

① 純実験研究に於ける有効な計画 橋爪

$$2^6 \equiv -2 \equiv 9 \pmod{11}$$

$$2^7 \equiv -4 \equiv 7 \pmod{11} \quad 2^8 \equiv -8 \equiv 3 \pmod{11} \quad 2^9 \equiv -5 \equiv 6 \pmod{11}$$

我々は m が素数のとき $m-1$ の直交ラテン方格系を構成し得る事を知ったのであるが、 m が素数の中の時もやはり $m-1$ の直交ラテン方格が得られる。

しかしてケレコラテンの場合 m が奇数であれば次の定理によって解決される。

定理 II m が奇数であるとき

$$L_1 = \begin{array}{cccc} 0 & 1 & \dots & m-1 \\ 1 & H1 & & m-1+1 \\ 2 & 1+2 & & m-1+2 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ m-1 & 1+(m-1) & & m-1+(m-1) \end{array} \quad L_2 = \begin{array}{ccc} 0 & 1 & m-1 \\ 2 & 1+2 & m-1+2 \\ 2 \cdot 2 & 1+2 \cdot 2 & m-1+2 \cdot 2 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 2(m-1) & 1+2(m-1) & \dots & m+2(m-2) \end{array}$$

は直交する。

この証明は定理 I と類似してゐる。こゝで 2 と m は互ひに素であるとゆう事実を用ひる事を注意しておく。

次に我々は $a \not\equiv 0 \pmod{p}$ なるすべての剰余 a に対して $aa^{-1} \equiv 1 \pmod{p}$ なる剰余が存在する事を証明しよう。

証明. 数列 $a, a^2, \dots, a^n, \dots$ を作れば剰余の数は有限であるから

$$a^i \equiv a^j \pmod{p} \quad i > j$$

なる i, j が存在する。 a は p と互ひに素であるから両辺を a^j で割つて $a^{i-j} \equiv 1 \pmod{p}$ とおけば

$$a^{i-j} \equiv 1 \pmod{p}$$

よつて $a^{-1} = a^{d-1}$ とおけば、問題は解決された事になる。

かくて法 p についての剰余形はもし 0 をも含めるならば、加法に關しても乗法に關しても、結合法則として次の規準が満足される事が分る。

(I) 元素の任意の対 A, B に對して積 $A \cdot B$ が、次の様にして定義される。 A, B, C を任意の三つの元素とするとき、

$$A \cdot (B \cdot C) = (A \cdot B) C \quad (\text{結合律})$$

“乘法”とは例へば剰余類に於ける加法や乘法の様に結合の一種である。

$$(2) \quad A \cdot I = I \cdot A = A$$

である様な單位元と呼ばれる元 I が存在する。

(3) この系に於けるすべての元 A に對して

$$A A^{-1} = A^{-1} A = I$$

である様な逆元と呼ばれる A^{-1} が存在する。

結合方法として剰余類に於ける加法を考へるならば單位元は 0 に相当し、逆元は $-a$ に相当する。又結合方法として普通の乘法をとるならば、單位元は 1 、元 a の逆元は a^{-1} となる。

(1)(2)(3) を満足する集合を群と名付ける。

$A \cdot B = B \cdot A$ であると云ふ基準は通常設けないが、もし之が成立つならば、可換群又はアーベル群と名付ける。群はその生成する元で定義することが出来る。例へば $P^2 = I, Q^3 = I, PQ = Q^2P$ なる関係があるとき、 P, Q で群を生成する事が出来る。即ち群 G の元は、 I, P, Q, PQ, PQ^2, Q^2 であらはされる。

群の乘法に関する規則は次の表に書く事が出来る。

I	P	Q	PQ	PQ^2	Q^2
P	I	PQ	Q	Q^2	PQ^2
Q	PQ^2	Q^2	P	PQ	I
PQ	Q^2	PQ^2	I	Q	P
PQ^2	Q	P	Q^2	I	PQ
Q^2	PQ	I	PQ^2	P	Q

視察により記号的に見るならば、この群の乘法表はラテン方格をなしてある事に気がつくであらう。例へば“ $P = 2, Q = 3$ ”とおけば上の表から

1	2	3	4	5	6
2	1	4	3	6	5
3	5	6	2	4	1
4	6	5	1	3	2
5	3	2	6	1	4
6	4	1	5	2	3

が得られる。

我々はこの事実が一般に正しい事を証明しよう。

群 G は m 々の元 A_1, \dots, A_m から構成されておるとする。

この群の乗法表を書き下せば

A_1	A_2	A_m
A_2	$A_2 A_2$		$A_2 A_m$
⋮			⋮
A_m	$A_m A_2$	$A_m A_m$

これがラテン方格でないと仮定する。しからはある行か又は或る列に同じものが二つ含まれてゐる。即ち

$$A_j A_i = A_j A_k \quad (i \neq k)$$

か

$$A_j A_i = A_k A_i \quad (j \neq k)$$

かいづれか一方が成立つ。

最初の等式の両辺に左側から A_j^{-1} を掛ければ

$$A_i = A_k$$

よつて $i = k$ となる。同様に第二の場合は $j = k$ がなりたち、我々の仮定に反する。

二つの群 G, \bar{G} に於て G から \bar{G} へ写す写像が乗法を保存するならば、 G と \bar{G} は準同型であると云ふ。

もし $G = G$ の場合, 自己準同型であると云ふ。

例へば, m を法とする剰余系は加法を結合を法とする群をなすが, j をその任意の剰余とすると写像 $\bar{a} = ja$ は自己準同型である。

何となれば

$$a + b \equiv c \pmod{m}$$

ならば

$$aj + bj = cj \pmod{m}$$

或る自己準同型は G の元の間の 1 対 1 対応を確立する。

例へば, 上の例に於て j が m と互いに素であるならば, この対応は, 一対一である。何となればもしも

$$aj \equiv bj \pmod{m}$$

ならば, j は m と互いに素であるから

$$a \equiv b \pmod{m}$$

となるからである。我々はこれから一対一対応をなす自己同型を考へよう。

S をこの様な自己同型とし A^S を A がこの自己同型 S によつて写像されたものとする。

更に $(A^S)^S = A^{S^2}$ $(A^{S^2})^S = A^{S^3}$ $A^{S^0} = A$ とおく。そして我々は次の定理を証明しよう。

定 理. S を写像 S^1, \dots, S^q によつて, 単位元を除いた任意の元をそれ以外の元へ写す, 自己同型とするならば, ラテン方格

$$L_i = \begin{array}{cccc} | & A_2 & \dots & A_m \\ A_2^{S^i} & A_2^{S^i} A_2 & \dots & A_2^{S^i} A_m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_m^{S^i} & A_m^{S^i} A_2 & \dots & A_m^{S^i} A_m \end{array} \quad (i = 0, 1, \dots, q)$$

は直交する。

證 明 これがラテン方格である事は明らかである。

今 L_i は L_j に直交しないと假定する。 しかれば或る例へは長行
と列とより行と列で元素の数が同じである。 即ち

$$(1) \quad A_k^{s^i} A_l = A_n^{s^i} A_m$$

$$(2) \quad A_k^{s^j} A_l = A_n^{s^j} A_m$$

(2) の逆元をとれば

$$(3) \quad A_l^{-1} A_k^{-s^j} = A_m^{-1} A_n^{-s^j}$$

(1) と (3) を掛け合せれば

$$A_k^{s^i} A_l^{-s^j} = A_n^{s^i} A_m^{-s^j}$$

両辺に左右から夫々 $A_r^{-s^i}$, $A_k^{s^j}$ を掛ければ

$$A_r^{-s^i} A_k^{s^i} = A_r^{-s^j} A_k^{s^j}$$

s^i と s^j は自己同型寫像であるから

$$(A_r^{-1} A_k)^{s^i} = (A_r^{-1} A_k)^{s^j}$$

今 $i > j$ と假定すれば

$$\left[(A_r^{-1} A_k)^{s^j} \right]^{s^{i-j}} = (A_r^{-1} A_k)^{s^j}$$

$i \leq q$, $j \leq q$ であるから $i-j \leq q$

s^{i-j} は単位元以外の元のみを異つた元に寫像させると云ふ假定によつて

$$(A_r^{-1} A_k)^{s^j} = 1$$

よつて

$$A_r^{-1} A_k = 1$$

即ち

$$A_r = A_k$$

同様に

$$A_l = A_s$$

が導き出せる。故に $r=k$, $l=s$ となる。

即ち、矛盾を生じ、定理が証明された事になる。

よつて、我々はもし群 G と、その単位元以外の元を、それ自身に写さない自己同型写像 S, S^2, \dots, S^g が求められるならば、 $g+1$ 個の直交ラテン方格系を作る事が出来る。もし $g = m-2$ とおくならば

$$L_i = \begin{array}{cccc} & 1 & A_2 & A_2^3 & \dots & A_2^{S^g} \\ & A_2^{S^i} & A_2^i A_2 & A_2^{S^i} A_2^S & & A_2^{S^i} A_2^{S^g} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ & A_2^{S^{g+i}} & \dots & \dots & \dots & A_2^{S^{g+i}} A_2^{S^g} \end{array}$$

と書ける。 L_{i+1} の $(k-1)$ 行は L_i の k 行に等しい。そして、すべての方格は L_0 から行についての循環置換によつて求める事が出来る。

さて我々は次の関係によつて定義された素数 p の可換群を考へよう。

$$P_1^p = P_2^p = \dots = P_n^p = 1$$

群 G の元素は次の形をとる。

$$P_1^{e_1} \dots P_n^{e_n} \quad (e_1, \dots, e_n = 0, 1, \dots, p-1)$$

P_1, \dots, P_n を G の底と名附ける。しかしてこの底を容易に変換する事が出来る。

例へば、 P_1, \dots, P_n が一つの底であるならば、 $P_1, P_1 P_2, \dots, P_1 P_n$ も又底である。何となれば G は可換であるから

$$P_1^{e_1} \dots P_n^{e_n} = P_1^{e_1 - e_2} \dots P_n^{e_n} (P_1 P_2)^{e_2} \dots (P_1 P_n)^{e_n}$$

と書き直せるからである。

かゝる底の変換は G の自己同型を同時に定義する。何となれば"
 P'_1, \dots, P'_n を新しい底とすれば"

$$P_1^{e_1}, \dots, P_n^{e_n} \quad \text{を}$$

$$P'_1 e_1, \dots, P'_n e_n$$

に写像すれば自己同型になるからである。

又、逆に自己同型によつて底を写像した新しい元素を知る事が出来るならば、自己同型はこれによつて決定される。

よつて我々は P が素数であれば常に次数 P^n の $P^n - 1$ 々の直交ラテン方格系を構成することが出来る。我々はそれらの自己同型を位数 8, 9, 16, 25, 27, ... の群について與へるであらう。

