

(47) 在変数正規母集団における不等式について

研修生 池田 豊治

測量  $X_1, X_2, \dots, X_k$  が在変数正規分布をする時、

$$\varphi = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \frac{\Delta_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} (X_i - \bar{X}_i)(X_j - \bar{X}_j)$$

は次式を満足する。

$$P_r \{ \varphi \leq \lambda^2 \Delta \} = \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} \Gamma(\frac{k}{2})} \int_0^{\lambda^2} (\chi^2)^{\frac{k-2}{2}} e^{-\frac{\chi^2}{2}} d\chi^2$$

但し  $E \{ X_i \} = \bar{X}_i$

$\sigma_i^2$  :  $X_i$  の分散

$\rho_{ij}$  :  $X_i$  と  $X_j$  との相関係数

$$\Delta = \begin{vmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1k} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \cdots & \rho_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k1} & \rho_{k2} & \cdots & \rho_{kk} \end{vmatrix}$$

$\Delta_{ij}$  :  $\rho_{ij}$  の餘因子,  $i > j$

この結果は、 $\frac{\varphi}{\Delta}$  が、自由度  $k$  の  $\chi^2$ -分布をする事より得られる。これより次の定理が導かれる。

[定理] 变量  $X_1, X_2, \dots, X_k$  が  $k$  変数正規分布をするならば

$$\Pr \left\{ |X_1 - \bar{X}| \leq \lambda \sigma_1, |X_2 - \bar{X}_2| \leq \lambda \sigma_2, \dots, |X_k - \bar{X}_k| \leq \lambda \sigma_k \right\} \\ > \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} \prod \left( \frac{k}{2} \right)!} \int_0^{\lambda^2} (\chi^2)^{\frac{k-2}{2}} e^{-\frac{\chi^2}{2}} d\chi^2$$

但し  $\lambda > 1$  である。

この定理の証明は、 $\varphi = \lambda^2 \Delta$  とおく時、

これは、 $k$  次元空間における橢円となり、此の橢円は

$$|X_i - \bar{X}_i| = \lambda \sigma_i \quad i = 1, 2, \dots, k$$

の表す直方体に内接する事を用いれば良い。

### 定理の適用：

標本調査による幾つかの母平均の推定について考察する。

母集団が  $A_1, A_2, \dots, A_N$  なる  $N$  個の調査単位より成り  
その各々が、 $k$  個の目印 character を持つものとする。

即ち  $A_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ )

の持つ目印を  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$   
とする。

此の  $N$  個の調査単位より無作為に  $n$  個を抽出し、

$$\frac{\sum_{i=1}^N X_{i1}}{N} = \bar{X}_1$$

$$\frac{\sum_{i=1}^N X_{i2}}{N} = \tilde{X}_2$$

$$\frac{\sum_{i=1}^N X_{ik}}{N} = \tilde{X}_k$$

なる母平均を推定するものとする。

$n$  個における  $k$  個の目印のそれぞれの平均値は、 $n$  個の抽出され方により変化し、変量と見られる。

これを、  $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_k$  とする。

明かに

$$E\{\bar{X}_1\} = \tilde{X}_1$$

$$E\{\bar{X}_2\} = \tilde{X}_2$$

$$E\{\bar{X}_k\} = \tilde{X}_k \quad \text{である。}$$

$N$  が非常に大であり、 $n$  もかなり大である場合には、近似的に、 $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_k$  は 多変数正規分布をするものと考えられる。

従つて、

$$\bar{X}_i \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad \text{の分散を } \tilde{\sigma}_{\bar{X}_i}^2 \text{ とす}$$

れば、次式が近似的に成立する。

$$P_r \left\{ |\bar{X}_1 - \tilde{X}_1| \leq \lambda \sigma_{\bar{X}_1}, |\bar{X}_2 - \tilde{X}_2| \leq \lambda \sigma_{\bar{X}_2}, \dots, \right.$$

$$\left. |\bar{X}_k - \tilde{X}_k| \leq \lambda \sigma_{\bar{X}_k} \right\}$$

$$> \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} \Gamma(\frac{k}{2})} \int_0^{\lambda^2} (\chi^2)^{\frac{k-2}{2}} e^{-\frac{\chi^2}{2}} d\chi^2$$

$\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \dots, \tilde{X}_k$  の推定に、抽出した  $n$  個より求めた  
 $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_k$  を用い、同時推定の信頼度及び信頼度  
 を上式により求めることができることが出来る。

(25. 4. 30)