

## 順序統計量を利用しての最適配置について

東京理科大 理工 宮川 強  
東京理科大 理工 小谷 孝一

### §1. はじめに

位置母数 (location parameter)  $\mu$ , 比度母数 (scale parameter)  $\sigma$  を持つ連続型分布よりの  $n$  個の任意標本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  の値の小さい方から、大きい方へそろべた所謂順序統計量  $X_{(1)} < X_{(2)} < \dots < X_{(n)}$  のうちの  $k$  個 (左は  $1 \leq k \leq n$  なる自然数) の  $X_{(n_1)} < X_{(n_2)} < \dots < X_{(n_k)}$  ( $1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_k \leq n$ ) を用いて適当な統計量を作り、未知母数  $\mu$ ,  $\sigma$  を推定する問題は従来より考えられて來ている。このうちで、特に母分布が所謂正規分布の場合が中心問題である。初めて F. Mosteller (1946) はより次第に解決されて來っている。以下、母分布が正規分布を考えることにし、 $k$  個の標本  $X_{(n_1)}, X_{(n_2)}, \dots, X_{(n_k)}$  の適当な線形形式で  $\mu, \sigma$  を推定する場合に「如何存る  $n_1, n_2, \dots, n_k$  を選んで、如何なる線形式を用いれば、分散が最小となるか。(即ち、相対効率が最小となるか。)」という問題を考えることにする。

### (1) $n$ が有限の場合

しかし  $n$  に対する解答は、 $k=2, 4$  の場合は、 $n \leq 15$  に対して、H. L. Harter (1959), T. Ishikawa (1971) 等によつて示されており、 $k=2, 4, 6, 8, 10$  の場合は  $n \leq 30$  に対して、K. Miyakawa & K. Kotani (1972) によつて示されていゝ。(具体的には、文献 6 を参照せよ。 $t=10$ )

### (2) $n$ が十分大なる場合 ( $n$ が無限大の場合)

$\sigma$  が既知で、 $\mu$  未知の場合は、J. Ogawa (1951) により、 $\mu$  の線形推定量が、ほとんど完全に近い形で、 $k \leq 10$  まで与えられてゐる。しかし  $\mu$  既知で  $\sigma$  未知の場合は、 $\sigma$  の線形推定量は、 $k \leq 6$  までしか与えられておらず、 $\mu, \sigma$  共に未知な場合の  $\mu, \sigma$  の推定は、ほとんど未解決といつてよい。

本稿の目的は、以下の (a), (b) である。主として (a) を取扱う。

#### (a) $n$ が十分大で、 $\sigma$ 既知、 $\mu$ 未知の場合の $\mu$ の推定

J. Ogawa の場合は  $k \leq 10$  まで、解決されていゝが、実は、 $n_1, n_2, \dots, n_k$  を決める決定方程式が、数値的に解くのは少しも、かなり大変な作業であり、 $k > 10$  に対しては、不可能に近いので、必ずしも線形推定量の相対効率がおちて、決定方程式が簡単に手で解きや可く存在する線形推定量であれば、実用上は有用であらうとの見地から、より多くの線形推定量を考へることにす。

#### (b) $n$ が十分大で、 $\mu$ 既知、 $\sigma$ 未知の場合の $\sigma$ の推定

この場合は、 $\sigma^2$ を線形推定量で推定するかわりに、 $\sigma^2$ を2次の推定量で推定することを考える。この場合は、 $n_1, n_2, \dots, n_k$ を決定する決定方程式の複雑さの度合いは、本質的には、J. Ogawa のより改良された式ではない。又私の予想では、相対効率が J. Ogawa のよりよくなるつもりであったが、長さ 6 メートルの試算の結果では、まだ(同じ)である。(§3 の (iii) の場合)

### 3.2. $n_i$ が十分大きめとき、 $\mu$ 未知、 $\sigma^2$ 既知の場合の線形推定量

$i=1 \sim k$ 。

$0 < \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_k < 1$  すなはち  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$  を考える。