例として次数 8 の 7 々の直交ラテン方格系を構成してみよう。
 P, Q, R (但し $P^2 = Q^2 = R^2 = 1$) から生成される群 G を用ひる。

$$P^5 = Q, \quad Q^5 = R, \quad R^5 = PQ$$

なる自己同型を用ひれば"

$$P^5 = Q, \quad P^{5^2} = R, \quad P^{5^3} = PQ, \quad P^{5^4} = P^5 Q^5 = QR$$

$$P^{5^5} = Q^5 R^5 = PQR, \quad P^{5^6} = R^5 Q^5 R^5 = QRPQ = PR$$

$$P^{5^7} = P^5 R^5 = QPQ = P$$

元素を $1, P, P^5, \dots, P^{5^6}$ の順に書き並べるならば我々は次の乗法表を得る

1	P	Q	R	PQ	QR	PQR	PR
P	1	PQ	PR	Q	PQR	QR	R
Q	PQ	1	QR	P	R	PR	PQR
R	PR	QR	1	PQR	Q	PQ	P
PQ	Q	P	PQR	1	PR	R	QR
QR	PQR	R	Q	PR	1	P	PQ
PQR	QR	PR	PQ	R	P	1	Q
PR	R	PQR	P	QR	PQ	Q	1

他の方格は之の循環置換によつて得られる。

今 P の代りに 122 , Q の代りに 123 ----- とおけば

1	2	3	4	5	6	7	8	1	2	3	4	5	6	7	8
2	1	5	8	3	7	6	4	3	5	1	6	2	4	8	7
3	5	1	6	2	4	8	7	4	8	6	1	7	3	5	2
4	8	6	1	7	3	5	2	5	3	2	7	1	8	4	6
5	3	2	7	1	8	4	6	6	7	4	3	8	1	2	5
6	7	4	3	8	1	4	5	7	6	8	5	4	2	1	3
7	6	8	5	4	2	1	3	8	4	7	2	6	5	3	1
8	4	7	2	6	5	3	1	2	1	5	8	3	7	6	4

等が得られる。

位数 9 の群については $P^3 = Q^3 = 1$ なる関係をもつ底 P, Q によつて生成される。

$$P^3 = Q, \quad Q^3 = PQ$$

なる自己同型は S, S^2, \dots, S^7 が単位元を除いて、それ自身の元は写像しない性質をもつ位数 16 の群については $P^2 = Q^2 = R^2 = T^2 = 1$ なる関係にある P, Q, R, S を底とし、自己同型 S を $P^3 = Q, Q^3 = R, R^3 = T, T^3 = PT$ で定義すればよい。

位数 25 の群については、 $P^5 = Q^5 = 1$ なる関係にある P, Q を底とし、自己同型 S を $P^3 = Q, Q^3 = P^3Q$ とすればよい。

位数 27 の群については、 $P^3 = Q^3 = R^3 = 1$ なる関係をもつ P, Q, R を底とする群について、求むる自己同型を $P^3 = Q, Q^3 = R, R^3 = P^2Q$ で與へればよい。

一般に

[定理 III]

$$m = p^n \text{ とし, } P_1^p = P_2^p = \dots = P_n^p = 1$$

なる関係をもつ P_1, P_2, \dots, P_n で生成される可換群を G とする。

S を $P^3 = P$ ($0 < i \leq m-2$) $P \neq 1$ なる自己同型写像とする。しからはラテン方格

$$\begin{array}{ccccccc}
 1 & P & P^S & \dots & P^{S^{m-2}} \\
 P^{S^i} & P^{S^i}P & & & P^{S^i}P^{S^{m-2}} \\
 \vdots & & & & \\
 P^{S^{m-2+i}} & P^{S^{m-2+i}}P & \dots & & P^{S^{m-2+i}}P^{S^{m-2}}
 \end{array}
 \quad (i = 0, 1, \dots, m-2)$$

は直交系である。 L_i は又 L_{i-1} からその最後の $m-1$ 行の循環置換によつても得られる。

一般的な問題は次の様にして形式化される事が出来る。

m を與へられた数とするとき、 m 次の直交ラテン方格系の可能な最大の数は何であらうか？ この数は $m-1$ より大きくない事は明らかであらう。 何となればこの方格系のすべての方格を、直交性を失ふことなしに第一行がすべて $1, 2, \dots, m$ である様にして差支へない。

しからは 2 行 1 列にくる数字は、 1 と異なるものでなければならぬ。 即ち、 $2, 3, \dots, m$ のいつれかでなければならぬ。 かつるものは大くとも $m-1$ 々である。

我々は m が素数中である時群論を用ひる事によい問題は解かれてゐる事を知つた。 しからざる場合については殆んど知られてゐない。

Tarry (Comptes Rendu de l'Association Francaise pour l'Avancement de Science Naturel, 1900) は 6 次のカレコラテン方格が存在しない事を証明した。 しかして 4^{n+2} 次のカレコラテン方格は存在しない事は予測されてゐるけれど、いまだ證明されてゐない。 しかしながら我々は次の事を示さう。

$m = p_1^{e_1} \dots p_n^{e_n}$ なる如く素数中分解をし、 $r = \text{Min. } p_i^{e_i} - 1$ とおけば、位数 m の可換群を用ひて、 r 々の直交ラテン方格系を構成する事が出来る。

位数 m の群 G として e_1 々の位数 p_1 の元、 e_2 々の位数 p_2 の元、 \dots 、 e_n 々の位数 p_n の元より生成されるものを考へる。

そして位数 p_i の e_i 々の元で生成される部分群に於ける自己同型 T_i を次の様に定める。 $T_i, T_i^2, \dots, T_i^{p_i^{e_i}-2}$ なる写像によつていかなるこの部分群の元素をも (単位元を除いて) 不変させないものとす。

さて \bar{T}_i を群 G において、位数 p_i に属する元素は T_i と同じ写像をし、その他残りの元素は不変にする様な自己同型写像とする。

そして

$$T = \bar{T}_1 \bar{T}_2 \cdots \bar{T}_n$$

とおけば、 T, T^2, \dots, T^{r-1} は単位元以外いかなる元をも変へる自己同型作用素である。

よからは次の r 々のラテン方格系は直交する。

$$L_i = \begin{array}{c} | \quad A_2 \quad \cdots \quad \cdots \quad A_m \\ A_2^{T^i} \quad A_2^{T^i} A_2 \quad \cdots \quad A_2^{T^i} A_m \\ \vdots \\ A_m^{T^i} \quad A_m^{T^i} A_2 \quad \cdots \quad A_m^{T^i} A_m \end{array}$$

我々は之を次数 $20 = 2^2 \times 5$ ($r=3$) のラテン方格について示してみよう。

群 G として次の關係を定義される P, Q, R で生成されるものとする。

$$P^2 = Q^2 = 1 ; R^5 = 1$$

自己同型として

$$P^{\bar{T}_1} = Q, \quad Q^{\bar{T}_1} = PQ, \quad R^{\bar{T}_1} = R, \quad P^{\bar{T}_2} = P, \quad Q^{\bar{T}_2} = Q$$

$$R^{\bar{T}_2} = R$$

$$\begin{aligned}
T = \bar{T}_1, \bar{T}_2 \text{ とおけば, } & P^T = Q, P^{T^2} = PQ, P^{T^3} = P^T Q^T = P \\
(PR)^T = QR^2, & (PR)^{T^2} = PQR^4, (PR)^{T^3} = PR^3 (PR)^{T^4} = QR \\
(PR)^{T^5} = PQR^2 & (PR)^{T^6} = PR^4, (PR)^{T^7} = QR^3, (PR)^{T^8} = PQR \\
(PR)^{T^9} = PR^2, & (PR)^{T^{10}} = QR^4, (PR)^{T^{11}} = QR^4, (PR)^{T^{12}} = PQR^3 \\
(PR)^{T^{12}} = PR & R^T = R^2, R^{T^2} = R^4, R^{T^3} = R^3, R^{T^4} = R
\end{aligned}$$

我々は上に述べた方法で、基本となる元素のみを書けばこれによつて直交ラテン方格は構成される。

即ち第一行の成分は

$$\begin{aligned}
& 1, \quad P, \quad Q, \quad PQ, \quad PR, \quad QR^2, \quad PQR^4, \quad PR^3, \quad QR, \quad PQR^2 \\
& PR^4, \quad QR^3, \quad PQR, \quad PR^2, \quad QR^4, \quad PQR^3, \quad R^2, \quad R^4, \quad R^3
\end{aligned}$$

第一列はこの行の自己同型によつて得られる。

これを書き並べると、

1 / P	Q	PQ	PR	QR	PR ²	QR ²	PR ³	QR ³	PR ⁴	QR ⁴	PR ⁵	QR ⁵	PR ⁶	QR ⁶	PR ⁷	QR ⁷	PR ⁸	QR ⁸	PR ⁹	QR ⁹	PR ¹⁰	QR ¹⁰	PR ¹¹	QR ¹¹	PR ¹²	QR ¹²	PR ¹³	QR ¹³	PR ¹⁴	QR ¹⁴	PR ¹⁵	QR ¹⁵				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20																	
2	1	4	3	17	10	15	20	13	6	19	16	9	18	7	12	5	14	11	8																	
3	4	1	2	13	18	11	16	17	14	7	20	5	10	19	8	9	6	15	12																	
4	3	2	1	9	14	19	12	5	18	15	8	17	6	11	20	13	10	7	16																	
5	17	13	9	18	16	3	19	10	12	1	7	6	20	4	15	14	8	2	11																	
6	10	18	14	16	19	5	4	20	11	13	1	8	7	17	2	12	15	9	3																	
7	15	11	19	3	5	20	6	7	17	12	14	1	9	8	18	4	13	16	10																	
8	20	16	12	19	4	6	17	7	3	18	13	15	1	10	9	11	2	14	5																	
9	13	17	5	10	20	2	7	15	8	4	19	14	16	1	11	6	12	3	15																	

10	6	14	18	12	11	17	3	8	19	9	2	20	15	5	1	16	7	13	4
11	19	7	15	1	13	12	18	4	9	20	10	3	17	16	6	2	5	8	14
12	16	20	8	7	1	14	13	19	2	10	17	11	4	18	5	15	3	6	9
13	9	5	17	6	8	1	15	14	20	3	11	18	12	2	19	10	16	4	7
14	18	10	6	20	7	9	1	16	15	17	4	12	19	13	3	8	11	5	2
15	7	19	11	4	17	8	10	1	5	16	18	9	13	20	14	3	9	12	6
16	12	8	20	15	2	18	9	11	1	6	5	19	3	14	17	7	4	10	13
17	5	9	13	14	12	4	11	6	16	2	15	10	8	3	7	18	20	1	19
18	14	6	10	8	15	13	2	12	7	5	3	16	11	9	4	20	19	17	1
19	11	15	7	2	9	16	14	3	13	8	6	4	5	12	10	1	17	20	18
20	8	12	16	11	3	10	5	15	4	14	9	7	2	6	13	19	1	18	17

