

④5) 数量化の或る問題について

統計数理研究所 橋爪満治

m 人に n ヶの問題を呈出した時、問題 j ($j=1, 2, \dots, n$) に對し、 i なる人 ($i=1, 2, \dots, m$) が a_{ij} なる得点を取つたとする。今各問題間でそれぞれすべて相関が高いと假定して置く。

未定常数 x_i, y_j ($i=1, 2, \dots, m$; $j=1, 2, \dots, n$) を $\{a_{ij} x_i y_j\}$ なる cross tabulation に於て、全体の variance 一定のもとに、列間の variance が最小になる様に、きめることが出来た数とするならば、かゝる x_i, y_j は何を意味するであろうか。最初に各問題の間で相関が高いと假定してあるから $\left\{\frac{1}{y_j}\right\}$ は問題 j の解答者に及ぼす寄與量と考へても良いと思われる。又 x_i はもし解答者 i が、各問題で相関があるにも拘らず無相間に答へているとすれば、列間の variance を最小にするためには、 x_i の値は小さくなるであろう。

よつて x_i を解答者 i の正常係数と名付けることにする。又 y_j を問題係数と名付けてみる。

さて $\{a_{ij} x_i y_j\}$ に於て、平均、全体の variance、列間の variance を夫々 V, W, S とおけば

$$(1) \quad V = \frac{1}{mn} \sum_{i,j} a_{ij} x_i y_j$$

$$(2) \quad W = \sum_{i,j} (a_{ij} x_i y_j)^2 - mn V^2$$

$$(3) \quad S = m \sum_{j=1}^n y_j^2 \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m a_{ij} x_i \right)^2 - mn V^2$$

又

$$(4) \quad E^2 = \frac{S}{W}$$

とおけば E^2 が最小なる様に $\{x_i\}, \{y_j\}$ をきめればよい。その爲には

$$\frac{\partial}{\partial x_i} \left(\frac{S}{W} \right) = \frac{\frac{\partial S}{\partial x_i} W - R \frac{\partial W}{\partial x_i}}{W^2} = 0$$

即ち

$$(5) \quad E^2 \frac{\partial W}{\partial x_i} = \frac{\partial S}{\partial x_i}$$

同様に

$$(6) \quad E^2 \frac{\partial W}{\partial y_j} = -\frac{\partial S}{\partial y_j}$$

を解けばよい。さて

$$(7) \quad \frac{\partial W}{\partial x_i} = 2 \sum_{j=1}^n a_{ij}^2 x_i y_j^2 - 2 V \sum_{j=1}^n a_{ij} y_j$$

$$(8) \quad \frac{\partial S}{\partial x_i} = \frac{2}{m} \sum_{j=1}^n y_j^2 (\sum_{i=1}^m a_{ij} x_i) a_{ij} - 2 V \sum_{j=1}^n a_{ij} y_j$$

$$(9) \quad \frac{\partial W}{\partial y_j} = 2 \sum_{i=1}^m a_{ij}^2 y_j^2 - 2 V \sum_{i=1}^m a_{ij} x_i$$

$$(10) \quad \frac{\partial S}{\partial y_j} = \frac{2}{m} (\sum_{i=1}^m a_{ij} x_i)^2 y_j - 2 V \sum_{i=1}^m a_{ij} x_i$$

(7), (8), (9), (10) を (5), (6) に代入し $E^2, \{x_i\}, \{y_j\}$ について解き、その中で E^2 の最小なる値をとるもののが求める解である。

ごく特別の場合を除いて上の聯立方程式を數値計算で解くことは難かしい。

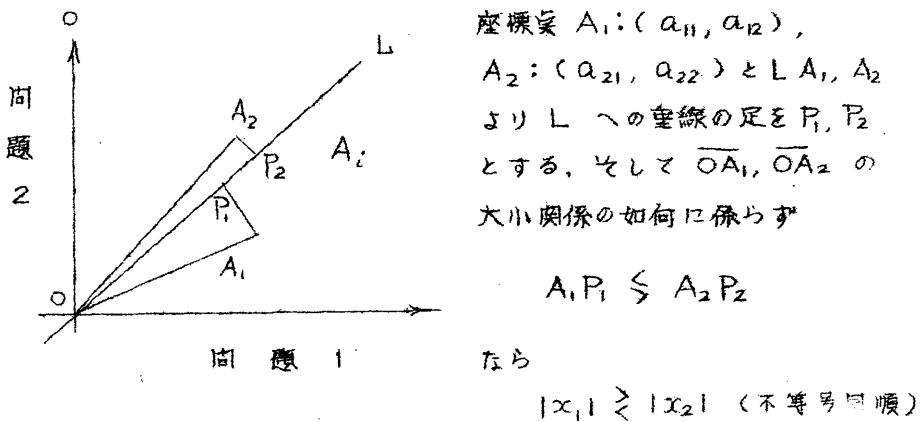
そこで別方法を考えてみる。

各列 j についての平均と偏差を m_j , σ_j とし a_{ij} を

$$(11) \quad b_{ij} = a_{ij} - \frac{m_j}{\sigma_j}$$

なる一次変換を施して、各二つの列間 $\{a_{ij}\}$, $\{a_{ij'}\}$ ($i=1, \dots, m$) の相間について、それが高い i に大きさ x_i を與える一方法を考える。

此處で相間を問題にしているから a_{ij} の代りに b_{ij} で置換しても差支はない。今 $j=1, 2$ として、 $\{b_{i1}\}$ と $\{b_{i2}\}$ の相関図を書いてみると、その回帰直線は原点を通じ方向係数 45° の直線上に近似する（最初に問題間の相間が高いと假定しているから）



