定し、
又如何なる調査方法を採用したかといふこと。

三)については吾々の特に関心を寄せるものであつて、吾々の採擇した現実の資料とそれに適用した理論の前提との噴ひ違ひが若し甚しく大きいものであれば、分析の帰結については相当疑問が持たれるであらうといふことを特に強調して置き度い。

資料蒐集に手間のとれたこと、手不足其の他の事情から数値計算、因表化等に至るまで筆者獨力でこれに当つたこと、又極めて短い期間の制約等もあつて、物価指數と銀價指數、生産指數、通貨流通高指數、生計費指數、国民所得指數及び取引關係の指數等との関聯について、綜合的見地に立つ考察の出来なかつたことは甚せ遺憾に堪へない所である。唯、經濟現象の面に対する費量分析法の應用の一つの試みとして、理論面、技術面に於て多々誤謬を侵かしたかも知れない本稿を一應謙ぶ流して載いて、これが完璧を後日に期し度い。又其の他の不備は専に対しても何分の御寛容を乞ふ次第である。

最後に本稿は坂元所員の御教示と御援助とに負ふところ多大であつたこと及び末尾に附した参考文献は筆者に

裨益するところ絶大であつたことを記し、深甚なる謝意と敬意を表するものである。

参考文献

- (A) 統計科學研究会編：統計數値表 (I)
- (B) 増山元三郎博士著：少數例の纏め方と実驗計画の立て方
- (C) G. W. Snedecor : Statistical Methods
1940
- (D) S. S. Wilkes : Mathematical Statistics 1944
- (E) R. A. Fisher : Statistical Methods for Research workers
1936

(註) (D) の翻譯本あり

(1948. 1. 15.)

附 記 本論文に対する北川所員の批判をいたしましたが此は次号に掲載することにいたします。Interaction の解釋其の他について色々と御意見があるので外、理論上の不充分不完全の点はしばらく指摘、原論文のまゝお譲り読者諸氏の御批判をいたすことになりました。ご容赦は割愛いたしました。(増元所員)