この方格から、單位元以外のすべての元をそれ自身以外に写す自己同型3ヶ(もとのものをふくめて)を撰へよう。紙面の都合上半分だけにする。

1 1	2 2	3 3	4 4	5 5	6 6	7 7	8 8	9 9	10 10
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2 3	1 4	4 1	3 2	17 13	10 18	19 11	20 16	13 17	6 14
4	3	2	1	9	14	19	12	5	18
3 4	4 3	1 2	2 1	13 9	18 14	11 19	16 15	17 5	14 18
2	1	4	3	17	10	15	20	13	6
4 2	3 1	2 4	1 3	9 17	14 10	19 15	12 20	5 13	18 6
3	4	1	2	13	18	11	16	17	14
5 6	17 10	13 18	9 14	18 16	16 19	3 5	19 4	10 12	10 11
7	15	11	19	3	5	20	6	2	17
6 7	10 15	18 11	14 19	16 3	19 5	5 20	4 6	20 2	11 17
8	20	16	12	19	4	6	17	7	3
7 8	15 20	11 16	19 12	3 19	5 4	20 6	6 17	2 7	17 3
9	13	17	5	10	20	2	7	18	8
8 9	20 13	16 17	12 5	19 10	4 20	6 2	17 7	7 18	3 8
10	6	14	18	12	11	17	3	6	19
9 10	13 6	7 14	5 18	10 12	20 11	2 17	7 3	18 8	8 19
11	19	7	15	1	13	12	18	4	9

10 11	6 19	14 7	18 15	12 1	11 13	17 12	3 18	8 4	19 9
12	16	20	8	7	1	14	13	19	2
11 12	19 16	7 20	15 8	1 7	13 1	12 14	18 13	4 19	9 2
13	9	5	17	6	8	1	15	14	20
12 13	16 9	20 5	8 17	7 6	1 8	14 1	13 15	19 14	2 20
14	18	10	6	20	7	9	1	16	15
13 14	9 18	5 10	17 6	6 20	8 7	1 9	15 1	14 16	20 15
15	7	19	11	4	17	8	10	1	5
14 15	18 7	10 19	6 11	20 4	7 17	9 8	1 10	16 1	15 5
16	12	8	20	15	2	18	9	11	1
15 16	7 12	19 8	11 20	4 15	17 2	8 18	10 9	1 11	5 1
5	17	13	9	18	16	3	19	10	12
16 5	12 17	8 13	20 9	15 18	2 16	18 3	9 19	11 10	1 12
6	10	18	14	16	19	5	4	20	11
17 18	5 14	9 6	13 10	14 8	12 15	4 13	11 2	6 12	16 17
19	11	15	7	2	9	16	14	3	13
18 19	14 11	6 15	10 7	8 2	15 9	13 16	2 14	12 3	7 13
20	8	12	16	11	3	10	5	15	4
19 20	11 8	15 12	7 16	2 11	9 3	16 10	14 5	3 15	13 4
17	5	9	13	14	12	4	11	6	16
20 17	8 5	12 9	16 13	11 14	3 12	10 4	5 11	15 6	4 16
18	14	6	10	8	15	13	2	12	7

群を基として展開した更に一般的方法は最近の論文 (H. B. Mann, *The construction of sets of orthogonal Latin Squares*, *Annals of M.S.* Dec. 1942) で述べられてある。そこでは又 $4n+2$ 次のカレコーラテン方格が存在しないとゆう更に一般的方法が示されてある。

文 献

R. C. Bose On the application of the properties of Galois-field to the construction of Completely orthogonalized Latin Squares.

Sankhya 1939

On Completely orthogonalized Set of Latin Squares *Sankhya* 1941

問 題

11 次の直交ラテン方格系 10 個を作れ

15 次及び 12 次のカレコーラテン方格を構成せよ。

夫々次元が 4, 19, 16 のラテン方格系 3 個, 18 個, 15 個の中基本方格を示せ。

37. ラテン方格計画に於ける乱化法

m 種の麦種と m 行 m 列の方格を考へる。 y_{ijk} を i 行 j 列に於ける k 種麦種による産高 ($i, j, k = 1, 2, \dots, m$) とする。

ラテン方格計画に於て、勿論 k は i と j の一価函数である。

前に述べた様に、ラテン方格と関係した検定手続きは、假定 (12.2) に基礎をおかれる。

即ち

$$E(x_{ijk}) = \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$$

換言すれば、土壤の肥沃度の効果は、 α_i と β_j との和によつてあらはされる。しかして α_i 、 β_j は夫々行、列にのみ関係する。これは多くの実際の場合に於て、公平にみて許容される近似である様に思はれる。しかし或る場合に於て、もつと一般的なる形 δ_{ij} によつて表はされなければ困る様な事もある。

この場合に於ては、我々の検定手続きは偏倚になるであらう。

しかしながら、後で分る様に、あらゆる起り得る偏倚は適当な乱化法によつて消去してしまふ事が出来る。

一般的な場合として

$$E(y_{ijk}) = \delta_{ij} + \gamma_k$$

であるとする。

$$y_{ijk} = \delta_{ij} + \gamma_k + \epsilon_{ijk}$$

とすれば、 $\epsilon_{ijk} = y_{ijk} - E(y_{ijk})$ は平均値からの出る確率変数である。そこで次の乱化法を考へよう。

先づ最初に、特別なラテン方格を選定する。(この選定の仕方は無作為でなくてよい)。このラテン方格から m 行の順列によつて $m!$ 行のちがつたラテン方格をつくり出す事が出来る。次にこの $m!$ の方格から無作為に一つだけ方格を選べ。

無作為的選択は次の様にして実行され得る。1, 2, ..., m なる整数の記してある m 枚のカードを良くきつてからこれをならべれば、整数 1, 2, ..., m の無作為な順列 i_1, i_2, \dots, i_m が得られる。しからは第 1 行が最初の方格に於ける i_1 行、第 2 行が i_2 行、----- 第 m 行が i_m 行なる無作為な方格が得られる。

さて我々はこの無作為決定法が偏倚を消去する事を示さう。

y_{ijk} を j 列に於ける k 変種による産高とする。無作為に行つたのであるから

$$y_{jk} = \eta_j + \epsilon_{jk}^* + \gamma_k$$

が得られる。ここで η_j は $\delta_{1j}, \delta_{2j}, \dots, \delta_{mj}$ のいづれか

の値を確率 $1/m$ をもつてとる確率変数で又 ε_{jR}^* は $\varepsilon_{1jR}, \varepsilon_{2jR}, \dots, \varepsilon_{mjR}$ のいつれかの値を確率 $1/m$ でとる確率変数である。

かくて

$$E(\eta_j) = (\sum_i \delta_{ij})/m \equiv \delta_j$$

$$E(\varepsilon_{jR}^*) = 0$$

よつて $E(y_{jR}) = \delta_j + \gamma_R$

最後の等式から

$$E(y_{jR} - y_{\cdot R} - y_{j\cdot} + y) = 0$$

もしも假説が真であるならば即ち $\gamma_1 = \dots = \gamma_m = 0$ ならば

$$E(y_{\cdot R} - y) = 0$$

よつて、我々の検定手続は偏倚をもたらない。

今述べた以外にも、検定を不偏ならしめる乱化手続がある。

最初に選んだ方格に於て第1行はその儘にしてをいて、残りの $m-1$ 行を無作為に並べかえ且つ変種を無作為に並べかえた方格。又は最初の方格から、行、列変種共に無作為にかえて得られる方格もそうである。(F. Yates, "The Formation of Latin Squares." *The Empire Journal of Experimental Agriculture* vol. 1, no 3 Sept. 1933 を参照の事)。

乱化ラテン方格から計算された所の統計量 F は正規理論のものに於けると同様な分布をなさない。乱化法の場合と同様に精密検定は次の様にして得られるであらう。

i 行 j 列のプロットに於ける作高が固定されている部分母集団を考える。そしてそれが、実際に観測された値に等しいと置く。

この部分母集団に於て作高 y_{jR} は乱化法によつて生ずる確率変数であらう。これより計算される F の値は皆等しい確率を以つて起る。よつてこれから棄却領域をきめて検定を行へばよい。

Welch (*Biometrika* 29 P21) はかかる考慮のもとの部分母集団による統計量 F の分布を研究してゐる。 Welch は、この分布が普通の F 分布と大分異なる事が容易に算出してゐる。

一方 Todin (*Journal Agricultural Science* 21, P 191, 1931) は、乱化法のもとに於ける F の分布は、一樣に長い間の試行によつて計算すれば、正規理論のものに近似してゐる事を實驗的に示してゐる。

38. 因子計画法

いくつかの因子の結合の効果を研究するとき、それらの因子を同時に變へる事は望ましい。 例へば三種類の肥料 a, b, c が作物の平均高にいかなる効果を及ぼすかを検定しようとする。

もしも一つの肥料のみを用ふる各實驗を行ふならば、その肥料の効果について検定出来るけれども、肥料間の交互作用項の効果について、何も知る事が出来ない。 b があるときの a の効果は、それが無いときの a の効果と全く異なるであらう。

もしすべての因子を同時に動かせば因子の主要と交互作用項について共に知識を得られるであらう。 3種の肥料 a, b, c の場合について之を説明しよう。

實驗用敷地は 4 行のフロックにしきられ各フロックは 8 行のプロットに分割されてゐるとする。 各フロックに於て 8 行のプロットに 8 行の取扱ひ、 $abc, ab, ac, bc, a, b, c, (1)$ を定める。 ここで abc は三つの肥料が皆加えられた場合、 ab は a と b が加えられた場合、 (1) は何も加えられなかつた場合である。 典型的フロックは例へば次の図表で示される。

ab	b	(1)	abc
c	bc	ac	a

Y_{mj} を j -フロックに取扱ひ (1) が加えられぬ時の作物出来高

同様に Y_{aj} , Y_{abcj} , ----- を j フロックに夫々取扱ひ
 , a , abc , ----- が加えられ、 j フロックの場合の作物出来高とする。
 さて $Y_{(1)}$, $Y_{(r)}$, Y_{a1} , Y_{ar} , ----- は正規独立に分布し、しかも同じ分散をもつと假定する。更に

$$E(Y_{(1)j}) = \mu_{(1)} + \rho_j, \quad E(Y_{aj}) = \mu_a + \rho_j,$$

$$E(Y_{abcj}) = \mu_{abc} + \rho_j$$

であると假定する。ただし ρ_j は j -フロックに於ける土壌肥沃度の作物に及ぼす効果で $\mu_{(1)}$, μ_a , ----- μ_{abc} は取扱ひ、
 (1), a , b , ----- abc による作物に及ぼす効果である。