$n_1, n_2, \dots, n_k$  は  $n_i = [n\lambda_i] + 1$  ( $i=1 \sim k$ ) で定める。

今、標準正規分布の p.d.f. を  $g(x)$  とするとき、

$$\lambda_i = \int_{-\infty}^{u_i} g(x) dx \quad (i=1 \sim k)$$

で  $u_i$  を定義し、 $f_i \equiv g(u_i)$  ( $i=1 \sim k$ ) とする。

今、配置の対称性 (即ち  $u_i = -u_{k-i+1}$  ( $i=1 \sim k$ )) を仮定し、次の簡単な線形推定量 ( $\hat{\mu}$ ) を考える。

$$\hat{\mu} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k f_i} \sum_{i=1}^k f_i X_{(n_i)}$$

この場合は

$$V(\hat{\mu}) = \frac{\sigma^2}{n \left( \sum_{i=1}^k f_i \right)^2} \left\{ \sum_{i=1}^k \lambda_i (1 - \lambda_i) + 2 \sum_{i < j}^k \lambda_i (1 - \lambda_j) \right\}$$

相対効率 ( $\gamma(\mu)$ ) は

$$\gamma(\mu) = \frac{\sigma^2}{n \cdot V(\hat{\mu})}$$

である。

この  $\gamma(\mu)$  の  $\lambda_i$  ( $\lambda_i$  が定まれば,  $u_i, f_i$  が定まる。) ( $i=1 \sim k$ ) をこの  $\gamma(\mu)$  を最大にする条件 (=,  $\partial \gamma / \partial \mu$  を最小にする条件 (= 決定する)。具体的には決定するには, 次の決定方程式による。

$k=2k$  ( $k$  は  $k \geq 1$  を整数) のとき

$$\begin{cases} u_i = (2k+1-2i)u_k, & (i=1 \sim k-1) \\ \sum_{j=1}^k f_j + 2u_k \sum_{j=1}^k (2k+1-2j)\lambda_j = 0 & (k=1 \text{ ときは } 2 \text{ の式}) \end{cases}$$

$k=2k+1$  ( $k$  は  $k \geq 1$  を整数) のとき

$$\begin{cases} u_i = (k+1-i)u_k, & (i=1 \sim k-1) \\ \left( 2 \sum_{j=1}^k f_j + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) + 2u_k \left\{ \sum_{j=1}^k 2(k+1-j)\lambda_j + \frac{1}{8} \right\} = 0 & (k=1 \text{ ときは } 2 \text{ の式}) \end{cases}$$

$k \leq 30$  までの具体的に決定してあるが, 例示せし。

$k=6, 8, 10, 20$  の場合の線形推定量  $\hat{\mu}$  を具体的に書き下し, R.J.Ogawa の場合の相対効率と比較する。以下標本を 1 個用いたときの  $\hat{\mu}$  を  $\hat{\mu}_k$  と置く:  $k=6$  の場合。

$k=6$  のとき

$$\begin{aligned} \hat{\mu}_6 &= 0.0725 \{ X_{[0.0518n]+1} + X_{[0.9482n]+1} \} + 0.1691 \{ X_{[0.1644n]+1} + X_{[0.8356n]+1} \} \\ &\quad + 0.2583 \{ X_{[0.3724n]+1} + X_{[0.6276n]+1} \} \end{aligned}$$

$$\gamma(\mu) = 0.9531 \quad (\text{Ogawa } \alpha t_m^{\frac{1}{m}} \hat{\approx} 0.9559)$$

$k=8$  かつ

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_8 &= 0.0383 \{ X_{[0.0308n]+1} + X_{[0.9692n]+1} \} + 0.0901 \{ X_{[0.0910n]+1} + X_{[0.9090n]+1} \} \\ &+ 0.1594 \{ X_{[0.2116n]+1} + X_{[0.7884n]+1} \} + 0.2120 \{ X_{[0.3947n]+1} + X_{[0.6053n]+1} \}\end{aligned}$$

$$\gamma(\mu) = 0.9693 \quad (\text{Ogawa } \alpha t_m^{\frac{1}{m}} \hat{\approx} 0.9722)$$

$k=10$  かつ

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_{10} &= 0.0928 \{ X_{[0.0203n]+1} + X_{[0.9797n]+1} \} + 0.0522 \{ X_{[0.0557n]+1} + X_{[0.9443n]+1} \} \\ &+ 0.0971 \{ X_{[0.1278n]+1} + X_{[0.8722n]+1} \} + 0.1469 \{ X_{[0.2476n]+1} + X_{[0.7524n]+1} \} \\ &+ 0.1806 \{ X_{[0.4100n]+1} + X_{[0.5900n]+1} \}\end{aligned}$$

$$\gamma(\mu) = 0.9781 \quad (\text{Ogawa } \alpha t_m^{\frac{1}{m}} \hat{\approx} 0.9808)$$

