

## randomization design の理論について

## 竹内啓

## § 1 randomization design の構成

randomization design とは、一般に配置の割りつけにおいて何らかの確率化を導入したものである。しかし、その中で plot ～の割りつけにおける確率化と因子の割りつけにおける確率化とは区別して考えねばならない。前者が R, A, Fisher の意味での randomization である。これは後者を主として考へる。両方両者をともに考慮したものが R.A. 実験の研究法であることを述べよう。

抽象的に表現すると、次のように表わせられる。いま  $\mathbf{y}$  を実験被測値のベクトル、 $\mathbf{X}$  を配置行列、 $\boldsymbol{\theta}$  を母数のベクトル、 $w$  を誤差のベクトルとする。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + w \quad (1)$$

以下で、(1) は  $\mathbf{X}$  の二つ得失範囲を  $\mathbf{x}$  と表わす。

$w$  に独立正規分布を仮定する。よく知られるように、 $\boldsymbol{\theta}$  に関する情報行列は

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})/\sigma^2 \quad (2)$$

と定められる。 $\mathbf{I} = \mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})$  を何らかの意味で大きくなるには  $\mathbf{X}$  をどうすればいいか。

(1) は  $\mathbf{X}$  の確率的に変換したものとみなす。(2) は  $\mathbf{X}$  の變えら

2.

これがときの條件付情報量を表わしていき、 $\rightarrow$  平均情報量

$$I(\theta) = E(X'X)/\sigma^2 \quad (3)$$

$\times$  13.  $\theta = \tau(\beta)$  を假定する、意味で最大にすることは

$X$  の分布を之と  $\beta$  によって表すようにする。

$\times = 3$  で一般に

$$E(X'X) - E(X)E(X) = E\{(X - E(X))(X - E(X))\} \geq 0$$

(非負定符号)

13. 5. (3) を最大にするため  $X$  の分布は集中するところは  $X$  の端点に限る。  $X$  が左側山ばり  $\rightarrow$  左側に集中する、すなはち左側の確率分布に限ると言ふ。

$I(\theta)$  の大きさを表す尺度としては、一般に  $\lambda$  の固有根の対数、かく偏りの根に因る二单调非減少の函数をとる方が普通である。約式で  $\sum \lambda_i = \text{tr } I(\theta) \quad \prod \lambda_i = \det I(\theta)$   $\min \lambda_i$  等。

$X$  を構成する横ベクトルは、上回の実験における配置を表わしている。 $\theta = \tau X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  と表わす。 $X$  の可能範囲として、 $n = \text{given}$ 、各ベクトル  $x_i \in C = \text{given}$  の場合を考えよう。このとき

$$E(X'X) = \sum_{i=1}^n E(x_i x_i')$$

13. 6. 情報量の多く問題にあることは、左  $x_i \in C$  の上の測度  $\mu_i$  に従つて独立に定めらるゝと考へればよい。

2. 3. 4.

$$E(X'X) = \sum_{i=1}^n \int x_i x'_i d\mu_i(x)$$

とす。更に  $\bar{\mu} = \sum \mu_i / n$  における

$$E(X'X) = n \int x x' d\bar{\mu}(x)$$

から、結局  $x_1, \dots, x_n$  をすべて同じ分布  $\bar{\mu}$  に従って定めることにすればよい。そして問題はこうよる  $\bar{\mu}$  をどうえらぶかということに帰着する。

実際 randomization を許さない場合でも、 $x_1, \dots, x_n$  を定める代りに、これらの各々に  $1/n$  づつの確率を與える上で確率測度を考えてよい。逆に  $n$  が十分大ならば、任意の測度  $\mu$  をいくつかの莫に  $1/n$  の倍数の確率を與えるように分布で近似することができる。そしてそれは更にこの莫を何回かくり返して実験すれば、ほぼ確率的分配と同等になる。このように非確率的分配を確率的分配におき、之をもつて、最適分配の問題を考えるのが Kiefer の一連の論文の方針であった。コンパクト集合  $C$  上の確率測度の集合は一般にコンパクトであるから、このように確率測度を導入するには、問題は著しく簡明になる。(T-T  
Kiefer自身はこれと非確率的分配の問題に対する近似解を、観察から考へてみることばかり)

## 3.2 推定と検定

しかし問題は情報行列だけでは不足である。

また推定の問題から考へると、 $\theta$  の最小二乗推定量は

$$\hat{\theta} = (X'X)^{-1} X' y$$

ここで、 $X$  が零均値でないときの誤差付分散は  $\sigma^2(X'X)^{-1} \tau_0^2$ 。

この分散は

$$V(\hat{\theta}) = \sigma^2 E(X'X)^{-1} \quad (3)$$

ここで  $X = 3\tau$

$$\begin{aligned} \{I(\theta) - V(\hat{\theta})\} \sigma^2 &= E(X'X) - \{E(X'X)^{-1}\}^{-1} \\ &= E\{X' - [E(X'X)^{-1}]^{-1}(X'X)^{-1}X'\} \{X' - X(X'X)^{-1}[E(X'X)]^{-1}\} \\ &\geq 0 \end{aligned}$$