取扱ひ、及びフロックが作物平均出来高に及ぼす効果の検定の問題は、取扱ひ及びフロックに従つて二元配置法として考慮される。

	1	2	3	4	5	6	7	8
(1)	$Y_{(1)1}$	$Y_{(1)2}$	$Y_{(1)3}$	$Y_{(1)4}$	$Y_{(1)5}$	$Y_{(1)6}$	$Y_{(1)7}$	$Y_{(1)8}$
a	Y_{a1}	Y_{a2}	Y_{a3}	Y_{a4}	Y_{a5}	Y_{a6}	Y_{a7}	Y_{a8}
b	Y_{b1}	Y_{b2}	Y_{b3}	Y_{b4}	Y_{b5}	Y_{b6}	Y_{b7}	Y_{b8}
c	Y_{c1}	Y_{c2}	Y_{c3}	Y_{c4}	Y_{c5}	Y_{c6}	Y_{c7}	Y_{c8}
ab	Y_{ab1}	Y_{ab2}	Y_{ab3}	Y_{ab4}	Y_{ab5}	Y_{ab6}	Y_{ab7}	Y_{ab8}
ac	Y_{ac1}	Y_{ac2}	Y_{ac3}	Y_{ac4}	Y_{ac5}	Y_{ac6}	Y_{ac7}	Y_{ac8}
bc	Y_{bc1}	Y_{bc2}	Y_{bc3}	Y_{bc4}	Y_{bc5}	Y_{bc6}	Y_{bc7}	Y_{bc8}
abc	Y_{abc1}	Y_{abc2}	Y_{abc3}	Y_{abc4}	Y_{abc5}	Y_{abc6}	Y_{abc7}	Y_{abc8}

我々は普通の方法で假説を検定する事が出来る。

即ち取扱ひが作物平均高に効果を及ぼさないと云ふ假説

$$\mu_{(1)} = \mu_a = \dots = \mu_{abc}$$

を検定する事が出来る。又フロックが作物の平均出来高に影響を及ぼさないと云ふ假説

$$\rho_1 = \dots = \rho_r$$

を検定する事が出来る。

さて、平均値 $\mu_{(1)}, \mu_a, \dots, \mu_{abc}$ を考へる代りに、その或る一次結合を考へると更に興味がある。

例へば、 b, c のある無しによる a の効果の比較をみる事は興味がある。かくて次の様な一次結合をつくる。

$$\begin{aligned}(137) \quad w_a &= (\mu_a - \mu_{(1)}) + (\mu_{ab} - \mu_b) + (\mu_{ac} - \mu_c) \\ &\quad + (\mu_{abc} - \mu_{bc}) \\ &= \mu_{abc} + \mu_{ab} + \mu_{ac} - \mu_{bc} + \mu_a - \mu_b - \mu_c - \mu_{(1)}\end{aligned}$$

我々は w_a (又は w_a の或る象数倍) を肥料 a の主効果と云ふ。同様に b と c についても定義してみる。

$$(138) \quad w_b = \mu_{abc} + \mu_{ab} - \mu_{ac} + \mu_{bc} - \mu_a - \mu_c + \mu_b - \mu_{(1)}$$

$$(139) \quad w_c = \mu_{abc} - \mu_{ab} + \mu_{ac} + \mu_{bc} - \mu_a - \mu_b + \mu_c - \mu_{(1)}$$

因子 a と b の間の一次の交互作用項 w_{ab} は a がある場合の b の主効果と a が存在しないとしての b の主効果の差として定義する。即ち

$$\begin{aligned}w_{ab} &= [(\mu_{ab} - \mu_a) + (\mu_{abc} - \mu_{ac})] - [(\mu_b - \mu_{(1)}) + (\mu_{bc} - \mu_c)] \\ &= \mu_{abc} + \mu_{ab} - \mu_{ac} - \mu_{bc} - \mu_a - \mu_b + \mu_c + \mu_{(1)}\end{aligned}$$

$w_{ba} = w_{ab}$ である事に注意せよ。即ち a と b の間の交互作用項は b と a の間の交互作用項に等しい。同様にして

$$(141) \quad w_{ac} = \mu_{abc} - \mu_{ab} + \mu_{ac} - \mu_{bc} - \mu_a + \mu_b - \mu_c + \mu_{(1)}$$

$$(142) \quad w_{bc} = \mu_{abc} - \mu_{ab} - \mu_{ac} + \mu_{bc} + \mu_a - \mu_b - \mu_c + \mu_{(1)}$$

最後に因子 a, b, c の間の二次の交互作用項 w_{abc} は、 c がある場合の a, b の交互作用項と c が無い場合に於ける a, b の交互作用項の差として定義する。

即ち

$$(143) \quad w_{abc} = [(M_{abc} - M_{ac}) - (M_{bc} - M_c)] - [(M_{ab} - M_a) - (M_b - M_{(1)})] \\ = M_{abc} - M_{ab} - M_{ac} - M_{bc} + M_a + M_b + M_c - M_{(1)}$$

w_{abc} は, a, b, c について対称である事に注意せよ,

k_1, k_2, k_3 を $+1$ 又は -1 のいづれかをとる値とし, 記号 $M_{(a+k_1)(b+k_2)(c+k_3)}$ は

$$M_{(a+k_1)(b+k_2)(c+k_3)} = M_{abc} + k_3 M_{ab} + k_2 M_{ac} + k_1 M_{bc} + k_2 k_3 M_a \\ + k_1 k_3 M_b + k_1 k_2 M_c + k_1 k_2 k_3 M_{(1)}$$

しからは (137) - (143) は次の様に書かれる。

$$w_a = M_{(a-1)(b+1)(c+1)} \quad w_{ab} = M_{(a-1)(b-1)(c-1)}$$

$$w_b = M_{(a+1)(b-1)(c+1)} \quad w_{bc} = M_{(a+1)(b-1)(c-1)}$$

$$w_c = M_{(a+1)(b+1)(c-1)} \quad w_{ac} = M_{(a-1)(b+1)(c-1)}$$

$$w_{abc} = M_{(a-1)(b-1)(c-1)}$$

である事が容易に検証される。

$w_a = 0 \quad w_{ab} = 0 \quad \dots$ とゆう假説を檢定するために最初の観測値 $Y_{(1)j}, \dots, Y_{abc,j}$ を次の様にそれらの或る一次結合で置き換えると便利である。

即ち

$$Y_{(1)j} = Y_{(a+1)(b+1)(c+1),j} \quad Y_{abj} = Y_{(a-1)(b-1)(c+1),j}$$

$$Y_{aj} = Y_{(a-1)(b+1)(c+1),j} \quad Y_{acj} = Y_{(a-1)(b+1)(c-1),j}$$

$$Y_{bj} = Y_{(a+1)(b-1)(c+1),j} \quad Y_{bcj} = Y_{(a+1)(b-1)(c-1),j}$$

$$Y_{cj} = Y_{(a+1)(b+1)(c-1)j} \quad Y_{abcj} = Y_{(a-1)(b-1)(c-1)j}$$

こゝで

$$Y_{(a+k_1)(b+k_2)(c+k_3)j} = Y_{abcj} + k_3 Y_{abj} + k_1 Y_{bcj} + k_2 k_3 Y_{aj} \\ + k_1 k_3 Y_{cj} + k_1 k_2 Y_{cj} + k_1 k_2 k_3 Y_{(1)j}$$

とする。しからは2枚のYの間の共分散は0で、又分散は同じである事を検証する事は容易である。かくてYは変量分析法に於けるすべての假定を満足する。何となれば

$$E(Y_{(1)j}) = M_1 + \beta_j \quad \dots \quad E(Y_{aj}) = M_a + \beta_j$$

であるから

$$(144) \quad \begin{cases} E(Y_{aj}) = W_a & E(Y_{bj}) = W_b & E(Y_{cj}) = W_c \\ E(Y_{abj}) = W_{ab} & E(Y_{bcj}) = W_{bc} & E(Y_{caj}) = W_{ca} \\ E(Y_{abcj}) = W_{abc} & E(Y_{(1)j}) = W_{(1)} + \delta \beta_j \end{cases}$$

假説 $W_{ab} = 0$ を検定するための適当な統計量 F_{ab} を導こう。Yは変量分析法に於けるすべての假定を満足するから最初の観測値 \mathcal{Y} から変換した Y について着目する。

$$(145) \quad Q_a = \min_j \sum_j [(Y_{aj} - W_a)^2 + \dots + (Y_{abcj} - W_{abc})^2 \\ + (Y_{(1)j} - W_{(1)} - \delta \beta_j)^2] \\ = \sum_j [(Y_{aj} - Y_{a.})^2 + \dots + (Y_{abcj} - Y_{abc.})^2]$$

こゝで

$$Y_{a.} = (\sum_j Y_{aj})/r \quad \dots \quad Y_{abc.} = (\sum_j Y_{abcj})/r$$

Q_r は $\sum (Y_{aj} - Y_{a.})^2$ を $\sum (Y_{abj})^2$ を置きかえる事によつて Q_a から求める事が出来る。よつて

$$Q_r - Q_a = \sum (Y_{abj})^2 - \sum (Y_{abj} - Y_{ab.})^2 = r(Y_{ab.})^2$$

假定によつて制限される条件の数は次の様にして計算できる。
 等式 $E(Y_{afj}) = W_a, \dots, E(Y_{abcj}) = W_{abc}$ の各々は $r-1$ 件の条件を持つ。

しかし、 $E(Y_{ij}) = W_{ij} + \beta_j$ は、 β_1, \dots, β_r は任意の数でよいから制限はない。

かくて假定によつて生ずる条件の数の合計は $7(r-1)$ に等しい。假説によつて生ずる条件の数は 1 に等しいから

$$F_{ab} = \frac{7(r-1)}{1} \frac{r(Y_{ab.})^2}{Q_a}$$

同様に $W_a = 0$ を検定するためには

$$F_a = \frac{7(r-1)}{10} \frac{r(Y_{a.})^2}{Q_a}$$

次に $W_{ab} = W_{abc} = 0$ が同時に真である事を検定しようとするならば、統計量

$$F = \frac{7(r-1)}{2} \frac{r(Y_{ab.})^2 + r(Y_{abc.})^2}{Q_a}$$

が得られる。假説 $\beta_1 = \dots = \beta_r$ を検定するためには

$$Q_r - Q_a = \sum_j (Y_{ij} - Y_{i.})^2$$

が得られる。假説によつて生ずる所の条件の数は $r-1$ である。

かくて統計量 F は次の式で得られる。

$$F = \frac{7(r-1)}{r-1} \frac{\sum [Y_{ij} - Y_{i.}]^2}{Q_a}$$

39. 二水準に於ける r 因子の系

我々は各因子が 2 種の價のみをとる (例へばない事とある事) 所の r 種の因子を取扱ふ。我々は或る特性 Y を考へる。

例へば $Y =$ 生産高とし Y_{a_i} ($i = 1, \dots, r$) を i 番目の分類に於ける a_i 級に於ける生産高とする。添数 a_1, \dots, a_r の各々は 2 種の價, 例へば 0 と 1, のみをとる, $a_i = 0$ は i 番目の因子のない事, $a_i = 1$ はある事をあらはすものとする。