なる如く與えられたとする。しかばな $\{x_i b_{i1}\}, \{x_i b_{i2}\}$ なる相関点列は L の廻りに密に集まり、したがつてそれぞれの平均

$$\frac{1}{m} \sum_i x_i b_{i1}, \quad \frac{1}{m} \sum_i x_i b_{i2}$$

も直線 L 上の附近にくる。よつて、この二つの平均の差は小さい。

同様の考文を他の列について考察すれば $\{x_i b_{ij}\}$ なる crossstabulation に於て、列間の variance を最小にする様に x_i を與えれば求める一方法が得られるわけである。

以下、これの数学的方法を取扱つてみる。

先づ、 $\{x_i; b_{ij}\}$ に於ける全体の mean と variance 列間の variance を夫々 V , W , S とすれば

$$(12) \quad V = \frac{1}{mn} \sum_{i,j} b_{ij} x_i$$

$$(13) \quad W = \sum_{i,j} (b_{ij} x_i)^2 - mn V^2$$

$$(14) \quad S = m \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m b_{ij} x_i \right)^2 - mn V^2$$

$$E^2 = \frac{S}{W}$$

とおき E^2 を最小ならしめる如く x_i を決めればよい。即ち

$$\frac{\partial}{\partial x_i} \left(\frac{S}{W} \right) = \frac{\frac{\partial S}{\partial x_i} W - S \frac{\partial W}{\partial x_i}}{W^2}$$

$$= \frac{1}{W} \left\{ \frac{\partial S}{\partial x_i} - E^2 \frac{\partial W}{\partial x_i} \right\} = 0$$

さて $W = 0$ となる事はない。何となれば $x_1 = x_2 = \dots = x_n$ とおけば 列間の variance は 0 であるが、行間の variance は一般に 0 にならない。又一般に $x_1 = x_2 = \dots = x_n$ 以外に $S = 0$ とならないからである。よって、

$$(15) \quad E^2 \frac{\partial W}{\partial x_i} = \frac{\partial S}{\partial x_i}$$

なる方程式をとけばよい。

$$(16) \quad \frac{1}{2} \frac{\partial W}{\partial x_i} = \sum_{j=1}^n b_{ij}^2 x_i - \frac{1}{mn} \left(\sum_{i,j} b_{ij} \right) \left(\sum_j b_{ij} \right)$$

$$(17) \quad \frac{1}{2} \frac{\partial S}{\partial x_i} = m \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{m} \sum_{i'} b_{i'j} x_{i'} \right) \frac{b_{ij}}{m} - \frac{1}{mn} \left(\sum_{i,j} b_{ij} \right) \left(\sum_j b_{ij} \right)$$

$$(18) \quad \begin{cases} \sum_j b_{ij} = c_i \\ \sum_j b_{ij} b_{i'j} = d_{ii'} \end{cases}$$

とおけば (16)(17)(18) を (15) に代入して

$$(19) \quad \begin{aligned} E^2 \left\{ d_{ii'} x_i - \frac{c_i}{mn} \sum_{i'} c_{i'} x_{i'} \right\} \\ = \frac{1}{m} \sum_{i'} d_{ii'} x_i - \frac{c_i}{mn} \sum_{i'} c_{i'} x_{i'} \end{aligned}$$

さて、F, G を

$$(20) \quad F = (b_{ii'}) = (\delta_{ii'} d_{ii'} - \frac{c_i c_{i'}}{mn})$$

$$(21) \quad G = (g_{ii'}) = \left(\frac{d_{ii'}}{m} - \frac{c_i c_{i'}}{mn} \right)$$

なる行列とすれば、(19) は

$$(22) \quad E^2 (x_1, x_2, \dots, x_m) F = (x_1, x_2, \dots, x_m) G$$

と書き直せる。但し $\delta_{ii'}$ はクロネットカの δ -記号である。

F も G も正直行列である事は明らかである。何と云れば

$$(23) \quad (x_1, \dots, x_m) F \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_m \end{pmatrix} \equiv W > 0$$

$$(24) \quad (x_1, \dots, x_m) G \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_m \end{pmatrix} \equiv S \geq 0$$

$$|F| \neq 0$$

適当なる直交行列 P によって F を

$$P'FP = \begin{pmatrix} \lambda_1 & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_m \end{pmatrix} \quad \lambda_i > 0$$

ならしめる事が出来る。

$$H = P \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_1} & & \\ & \ddots & \\ & & \sqrt{\lambda_m} \end{pmatrix} P'$$

とおけば明らかに

$$(25) \quad F = H^2$$

となる。又 G は (22) から容易に

$$(G) = (L'L + M'M)$$

なる形にあらはされる。しかば (22) は

$$\begin{aligned} E^2(x_1, \dots, x_m)H &= (x_1, \dots, x_m)GH^{-1} \\ &= (x_1, \dots, x_m)HH'GH^{-1} \end{aligned}$$

となり

$$\begin{aligned} H^{-1}GH^{-1} &= H^{-1}(L'L + M'M)H^{-1} \\ &= (LH^{-1})'LH^{-1} + (MH^{-1})'MH^{-1} \end{aligned}$$

で対稱行列である。この対稱行列の固有値が正である事は容易に分る。

前にも一寸述べた如く (22) は $E^2 = O$

$$x_1 = x_2 = \dots = x_n$$

なるとき解を有するから、これ以外の最小の固有値に対するベクトルが求むる解である。