$k=20$  かつ

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_{20} &= 0.0042 \{ X_{[0.0055n]+1} + X_{[0.9945n]+1} \} + 0.0080 \{ X_{[0.0114n]+1} + X_{[0.9886n]+1} \} \\ &+ 0.0143 \{ X_{[0.0223n]+1} + X_{[0.9777n]+1} \} + 0.0236 \{ X_{[0.0409n]+1} + X_{[0.9591n]+1} \} \\ &+ 0.0364 \{ X_{[0.0705n]+1} + X_{[0.9295n]+1} \} + 0.0520 \{ X_{[0.1142n]+1} + X_{[0.8858n]+1} \} \\ &+ 0.0693 \{ X_{[0.1744n]+1} + X_{[0.8256n]+1} \} + 0.0859 \{ X_{[0.2517n]+1} + X_{[0.7483n]+1} \} \\ &+ 0.0992 \{ X_{[0.3440n]+1} + X_{[0.6560n]+1} \} + 0.1065 \{ X_{[0.4467n]+1} + X_{[0.5533n]+1} \}\end{aligned}$$

$$\gamma(\mu) = 0.9927.$$

§3.  $n$  が十分大きさをもつて、 $\mu$ 既知、 $\sigma$ 未知の場合の推定量について

$\Sigma_i$

$\lambda_i, u_i, n_i$  ( $i=1 \sim k$ ) 等の記号は §2 と同じ。

$k=2r$  ( $r$  は正の整数) の場合を考える。

(i)  $\sigma$  の推定量として、 $\sum f_i$  と同様に発想で類推として、線形推定量 ( $\hat{\sigma}$ ) を考える。

$$\hat{\sigma} = \frac{1}{\left( -2 \sum_{i=1}^r u_i f_i \right)} \sum_{i=1}^r f_i (X_{(n_{k-i+1})} - X_{(n_i)})$$

この場合は

$$V(\hat{\sigma}) = \frac{\sigma^2}{2n} \cdot \frac{1}{\left( \sum_{i=1}^r u_i f_i \right)^2} \left\{ \sum_{i=1}^r \lambda_i (1-2\lambda_i) + 2 \sum_{i < j}^{(n-k)} \lambda_i (1-2\lambda_j) \right\}$$

相対効率  $\gamma_1(\sigma)$  は

$$\gamma_1(\sigma) = \frac{\sigma^2}{2n \cdot V(\hat{\sigma})} \quad \text{である。}$$

(ii)  $\sigma^2$  の推定量 ( $\hat{\sigma}^2$ ) として、 $\sum f_i u_i^2$  の  $\frac{1}{n}$  を考える。

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{\left( \sum_{i=1}^r f_i u_i^2 \right)} \sum_{i=1}^r f_i (X_{(n_i)} - \mu)^2$$

この場合は

$$V(\hat{\sigma}^2) = \frac{4\sigma^4}{n \left( \sum_{i=1}^r f_i u_i^2 \right)} \left\{ \sum_{i=1}^r u_i^2 \lambda_i (1-\lambda_i) + 2 \sum_{i < j} u_i u_j \lambda_i (1-\lambda_j) \right\}$$

相対効率  $\gamma_2(\sigma^2)$  は

$$\gamma_2(\sigma^2) = \frac{2}{n} \cdot \frac{\sigma^4}{V(\hat{\sigma}^2)} \quad \text{である。}$$

(iii) (ii) の場合を若干一般化して、 $K$  下の推定量 ( $\hat{\sigma}^2$ ) を考えよ。

$$\hat{\sigma}^2 = (\underline{X}_c - \underline{\mu})' B (\underline{X}_c - \underline{\mu})$$

但し、 $B = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k B_{ij}$  : 对称かつ良好かつ非負定符号行列。

$\hat{\sigma}^2$  の不偏性を示すため  $\underline{U}' B \underline{U} = 1$  を示す。

∴  $\underline{U}'$

$$\underline{X}_c = \begin{bmatrix} X_{(n_1)} \\ X_{(n_2)} \\ \vdots \\ X_{(n_k)} \end{bmatrix}, \quad \underline{\mu} = \mu \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}, \quad \underline{U} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_k \end{bmatrix}$$