例へば $r = 4$ とすると Y_{0110} は 2 番, 3 番目の因子が存在し, 因子 1, 4 の存在しない場合の作物出来高を示すものである。

今 $E(Y_{a_1, \dots, a_r}) = M_{a_1, \dots, a_r}$ とする。

我々は r 通りの分類に於ける変量分析法に關聯して導かれたのと同じ記号を用ひよう。

記号 $Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ ($k \leq r$) を $a_{i_1} = b_1, \dots, a_{i_k} = b_k$ なるすべての変数 Y_{a_1, \dots, a_r} の算術平均とする。

同様に $M_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ を定義する。次に $(S) Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ ($S < k$) を $Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ に於て, S 種の上方の添数と, それに対応する下方の添数を除いて得られる, あらゆる可能なものの和として定義する。

例へば

$$(2) Y_{a_1, a_2, a_3}^{i_1, i_2, i_3} = Y_{b_1}^{i_1} + Y_{b_2}^{i_2} + Y_{b_3}^{i_3}$$

特別な場合として $(k) Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ を変数 Y_{a_1, \dots, a_r} のすべての算術平均を意味する。

$(S) M_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$ も同様に定義して置く。之を用ひて

$$A_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r} = Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r} - (1) Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r} + (2) Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r} - \dots + (-1)^k (k) Y_{a_1, \dots, a_r}^{i_1, \dots, i_r}$$

とおく。

同様に Y_{a_1, \dots, a_k} の代りに M_{a_1, \dots, a_k} とおいて上の式と同様に定義し反ものを $\hat{A}_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k}$ とおく。

我々は $\hat{A}_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k}$ を変量分析法に於ける i_1 分類 b_1 級, i_2 分類 b_2 級, \dots , i_k 分類 b_k 級の間の $k-1$ 次の交互作用項と呼ぶ事にする。

記号 $(Y_{b_1}^{i_1} + g_1)(Y_{b_2}^{i_2} + g_2) \dots (Y_{b_k}^{i_k} + g_k)$ は、之を普通の掛算の方法で展開し、その各項を例へば $Y_{c_1}^{j_1} \cdot Y_{c_2}^{j_2} \dots Y_{c_k}^{j_k}$ $\Sigma Y_{c_1, c_2, \dots, c_k}^{j_1, j_2, \dots, j_k}$ で置き換へ又最後の項 $g_1 g_2 \dots g_k$ は $g_1 g_2 \dots g_k Y$ で置き換へる演算記号とする。例へば

$$(Y_{b_1}^{i_1} + 1)(Y_{b_2}^{i_2} - 1) = Y_{b_1, b_2}^{i_1, i_2} - Y_{b_1}^{i_1} + Y_{b_2}^{i_2} - Y$$

同様に演算記号 $(M_{b_1}^{i_1} + g_1) \dots (M_{b_k}^{i_k} + g_k)$ を定義する。しからは次の事は見易い

$$(146) \quad A_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k} = (Y_{b_1}^{i_1} - 1)(Y_{b_2}^{i_2} - 1) \dots (Y_{b_k}^{i_k} - 1)$$

$$(147) \quad \hat{A}_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k} = (M_{b_1}^{i_1} - 1)(M_{b_2}^{i_2} - 1) \dots (M_{b_k}^{i_k} - 1)$$

次に $a_{i_1} = a_{i_2} = \dots = a_{i_k} = 1$ で他の a がすべて0なるとき $Y^{i_1, \dots, i_k} = Y_{a_1, \dots, a_r}$ とおく。

そして Y は $a_1 = \dots = a_r = 0$ なるときの Y_{a_1, \dots, a_r} を意味する。 M^{i_1, \dots, i_k} , M は同様に Y の代りに M とおいたものとして定義する。

演算記号 $(Y^{i_1} + g_1) \dots (Y^{i_k} + g_k)$ は之を形式的な掛算を行ひ次に Y^{i_1, \dots, i_m} を Y^{i_1, \dots, i_m} で置き換え、又 $g_1 \dots g_k$ は $g_1 \dots g_k Y$ で置き換へたものとして定義する。

$(M^{i_1} + g_1) \dots (M^{i_k} + g_k)$ についても同様に定義する。

さて我々は

$$(148) \quad \hat{A}_{i_1, \dots, i_k}^{i_1, \dots, i_k} = (\frac{1}{2}r)(M^{i_1}-1) \dots (M^{i_k}-1) \left[\prod_{j=1}^r (M^{i_j+1}) \right]$$

但し Π は $j \neq i_1, \dots, i_k$ なるすべての $1 \leq j \leq r$ についてである。

が成立つ事を示さう。

我々は $i_1 = 1, i_2 = 2, i_3 = 3$ の場合について証明しよう。

一般の場合は同じようにして出来る。

先づ任意の $t < r$ に対し

$$\begin{aligned} M^{1,2,\dots,t} (M^{t+1}+1) \dots (M^r+1) \\ = 2^{r-t} M_{1,1,\dots,1,0,\dots,0}^{1,2,\dots,t,t+1,\dots,t} \end{aligned}$$

である事が容易に分る。かくて

$$\begin{aligned} (149) \quad (M^1-1)(M^2-1)(M^3-1)(M^4+1) \dots (M^r+1) \\ = 2^{r-3} \left[M_{1111}^{123} - M_{110}^{123} - M_{101}^{123} - M_{011}^{123} + M_{100}^{123} + M_{010}^{123} + M_{001}^{123} - M_{000}^{123} \right] \end{aligned}$$

が得られる。我々は

$$\begin{aligned} (150) \quad \hat{A}_{111}^{123} &= M_{111}^{123} - M_{11}^{12} - M_{11}^{13} - M_{11}^{23} + M_1^1 + M_1^2 + M_1^3 - M \\ &= M_{111}^{123} - \frac{1}{2}(M_{111}^{123} + M_{110}^{123}) - \frac{1}{2}(M_{111}^{123} + M_{101}^{123}) - \frac{1}{2}(M_{111}^{123} + M_{011}^{123}) \\ &\quad + \frac{1}{4}(M_{111}^{123} + M_{110}^{123} + M_{101}^{123} + M_{100}^{123}) + \frac{1}{4} \left(\sum_{u=0}^1 \sum_{v=0}^1 M_{u1v}^{123} \right) \\ &\quad + \frac{1}{4} \left(\sum \sum M_{uv1}^{123} \right) - \frac{1}{8} \left(\sum \sum \sum M_{uvw}^{123} \right) \\ &= \left(1 - \frac{1}{2} - \frac{1}{2} - \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \frac{1}{8} \right) M_{111}^{123} \\ &\quad + \left(-\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \frac{1}{8} \right) M_{110}^{123} + \left(-\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \frac{1}{8} \right) M_{101}^{123} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \left(-\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \frac{1}{8}\right) M_{011}^{123} + \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{8}\right) M_{001}^{123} + \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{4}\right) M_{010}^{123} \\
& + \left(\frac{1}{8} - \frac{1}{8}\right) M_{100}^{123} - \frac{1}{8} M_{000}^{123}
\end{aligned}$$

(149) と (150) から

$$\hat{A}_{111}^{123} = \left(\frac{1}{2^r}\right) (M^1 - 1)(M^2 - 1)(M^3 - 1)(M^4 + 1) \dots (M^r + 1)$$

一般的な場合も同様にして証明される。

我々は $2^r \hat{A}_{1, \dots, 1}^{i_1, \dots, i_k}$ (又はその一定常数倍) を因子 i_1, \dots, i_k の間の $k-1$ 次の交互作用項と名付ける。

0 次の交互作用項 $2^r \hat{A}_{i_1}^{i_1}$ を因子 i_1 の主効果と名付ける。前講義で議論した三つの肥料の場合には、この一般的な場合の $r=3$ としたものである。即ち $M_{(1)}, M_{(2)}, \dots, M_{(abc)}$ が M_1, M_2, \dots, M^{123} に対応してゐる。更に三つの肥料 a, b, c の場合の主効果及び交互作用項 $w_a, w_b, w_c, w_{ab}, \dots, w_{abc}$ は、こゝで定義された主効果及び交互作用項と一致する。

即ち

$$\begin{aligned}
& [(M^1 - 1)(M^2 + 1)(M^3 + 1)], [(M^1 + 1)(M^2 - 1)(M^3 + 1)], [(M^1 + 1)(M^2 + 1)(M^3 - 1)] \\
& [(M^1 - 1)(M^2 - 1)(M^3 + 1)], \dots, [(M^1 - 1)(M^2 - 1)(M^3 - 1)],
\end{aligned}$$

にそれぞれ等しい事が分る。

假设 $\hat{A}_{1, \dots, 1}^{i_1, \dots, i_k} = 0$ を検定するために最初の変数 Y_{a_1}, \dots, a_r の或る一次結合 $Y_{a_1}^*, \dots, a_r$ を導入した方が便利である。

もし $a_{i_1} = a_{i_2} = \dots = a_{i_k} = 1$ で他のすべての a_{i_j} が 0 ならば

$$Y_{a_1, \dots, a_r}^* = 2^r A_{1, \dots, 1}^{i_1, \dots, i_k} = (Y^{i_1} - 1) \dots (Y^{i_k} - 1) [\prod (Y^j + 1)]$$

但し \prod は $j \neq i_1, \dots, i_k$ $j \leq r$ なる範囲の掛け算である。我々は一次形式 $A_{1, \dots, 1}^{i_1, \dots, i_k}$ が互ひに他と直交してゐる事を知る事が出来る。よつて正規性から Y_{a_1, \dots, a_r}^* は独立に分布

してゐる。又 Y_{a_1, \dots, a_r}^* は皆等しい分散を持つ事も容易に確證する事が出来る。

$a_{i_1} = \dots = a_{i_k} = 1$ で他がすべて0なるときの Y_{a_1, \dots, a_r}^* を Y^{*i_1, \dots, i_k} とおく。

かくて

$$Y^{*i_1, \dots, i_k} = (Y^{i_1} - 1) \dots (Y^{i_k} - 1) \left[\prod_{j=i_1, i_2, \dots, i_k} (Y^j + 1) \right]$$

$$Y^* = (Y^1 + 1) \dots (Y^r + 1)$$

同様に

$$M^{*i_1, \dots, i_k} = (M^{i_1} - 1) \dots (M^{i_k} - 1) \left[\prod_{j=i_1, \dots, i_k} (M^j + 1) \right]$$