だから、 $V(\hat{\theta}) - I(\theta)^{-1} \geq 0$

ここで、これは等号は  $(X'X)^{-1} = \text{const}$  下でかつ  $(X'X)$  が  
つねに一定の行列に  $T_2$  でなければ成立する。

すなはちこの場合には、最小二乗推定量は有効推定量となる。  
しかし、しかし場合最小二乗推定量以外の推定量も存在  
される。例えて

$$\hat{\theta}^* = \{E(X'X)\}^{-1} X' y$$

ここで、 $\hat{\theta}^*$  は  $X$  が零均値でないときに偏りを持つが、平均  
的には不偏になる。これはこの分散は

$$V(\hat{\theta}^*) = E(I - E(X'X)(X'X)^{-1}) \theta \theta' (I - E(X'X)(X'X)^{-1}) + \{E(X')\}^{-1} \tau_0^2$$

より、この式はちょうど情報量の逆行列に一致して、

すなはち  $\hat{\theta}^*$  は  $\theta = 0$  の時に所有初推定量になる。

同様に、 $\hat{\theta}$  は  $\theta = \theta_0$  の時に所有初推定量になる。

$$\hat{\theta}_0^* = \theta_0 + \{E(X'X)\}^{-1} X'(y - X\theta_0)$$

と、形で書くと

すなはち局所的には、情報量が十分大きい分散の下限を達成することができる。一般には勿論(4)において第1項は必ず大きくなるのである。 $\hat{\theta}^*$  は  $\theta$  による推定量に  $\hat{\theta}_0^*$  と等しい。したがって場合、弱正則 ( $X'X$ ) の持つ行列  $I = X'X$  の場合は、最小二乗推定量  $\hat{\theta}$  は計算が簡単である。  $\hat{\theta}^*$  は計算上、 $\hat{\theta}$  の分散は有限である。  $X$  の行の数が列の数  $n > p$  の場合、いわゆる oversaturated case は  $X'X = I$  である (Dempster, 因口氏の確率的統計)。

まことに一般に、(3), (4) が成り立つ。

$$E(\hat{\theta} - \theta)(\hat{\theta}^* - \hat{\theta})' = (E(X'X))^{-1} \sigma^2$$

より、 $\hat{\theta} \times \hat{\theta}^*$  は結合推定量

$$\hat{\theta} = A\hat{\theta} + (I - A)\hat{\theta}^*$$

を表す。ここで  $A$  は  $n \times p$  の係数行列  $A$  は未知母数  $\theta$ ,  $\theta^*$  と  $\hat{\theta}$  と  $\hat{\theta}^*$  との間の関係式である。すなはち  $\hat{\theta} = A\hat{\theta} + (I - A)\hat{\theta}^*$  は  $(Y - X\hat{\theta})'$

$(Y - X\hat{\theta})/(n-p)$  が  $(X'X)^{-1} X'Y$  に近づくことを意味する。したがって、 $\hat{\theta}$  は  $\hat{\theta}^*$  に近づく。

結合推定量は常に  $\hat{\theta}$  より  $\hat{\theta}^*$  に近く、たしかに下記の方法の正確度

効率についてはまだわかっていない。

検定の問題については次のよう考えられる。すなはち  $\theta = 0$  という仮説を検定するとき、小さくに行われた検定方程式

$$F = y'X(X'X)^{-1}X'y / p\hat{\sigma}^2 > F_{\alpha}$$

この形で書くと、この検出力は  $X$  given の形、即ち

母数  $\phi_x = \theta'(X'X)\theta / p\hat{\sigma}^2$  の函数として  $B(\phi_x)$  この形に

表わされるから、結局検出力  $E\{B(\phi_x)\}$  という形で表わされ、 $\|\theta\| \propto$

小さくときは、これは

$$\begin{aligned} E\{\beta(\phi_x)\} &= \alpha + \beta_0 \theta' E(X'X) \theta / p\hat{\sigma}^2 \\ &= \alpha + \beta_0 \theta' I(\theta) \theta / p \end{aligned}$$

と  $T_1$  と  $T_2$  と  $\beta_0 = \beta'(0)$  。

従って局所検出力は、同一  $E(X'X)$  を空き配置についてではなくて同一  $T_1$  と  $T_2$  と randomized design においても検出力が小さい  $T_1 = T_2$  のとき (このことは Kifer が 1958 年の AMS の論文において指摘した  $\chi^2 = 3^2 - 3$  )。

同じ仮説を  $\hat{\theta}^*$  を用いて検定するよりも  $T_1$  と  $T_2$  と

$$cF_1^* = \hat{\theta}^{**} E(X'X) \hat{\theta}^* / (\gamma - X\hat{\theta}^*)' (\gamma - X\hat{\theta}^*) > cF_2^*$$