とす。

この場合に

$$V(\hat{\sigma}^2) = 4\sigma^4 \underline{U}' B' V B \underline{U} \quad (\underline{U}' B \underline{U} = 1)$$

但し、 $V = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k V_{ij}$  : 对称である。

$$V_{ij} = \frac{\lambda_i(1-\lambda_j)}{n s_i s_j} \quad (i \leq j)$$

相対効率  $\gamma_3(\sigma^2)$  は

$$\gamma_3(\sigma^2) = \frac{2}{n} \cdot \frac{\sigma^4}{V(\hat{\sigma}^2)}$$

である。

以上 (i), (ii), (iii) について

(i) は J. Ogawa の推定量よりは、直観的には、简便推定量の平均を取る形であるが、実は決定方程式が、かねて複雑となる、初期の目的を達成してとは思われない。

(ii) は (i) は、 $k=2, 4, 6$  を計算してみると、結果的には (i)

J. Ogawa の相対効率と同じに $\gamma_2(\sigma^2)$ , 決定方程式の解 $\gamma_1 < \gamma_2$  同様である。 $\mu=0$  の場合と併せて例示する。

(iii) は (ii) を一般化した形で $\gamma_2(\sigma^2)$  の 2 次形式推定量である。結果的 $k=1, k=2, 4, 6$  のとき、J. Ogawa の相対効率と同じに $\gamma_1 < \gamma_2$ , 決定方程式の解 $\gamma_1 < \gamma_2$  と同様である。しかし、相対効率と J. Ogawa のより、あくまでも得る一応の方法と見なされる。この場合、推定量を具体的に走りの場合、この 2 次形式推定量は一意に定められず、種々の場合がある。

以下  $\hat{\sigma}^2$  が  $k=2, 4, 6$  の場合に具体的に書き下す。以下標本  $k$  個を用いた場合の  $\hat{\sigma}^2$  を  $\hat{\sigma}_{\text{est}}^2$  と書くこととする。

$k=2$  のとき

$$\hat{\sigma}_{\text{est}}^2 = 0.2276 \left\{ X_{([0.079n]+1)}^2 + X_{([0.9209n]+1)}^2 \right\}$$

$$\gamma_2(\hat{\sigma}^2) = 0.6522 \quad (\text{Ogawa の場合 } 0.653)$$

$k=4$  のとき

$$\hat{\sigma}_{\text{est}}^2 = 0.0552 \left\{ X_{([0.0226n]+1)}^2 + X_{([0.9774n]+1)}^2 \right\} + 0.2115 \left\{ X_{([0.2115n]+1)}^2 + X_{([0.7885n]+1)}^2 \right\}$$

$$\gamma_2(\hat{\sigma}^2) = 0.8240 \quad (\text{Ogawa の場合 } 0.824)$$

$k=6$  のとき

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{\text{est}}^2 = & 0.0202 \left\{ X_{([0.0099n]+1)}^2 + X_{([0.9901n]+1)}^2 \right\} + 0.0803 \left\{ X_{([0.0513n]+1)}^2 + X_{([0.9487n]+1)}^2 \right\} \\ & + 0.1924 \left\{ X_{([0.1692n]+1)}^2 + X_{([0.8308n]+1)}^2 \right\} \end{aligned}$$

$$\gamma_2(\hat{\sigma}^2) = 0.8926 \quad (\text{Ogawa の場合 } 0.893)$$

参考文献

- [1] F. Mosteller, "On Some Useful Inefficient Statistics,"  
Ann. Math. Statist., Vol 17. (1946)
- [2] J. Ogawa, "Contribution to the Theory of Systematic  
Statistics I," Osaka Math. Jour., Vol 3 (1951)
- [3] W. J. Dixon, "Estimation of the Mean and Standard  
Deviation of the Normal Population,"  
Ann. Math. Statist., Vol 28 (1957)
- [4] A. E. Sarhan and B. G. Greenberg, "Contribution to Order  
Statistics," Wiley, New York, (1962)
- [5] T. Ishikawa, "統計量の理論と応用",  
相模工大紀要. Vol 5. (1971)
- [6] K. Miyakawa and K. Kotani, "On the Estimation of the  
Location and Scale Parameters Based on Order  
Statistics in the Case of Normal Population,"  
東京理科大. 理学専攻科(数学専攻)紀要. Vol 1. (1972).