を定義する。かくて我々は

$$E(Y^{*i_1, \dots, i_k}) = M^{*i_1, \dots, i_k}$$

を得る。

次に g 個のブロックと各ブロックが 2^r 個のプロットに分割されてゐる実験用面積を考へる。 T^{i_1, \dots, i_k} を因子 i_1, \dots, i_k が存在し他のすべての因子が存在しない取扱ひとする。かかる取扱ひの数は 2^r 個ある。各ブロックに於て 2^r 個の取扱ひを 2^r 個のプロットに定めよ。

j ブロック ($j = 1, \dots, g$) から計算される Y^{*i_1, \dots, i_k} の値を $Y_j^{*i_1, \dots, i_k}$ とおく。さて假説

$$2^r \hat{A}_{i_1, \dots, i_k} = 0 \quad \text{即ち} \quad M^{*i_1, \dots, i_k} = 0$$

を検定する爲めの適当な F -統計量を導き出さう。

ブロックによる土壌沃肥度は作高に効果を及ぼすから j -ブロックに於ける Y_{a_1, \dots, a_r} の期望値は $M_{a_1, \dots, a_r} + \beta_j$ に等しい。但し β_j は j -ブロックに於ける土壌沃肥度の効果を表はす。

我々は次の事は容易に確證出来るであらう。

$$E(Y_j^{*i_1, \dots, i_r}) = M^{*i_1, \dots, i_r}$$

$$E(Y_j^*) = M^* + 2^r \rho_j$$

更には

$$\begin{aligned} Q_a &= \min \left\{ \sum_{k=1}^r \left[\sum_j \sum_{i_1 < \dots < i_k \leq r} (Y_j^{*i_1, \dots, i_k} - M^{*i_1, \dots, i_k})^2 \right] \right. \\ &\quad \left. + \sum_{j=1}^g (Y_j^* - M^* - 2^r \rho_j)^2 \right\} \\ &= \sum_{k=1}^r \left[\sum_j \sum_{i_1 < \dots < i_k \leq r} (Y_j^{*i_1, \dots, i_k} - \bar{Y}^{*i_1, \dots, i_k})^2 \right] \end{aligned}$$

$$\text{但し } \bar{Y}^{*i_1, \dots, i_k} = \left(\frac{1}{g} \right) \sum_{j=1}^g Y_j^{*i_1, \dots, i_k}$$

が得られる。 Q_a に於て項 $\sum_j (Y_j^{*i_1, \dots, i_k} - \bar{Y}^{*i_1, \dots, i_k})^2$ の代りに $\sum_j (Y_j^{*i_1, \dots, i_k})^2$ とおけば Q_r が出来る。

かくて

$$Q_r - Q_a = g (\bar{Y}^{*i_1, \dots, i_k})^2$$

假定によつて制限されてゐる条件の数は次の様にして計算する事が出来る。 $0 < j_1 < j_2 < \dots < j_k \leq r$ なる整数列の各組に対し方程式

$$E(Y^{*j_1, \dots, j_k}) = M^{*j_1, \dots, j_k}$$

は $g-1$ 枚の線型条件を持つ。

かくて全条件の数は $(2^r - 1)(g-1)$ に等しい。 假説によつて附加される条件の数は 1 である。

かくて、F 統計量は

$$F = \frac{(2^r - 1)(g-1)g}{1} \frac{(\bar{Y}^{*i_1, \dots, i_k})^2}{Q_a}$$

で與へられる。 さて次に $\rho_j = \dots = \rho_g$ と云ふ假説を検定しよう。 この場合

$$Q_r - Q_a = \sum_{j=1}^g (Y_j^* - \bar{Y}^*)^2$$

で、假説によつて生ずる條件の数は $g-1$ に等しい。

かくて

$$F = \frac{(2^r - 1)(g - 1)}{g - 1} \frac{(Y_j^* - Y^*)^2}{Q_a}$$

が得られる。

40. 一般的因子計画法

前講義に於て、我々は各因子が2枚の変数とし、即ち不在と存在の場合について論じた。

さて今度は、各因子が2枚又はそれ以上の変数の数を持つ場合について考へよう。

例へば、或る肥料をいろいろ量を變へて用ひたような場合である。即ち異なつた量の肥料を夫々異なつたプロットへ施してみよう。こうして次の様な因子計画法の一般的機構を考へる事が出来るであらう。r枚の因子を考へ、そのi-因子 ($i=1, 2, \dots, r$) は t_i 枚の数の変数を持つとする(前講義では $t_i=2$ の場合を取扱つた)。実験用敷地は t_{r+1} 枚のプロットからなり、各プロットは $t_1 \cdot t_2 \cdot \dots \cdot t_r$ 枚のプロットに分割されてゐるものとする。1-因子の a_1 -変量, 2-因子の a_2 -変量, ..., r-因子の a_r 変量が施こされる取扱ひを T_{a_1, a_2, \dots, a_r} とする。

こうして全部で $t_1 \cdot t_2 \cdot \dots \cdot t_r$ 枚の取扱ひが生ずるのであるがこれを、各プロットに於ける $t_1 \cdot t_2 \cdot \dots \cdot t_r$ 枚のプロットに定める。

a_{r+1} -プロットのプロットに取扱ひ T_{a_1, a_2, \dots, a_r} が施こされた作高を $Y_{a_1, a_2, \dots, a_r, a_{r+1}}$ とする。しからは全体の機構はr枚の因子とプロットによる $r+1$ 通りの分類として考へられる。そして変量分析法に於ける $r+1$ 文配置法で得られる結果を此処に適用することが出来る。もしも因子とプロットの間の交互作用項がないならば、 Q_a は次の二次形式 Q_{i_1, \dots, i_r} のすべての和に等しい。

ここで、最後の添数は $r+1$ に等しく、又 $k \geq 2$ である。
二次形式 Q_{i_1, \dots, i_k} は次の通り與へられる。

$$\frac{t_{i_1} \dots t_{r+1}}{t_{i_1} \dots t_{i_k}} \sum_{a_1} \sum_{a_2} \dots \sum_{a_k} (A_{a_1, \dots, a_k}^{i_1, \dots, i_k})^2$$

(Analysis of Variance Notes を見よ) $k \geq 1, i_k = r+1$
なる二次形式 Q_{i_1, \dots, i_k} のすべての和は

$$\sum_{a_1} \sum_{a_2} \dots \sum_{a_{r+1}} (Y_{a_1, \dots, a_{r+1}} - Y_{a_1, \dots, a_r}^{1, \dots, r})$$

に等しいから

$$Q_a = \sum_{a_1} \dots \sum_{a_{r+1}} (Y_{a_1, \dots, a_{r+1}} - Y_{a_1, \dots, a_r}^{1, \dots, r})^2 - t_1 \dots t_r \sum_{a_{r+1}} (Y_{a_{r+1}}^{r+1} - Y)^2$$

となる。そして Q_a の階数は $[t_1 t_2 \dots t_r (t_{r+1} - 1)] - (t_{r+1} - 1) = (t_1 t_2 \dots t_r - 1)(t_{r+1} - 1)$ に等しい。

任意の添数の組に対し $\hat{A}_{a_1, \dots, a_k}^{i_1, \dots, i_k} = 0$ と云ふ假説を検定するためには、 $Q_r - Q_a = Q_{i_1, \dots, i_k}$ となるから、F-統計量は

$$\frac{(t_1 t_2 \dots t_r - 1)(t_{r+1} - 1)}{(t_{i_1} - 1) \dots (t_{i_k} - 1)} \frac{Q_{i_1, \dots, i_k}}{Q_a}$$

で與へられる。 $(t_{i_1} - 1) \dots (t_{i_k} - 1) = n_{i_1, \dots, i_k}$ とおけば、 $t_{i_1} \dots t_{i_k}$ 件の一次形式 $A_{a_1, \dots, a_k}^{i_1, \dots, i_k}$ ($a_j = 1, \dots, t_{i_j}; j = 1, \dots, k$) のうち n_{i_1, \dots, i_k} 件の一次独立な一次形式がある。かくて任意に與へられた正整数 $i_1 < \dots < i_k \leq r$ に対し n_{i_1, \dots, i_k} 件の一次形式

$$B_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k} \quad (b_j = 1, \dots, t_{i_j} - 1; j = 1, \dots, k)$$

をそれぞれ互に直交し、かつ

$$\sum_{b_1, b_2} \dots \sum_{b_k} (B_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k})^2 = \sum_{a_1} \sum_{a_2} \dots \sum_{a_k} (A_{a_1, \dots, a_k}^{i_1, \dots, i_k})^2$$

ならしめる様な B -一次形式を求める事が出来る。

二つの一次形式の直交性によつて、それらの間の共分散は0である事が分る。勿論一次形式 $B_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k}$ は一意的に定まるとは限らない。実際に、與へられる條件を充す、無限組の B -一次形式が存在する事がある。

変量 b_1, \dots, b_k の任意の特別な組に對し、假説 $\hat{B}_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k} = 0$ を検定する事も出来る。

この場合の proper な F -統計量は

$$\frac{(t_1 - 1)(t_2 - 1) \dots (t_r - 1)(t_{r+1} - 1)}{1} \frac{t_1 - 1 \dots t_{r+1} - 1}{t_{i_1} - 1 \dots t_{i_k} - 1} (B_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k})^2}{Q_a}$$

で與へられる。

もしも次の假説

$$\hat{B}_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k} = \hat{B}_{c_1, \dots, c_k}^{i_1, \dots, i_k} = 0$$

を檢定したならば F -統計量は

$$F = \frac{(t_1 - 1)(t_2 - 1) \dots (t_r - 1)(t_{r+1} - 1)}{2} \frac{t_1 - 1 \dots t_{r+1} - 1}{t_{i_1} - 1 \dots t_{i_k} - 1} \left[(B_{b_1, \dots, b_k}^{i_1, \dots, i_k})^2 + (B_{c_1, \dots, c_k}^{i_1, \dots, i_k})^2 \right]}{Q_a}$$

で與へられる。これらに關聯する更に詳細な議論については、
R. A. Fisher, Design of Experiments, p.p. 132 - 133.
及び Yates, Complex Experiments pp. 196 - 197 を参照されたい。

41. 交絡法

各因子は2つの値(不在と存在)のみを持つ二水準の場合の r 個の因子について考へよう。もし我々が前に述べた様な方法で統計的研究を実行するならば、各プロットを 2^r 個ものプロットに分割しなければならぬ。

これは r が適度の値でさえ、相当大きなプロットを必要としなければならぬであらう。

しかしてプロットを大きくする事は、プロット内の土壌肥沃度を無視する事が出来なくなり、これは避くべきであらう。

我々はこゝで、高次の交互作用項をプロットと交絡させる事によつて、プロットの大きさを縮小させ得る事を示さう。この手順によつて、プロットと交絡させた高次の交互作用項についての知識を失ふのであるが、この知識の損失は、通常重大な事ではない、と云ふのは、実際の場合に於て、高次の交互作用項は大抵重要なものでないからである。交絡法の一般的手続きは次の様に述べる事が出来る。 2^r 件のプロットからなる大きなプロットを用ひる代りに各々が $2^r/n$ 件のプロットからなる n 件のプロット——我々はそれを偏プロットと呼ぶ——を用ひる。