或ひ

$$cF_2^* = \hat{\theta}^{**} X'X \hat{\theta}^* / (\gamma - X\hat{\theta}^*)' (\gamma - X\hat{\theta}^*) > cF_1^*$$

この二つの検定方程式は

$$W = \hat{\theta}^{**} E(X'X) \hat{\theta}^* / \gamma' \gamma = y' X\{E(X'X)\}^{-1} X'y / \gamma' \gamma > W_a$$

と、以下の式で積分方式を用いて求めた。仮説の下で  $W \propto \gamma^{\alpha}$  とし独立に  $\Gamma_3$  と  $W$  の二乗一次式を用いて、その分子の元一分子のモーメンタととの比として計算された。そして  $\gamma$  を用いて  $W$  の分布を通常の分布例として用いて近似することによっても、二乗は変形すれば近似的に下分布に従うとの統計量が得られる。 $\chi^2$  にて  $\chi^2/\nu = 1.04$  が小ささとこの検出力を、非心下分布で近似することによっても、しかしのようより遠いについて、まだ詳細な検討がなされていない。

更に  $\theta$  の 2 つの組に分かれ  $\theta = \begin{pmatrix} \pi \\ \beta \end{pmatrix}$  と表わせば、 $\pi$  の 2 本

肉心の対象飞びを場合を考之工は、二本に元心で

$$y = X_1 \pi + X_2 \beta + u \quad (5)$$

とす。いふ圓心 $x$ は $y$ の方で $3\frac{3}{4}$ とす。 $\pi$ と $\pm$

$$\hat{\beta} = E(X_2'X_2)^{-1}X_2'y$$

又若以  $y - x_2 \tilde{\beta}$  作子

$$y - X_2 \tilde{\beta} = (I - X_2 E(X_2'X_2)^{-1}X_2')X_1\pi + \nu + \tilde{w} \quad (6)$$

$$x_{T_1} \beta = z^2, E(y) = 0 \Rightarrow 335.5 \text{ (6), or}$$

$$\hat{\pi}^{xx} = \mathbf{X}_1'(\mathbf{I} - \mathbf{X}_2'\mathbf{E}(\mathbf{X}_2'\mathbf{X}_2)^{-1}\mathbf{X}_2')\mathbf{X}_1^{-1}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}_2\hat{\beta})$$

~ T3 <  $\frac{P}{K} \approx$  强度差值 13 (P173) < 等于  $\pi$  13 小 < 等于 13 且  $\pi$  阈值是 12 T3

小12(6) 从3得5 小3是9992 9999 分数行3412133 一般化数2小2

平均误差 $\bar{x} = 3.3 \text{ m/s}$ ,  $R = 0.9 \times 3 = 15$  分散最小了 $\bar{x} \pm 3$  不大于 $\bar{x} \pm 3$

該處確已不復為原之推進量。甲子、三山口處所見小令雖不復確存者

127 2 2 113 72222928 1212 7 12 5; 12333228 1213

### §3 randomization design の意義

この部分は特殊な場合について (2.7.2) 理論から得たより具体的  
的な結果については私はかって一連の論文 (Report Stat. Appl.  
Res. JUSE 1961) においてくわしく述べた。  
12月に返送され、しかしニセで行なわれた結果への觸動から若干  
の事実について統論的にまとめた。

(a) randomization design の drastic 性質 例えば中や  
は oversaturated case のときは、Y が自由変数をもつてお  
らずともやるべくても、少くとも Neyman-Pearson 理論の観点か  
ら下限、理論的正確性をもつべきところでは、(→ 実際的)  
観察から下限、推定の精度、検出力についての考察でこの点から  
design の効率は極めて疑わしい。この点で randomization  
の導入によって、既往の有効性新しい手段で作られるべきものと  
位置づけられる。

(b) しかし randomization のための比重が大きくなる場合だけ  
はその方を導入するべきである。簡単で差し引結果を得られる場合  
では確かに多くあるが、例えば、壁にされたプロットの数と大きさに  
対して BLB 乃至簡単な PIBB のときもそれを用いる場合、randomize  
する二種類有効である。ただし二種の場合で、T が  $\sqrt{c}$  balanced  
であるとするモードで randomization を行うのが望ましい。こ  
の場合プロット結果のみを誤差項に残すとより解析法を用ひる必要がある。

と思われる。もし母数の値がすべてから大きくなると想われるならば、  
一つを得たのは、完全な條件下解所を行ふ必要があるかも知れない。  
しかし、これら問題もよくはあつてない。

(C) 要因計画においては、確率対応法は、非常に便利で予備実験  
は用いられていけ、やけに危険の大きさである。しかし主効果以外の  
交互作用項の解析は randomization の考え方を導入するには有効で  
あるがそれだけ、單なる一連の研究で行はる事に立ち入るには向かない  
ので、今後の一つの研究課題である。特に高次の交互作用の存在か  
疑われる場合にはこのよし取り扱いが不可欠であると思われる。