全実験用敷地は n 件の偏プロットの m 件のセットから構成されてゐるとする。 j -セットに於ける α -偏プロットを $b_{j\alpha}$ ($j=1, \dots, m; \alpha=1, \dots, n$) とおく。 j -セットに於ける n 件の偏プロット全体を j -プロットと名付けそれを b_j ($j=1, \dots, m$) とおく。しからは勿論各プロット b_j は 2^r 件のプロットを持つ事になる。そして、 2^r 件の取扱ひ結合 (treatment combination) をこの 2^r 件のプロットに正確にもれなく唯一度づゝ現はれる様に定める。プロット b_j の或るプロットに取扱ひ (a_1, \dots, a_r) を施して得られた作高を $1/a_1, a_2, \dots, a_r j$ ($a=0, 1$) とする。そして 2^r 件の主効果, 交互作用項を定義出来る。即ち

$$\hat{A}_{i_1, \dots, i_k}^{i_1, \dots, i_k} \quad (r\text{-次の交互作用項 } \hat{A} \text{ を含む})$$

前に述べた記号を用ひて

$$\begin{aligned} \hat{A}_{i_1, \dots, i_k}^{i_1, \dots, i_k} &= \left(\frac{1}{2^r}\right) (M^{i_1} - 1) \dots (M^{i_k} - 1) \left[\prod_{j=i_1, i_2, \dots, i_k} (M^j + 1) \right] \\ &= \left(\frac{1}{2^r}\right) M^{*i_1, \dots, i_k} \end{aligned}$$

我々は 2^r 枚のパラメーター M^{*i_1, \dots, i_r} の内 s 枚のみに着目してその残りは重要でないとして仮定しておく。その s 枚のパラメーター M^{*i_1, \dots, i_r} を L_1, \dots, L_s とし残りの $2^r - s$ 枚のパラメーター M^{*i_1, \dots, i_r} を $L_{s+1}, \dots, L_{2^r-s}$ とおいてみる。

これらに対応する b_j プロットに於ける作高 Y^{*i_1, \dots, i_r} を夫々 Z_{ij}, \dots, Z_{sj} 及び $Z_{ij}^*, \dots, Z_{2^r-s, j}^*$ と記号を書き代へてみる。

更に偏プロット $b_{j\alpha}$, プロット b_j に於ける作高和をそれぞれ $B_{j\alpha}$, 及び B_j とすれば、勿論

$$B_j = \sum_{\alpha=1}^n B_{j\alpha}$$

である。

さて $Y_{a_1, \dots, a_r, j}$ は正規、独立に、しかも同じ分散を持つて分布すると仮定する。

更に

$$E(Y_{a_1, \dots, a_r, j}) = M_{a_1, \dots, a_r, j} = M_{a_1, \dots, a_r} + \beta_{j\alpha}$$

であるとする。ここで α は取扱い (a_1, \dots, a_r) が偏プロット $b_{j\alpha}$ に属するプロットに施こされる時の α である。

統計量 $Z_{ij}, Z_{ij}^*, B_{j\alpha}, B_j$ は先づ $Y_{a_1, \dots, a_r, j}$ の一次結合である事に着目しよう。

一般に 2 枚の一次結合に於て、その係数のスカラー積が 0 となるとき、この 2 枚の一次結合は直交すると云ふ。

さて Z_{ij}, \dots, Z_{sj} が B_{j1}, \dots, B_{jn} にそれぞれ直交し、かつ Z_{ij}^* は B_{j1}, \dots, B_{jn} の一次結合としてあらはせる様に、 2^r 枚の取扱い結合 (a_1, \dots, a_r) を b_j の 2^r 枚のプロットにうまく定める事が出来たとする。(この場合勿論 $2^r - s = n$ なる関係が成り立たなければならぬ。) このとき Z_{ij}^* はプロットに交絡されたと云ふ。

しからは $Z_{ij}, \dots, Z_{sj}, B_{j1}, \dots, B_{jn}$ は 2^r 枚の互ひに直

交する一次形式となる。よつて次の等式が成り立つ。

$$(152) \sum_j \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} (Y_{a_1, \dots, a_r, j} - \mu_{a_1, \dots, a_r, j})^2 \\ \equiv \sum_i \sum_j c_i [Z_{ij} - E(Z_{ij})]^2 + d \sum_j \sum_{\alpha} [B_{j\alpha} - E(B_{j\alpha})]^2$$

こゝで c_i, d はそれぞれ $Z_{ij}, B_{j\alpha}$ に於ける係数の平方和である。即ち

$$c_i = 1/2r, \quad d = n/2r$$

又

$$(153) \sum_j \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} (X_{a_1, \dots, a_r, j})^2 \\ \equiv \sum_{j=1}^{n_1} \sum_{i=1}^s c_i (Z_{ij})^2 + d \sum_{\alpha} \sum_j (B_{j\alpha})^2$$

も成り立つ。

註. (152)式の証明

記号を変へて、 P を n 次の直行列

$$(Z_1, \dots, Z_n) = (X_1, \dots, X_n) P$$

とおき

$$\sum_{i=1}^n \{x_i - E(x_i)\}^2 = \sum_{j=1}^n \{z_j - E(z_j)\}^2$$

を証明する

$$\begin{aligned} \text{左辺} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^n \pi_{ij} (z_j - E(z_j)) \right\}^2 \\ &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \pi_{ij}^2 (z_j - E(z_j))^2 \\ &\quad + \sum_{j \neq j'} \sum_{i=1}^n \pi_{ij} \pi_{ij'} (z_j - E(z_j))(z_{j'} - E(z_{j'})) \\ &= \sum_{j=1}^n (z_j - E(z_j))^2 = \text{左辺} \end{aligned}$$

$$\therefore \sum_{i=1}^n \pi_{ij}^2 = 1$$

$$\sum_{i=1}^n \pi_{ij} \pi_{ij'} = 0 \quad (j \neq j')$$

$$E(\Sigma_{ij}) = L_i$$

$$E(B_{j\alpha}) = \rho_{j\alpha}^*$$

$$(\rho_{j\alpha}^* = \rho_{j\alpha} + L_{1\alpha}^*, \dots, L_{2r-\alpha}^* \text{ の或る一次結合})$$

であるから容易に

$$(154) \quad Q_a = \sum_j \sum_i C_i (Z_{ij} - Z_i)^2$$

ただし $Z_i = (\sum_j Z_{ij})/m$

である事が分る。

$L_i = 0$ と云ふ假説を検定するために

$$Q_r - Q_a = m C_i (Z_i)^2$$

が得られる。そして F-統計量は

$$(155) \quad F = \frac{s(m-1)}{1} \frac{m C_i (Z_i)^2}{Q_a}$$

で與へられる。しかして又 (153), (154) より容易に次の事が導かれる。

$$(156) \quad Q_a = \sum_j \sum_{\alpha_r} \dots \sum_{\alpha_1} (Y_{\alpha_1, \dots, \alpha_r, j})^2 - m \sum_i C_i (Z_i)^2 - d \sum_j \sum_{\alpha} (B_{j\alpha})^2$$

(156) は実用計算としてしばしば用ひられる式である。

次に $Z_{ij}^* \equiv Y_j^*$ は $B_j = Y_j^*$ に直交するから次の等式が成り立つ。

$$(157) \quad d \sum_j \sum_{\alpha} [B_{j\alpha} - E(B_{j\alpha})]^2$$

$$\equiv \sum_i \sum_j \rho_i [Z_{ij}^* - E(Z_{ij}^*)]^2 + f \sum_j [B_j - E(B_j)]^2$$

ここで ρ_i , f はそれぞれ Z_{ij}^* , B_j に於ける係数の平方和の逆数である。即ち $\rho_i = 1/2r$, $f = 1/2r$ 又 (157) 式に於ける i に関する加算記号 \sum_i は $Z_{ij}^* \equiv B_j = Y_j^*$ なるすべての i についての和であるとする。

假説 $\sum \rho_{1\alpha} = \sum \rho_{2\alpha} = \dots = \sum \rho_{m\alpha}$ を検定するため

$$Q_r - Q_a = f \sum (B_j - B)^2$$

が得られるから、F-統計量は

$$F = \frac{s(m-1)}{m-1} \frac{Q_r - Q_a}{Q_a}$$

が算出される。ここで $B = (\sum B_j)/m$ とする。

42. 例

$\rho = 2$, $r = 3$ としよう。偏アロック b_{j1} は取扱ひ結合 $(1, 0, 0)$, $(0, 1, 0)$, $(0, 0, 1)$, $(1, 1, 1)$ が施こされ、偏アロック b_{j2} は取扱ひ結合 $(1, 1, 0)$, $(1, 0, 1)$, $(0, 1, 1)$, $(0, 0, 0)$ が施こされるものとする。

こうすれば、 Y^{*1} , Y^{*2} , Y^{*3} , Y^{*12} , Y^{*13} , Y^{*23} は、 B_{j1} , B_{j2} にそれぞれ直交する。そして

$$Y_j^* = B_{j1} + B_{j2}, \quad Y^{*123} = B_{j1} - B_{j2}$$

となる。この場合 $s = 6$ である。かくて

$$Q_a = (1/2^3) [(Y_j^* - Y^{*1})^2 + \dots + \sum (Y_j^{*23} - Y^{*23})^2]$$

が得られる。ただし

$$Y^{*i_1, \dots, i_R} = \sum_{j'} (Y_j^{*i_1, \dots, i_R}) / m$$

とする。 假説 $M^{*12} = 0$ を検定するために

$$Q_r - Q_a = (m/2^3) (Y^{*12})^2$$

と

$$F = \frac{6(m-1)}{1} \frac{Q_r - Q_a}{Q_a}$$

が得られる。 次に假説 $\rho_{11} + \rho_{12} = \dots = \rho_{m1} + \rho_{m2}$ を検定するために

$$Q_r - Q_a = (1/2^3) \sum (B_j' - B)^2$$

$$F = \frac{6(m-1)}{m-1} \frac{Q_r - Q_a}{Q_a}$$

が得られる。 (この例は Rider の書 p 175 によつた。)

4.3 部分交絡法

実験用敷地は、フロックのグループ、 g けより構成されてゐるとする。 その k -グループの j -フロックを $k b_j$ ($j=1, \dots, m_k$; $k=1, \dots, g$) と記号づける事にしよう。

更にフロック $k b_j$ は n_k けの偏フロック $k b_{j\alpha}$ ($\alpha=1, \dots, n_k$) に分割され各偏フロック $k b_{j\alpha}$ は $2^{r/n_k}$ けのフロットから構成されてゐるものとする。 そして、全部で 2^r けある取り扱ひ結合 (a_1, \dots, a_r) は (2^r けのフロットからなる) 各フロック $k b_j$ に正確に Moreover 又重複なく施こされてゐるとする。

そしてこの取り扱ひ結合 (a_1, \dots, a_r) のならび方はフロック $k b_1, k b_2, \dots, k b_{m_k}$ に対してすべて同じようにして置く。

更に次の事が成り立つように、取り扱ひ結合 (a_1, \dots, a_r) がならべられてゐるとする。

2^r 個の統計量 Y^{*i_1, \dots, i_r} の内 s_R 個、一列へばそれを ${}_R Z_1, {}_R Z_2, \dots, {}_R Z_{s_R}$ と記号を書き換えて置き、 --- は k -カル- r - r の偏プロックの作高和にそれぞれ皆直交し、そして残りの $2^r - s_R$ 個 --- それを ${}_R Z_1^*, \dots, {}_R Z_{2^r - s_R}^*$ であらはしてみる --- は k -カル- r の各偏プロックの作高和の一次結合してあらはされる。

偏プロック ${}_R b_{jd}$, プロック ${}_R b_j$ に於ける作高の総和をそれぞれ ${}_R B_{jd}$, ${}_R B_j$ とし、さらに、 ${}_R b_j$ より求められた ${}_R Z_\beta$, ($\beta = 1, \dots, s_R$) ${}_R Z_\beta^*$ ($\beta = 1, \dots, 2^r - s_R$) の実測値をそれぞれ ${}_R Z_{\beta j}$ 及び ${}_R Z_{\beta j}^*$ とする。かくして、 ${}_R Z_{\beta j}$ は、 ${}_R B_{j1}, \dots, {}_R B_{jn_R}$ と直交し、又 ${}_R Z_{\beta j}^*$ は ${}_R B_{j1}, \dots, {}_R B_{jn_R}$ の一次結合である。そしてこのとき、統計量 ${}_R Z_\beta$ ($\beta = 1, \dots, s_R$) は k -カル- r に交絡されないと云い、統計量 ${}_R Z_\beta^*$ ($\beta = 1, \dots, 2^r - s_R$) は k -カル- r に交絡されると名付ける。

さてこの様にお膳立てしておけば、次の等式が明らかに成り立つ。

$$\begin{aligned}
 (158) \quad & \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{a_r} \text{---} \sum_{a_1} ({}_R Y_{a_1, \dots, a_r, j} - {}_R M_{a_1, \dots, a_r, j})^2 \\
 & \equiv \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\beta=1}^{s_R} \left(\frac{1}{2^r} \right) [{}_R Z_{\beta j} - E({}_R Z_{\beta j})]^2 \\
 & \quad + \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\alpha=1}^{r_R} \left(\frac{r_R}{2^r} \right) [{}_R B_{jd} - E({}_R B_{jd})]^2
 \end{aligned}$$

こゝで ${}_R Y_{a_1, \dots, a_r, j}$ は ${}_R b_j$ から得られた作高で

$$\begin{aligned}
 E({}_R Y_{a_1, \dots, a_r, j}) &= {}_R M_{a_1, \dots, a_r, j} \\
 &= M_{a_1, \dots, a_r} + R \rho_{jd}
 \end{aligned}$$

(α は取り扱ひ結合 (a_1, \dots, a_r) が偏プロック ${}_R b_{jd}$ に落ちる様な α である。) 又

$$(159) \quad \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} ({}_k Y_{a_1, \dots, a_r, j})^2$$

$$\equiv \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\beta} \lambda_{k, \beta}^2 ({}_k \sum \beta_j)^2 + \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\alpha=1}^{r_k} (h_k / 2^r) ({}_k B_{j\alpha})^2$$

が成り立つ。次に 2^r 種の統計量 Y^{*i_1, \dots, i_r} をある定まつた順序にならべて、それを V_1, V_2, \dots, V_{2^r} とする。

${}_k b_j$ から求められる V_w を ${}_k V_{wj}$ とおく。しからは等式 (158)

(159) は次の通りに書き直せる。

$$(160) \quad \sum_k \sum_j \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} ({}_k Y_{a_1, \dots, a_r, j} - {}_k \mu_{a_1, \dots, a_r, j})^2$$

$$\equiv \sum_w \sum_w \sum_j (1/2^r) [{}_w V_{wj} - E({}_w V_{wj})]^2$$

$$+ \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\alpha=1}^{r_k} (h_k / 2^r) [{}_k B_{j\alpha} - E({}_k B_{j\alpha})]^2$$

$$(161) \quad \sum_k \sum_j \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} ({}_k Y_{a_1, \dots, a_r, j})^2$$

$$\equiv \sum_w \sum_w \sum_j (1/2^r) ({}_w V_{wj})^2 + \sum_k \sum_j \sum_{\alpha} (h_k / 2^r) ({}_k B_{j\alpha})^2$$

こゝに w は V_w が w -カルーアと交絡しないやうな値のみをとるものとする。

V_w が w -カルーアと交絡しないやうな w の値と j についての ${}_w V_{wj}$ の算術平均を \bar{V}_w とおく。しからは (160) から

$$(162) \quad Q_a = (1/2^r) \sum_w \left[\sum_j ({}_w V_{wj} - \bar{V}_w)^2 \right]$$

が得られる。假説 $E(V_w) = 0$ を検定するためには

$$Q_r - Q_a = C_w (1/2^r) (\bar{V}_w)^2$$

が得られる。但し $C_w = \sum_w m_w$ で \sum_w は V_w が w -カル

と交絡しないやうな w について加算である。

そして F -統計量は

$$F = \frac{\sum_w (c_w - 1)}{1} \frac{Q_r - Q_a}{Q_a}$$

ここで w は V_w が K -グループのすくなくとも 1 個と交絡しないやうな w に限定する。

(161) と (162) から又

$$(163) \quad Q_a = \sum_k \sum_j \sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} ({}^k \frac{1}{a_1, \dots, a_r, j})^2 - \sum_w c_w (\frac{1}{2}r) (\bar{V}_w)^2 \\ - \sum_k \sum_j \sum_{\alpha} ({}^k \frac{r}{2}r) ({}^k B_{j\alpha})^2$$

が導き出せる。

今 V_{2^r} を $\sum_{a_r} \dots \sum_{a_1} \frac{1}{a_1, \dots, a_r}$ であるとしておく。

しからは、次の等式は容易に検証できる。

$$(164) \quad \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^{m_k} \sum_{\alpha=1}^{n_k} ({}^k \frac{r}{2}r) [{}^k B_{j\alpha} - E({}^k B_{j\alpha})]^2 \\ \equiv \sum_{w=1}^{2^r-1} (\frac{1}{2}r) \left\{ \sum_{\beta} \sum_{j=1}^{m_{\beta}} [{}^{\beta} V_{w_j} - E({}^{\beta} V_{w_j})]^2 \right\} \\ + \sum_k \sum_j (\frac{1}{2}r) [{}^k B_j - E({}^k B_j)]^2$$

ここで β は V_w が Z -グループと交絡するやうな β のみに限定する。

次に ${}^k \rho_j = \sum_{\alpha} {}^k \rho_{j\alpha}$ とおく。そして、 ${}^k \rho_j$ はすべて皆等しいという仮説を検定しよう。

$$Q_r - Q_a = (\frac{1}{2}r) \sum_k \sum_j ({}^k B_j - B)^2$$

ここで B は ${}^k B_j$ のすべてに対する平均である。

そして F -統計量は、

$$F = \frac{\sum (C_w - 1)}{(\sum m_R) - 1} \frac{Q_r - Q_a}{Q_a}$$

となる。

4.5 交絡法と部分交絡法の例

(R. A. Fisher. Design of experiments, 1935

p.p. 123-137)

我々は、因子の数は3つで三水準に於ける場合を考へる。

n_1, n_2, n_3 ; k_1, k_2, k_3 ; 1, 2, 3 を夫々第1, 第2, 第3因子の三水準とする。

フルロツクを3つの偏フルロツクに分割し、最初の偏フルロツクを

	k_1	k_2	k_3
n_1	1	2	3
n_2	2	3	1
n_3	3	1	2

なる取り扱い結合を施しておく。

第2偏フルロツクは、第1偏フルロツクに於て、 $1 \rightarrow 2, 2 \rightarrow 3, 3 \rightarrow 1$ なる循環置換によつて得られる、取り扱い結合の並べ方にして置く。第3偏フルロツクは第2偏フルロツクから同様の循環置換によつて得られる並べ方とする。

我々は、全部の主効果と第1次交互作用項が偏フルロツクに於ける作高和に直交してある事を示さう。

対象であるから n_i の主効果及び n_i と k_j の1次の交互作用項について証明すれば、それで充分である。

$$M_{n_1} = \left(\sum_{a_2} \sum_{a_3} M_{n_1, a_2, a_3} \right) / 9$$

$$M_{n_1, k_1} = \left(\sum_{a_3} M_{n_1, k_1, a_3} \right) / 3$$

$$M = \left(\sum_{a_3} \sum_{a_2} \sum_{a_1} M_{a_1, a_2, a_3} \right) / 27$$

とおけば、 n_i の主効果は $\mu_{n_i} - \mu$ に等しく、

$$27(\mu_{n_i} - \mu) = 3 \sum_{a_3} \sum_{a_2} \mu_{n_i, a_2, a_3} - \sum_{a_3} \sum_{a_2} \sum_{a_1} \mu_{a_1, a_2, a_3}$$

統計量 $27(Y_{n_i} - Y)$ とブロック (165) との対応する係数のスカラー積は $2+2+2-1-1-1-1-1-1=0$ である。

又 (165) の任意の循環置換とのスカラー積も 0 である事が容易に分る。よつて $(Y_{n_i} - Y)$ はこの方格 (165) に直交する。 n_i と k_i の交互作用項は $\mu_{n_i, k_i} - \mu_{n_i} - \mu_{k_i} + \mu$ である。

$$\begin{aligned} 27(\mu_{n_i, k_i} - \mu_{n_i} - \mu_{k_i} + \mu) &= 9 \sum_{a_3} \mu_{n_i, k_i, a_3} - 3 \sum_{a_3} \sum_{a_2} \mu_{n_i, a_2, a_3} \\ &\quad - 3 \sum_{a_3} \sum_{a_1} \mu_{a_1, k_i, a_3} + \sum_{a_3} \sum_{a_2} \sum_{a_1} \mu_{a_1, a_2, a_3} \\ &= 4 \sum_{a_3} \mu_{n_i, k_i, a_3} - 3 \sum_{a_3} \sum_{a_2 \neq k_i} \mu_{n_i, a_2, a_3} - 3 \sum_{a_3} \sum_{a_1 \neq n_i} \mu_{a_1, k_i, a_3} + \sum_{(a_1, a_2) \neq (n_i, k_i)} \sum_{a_3} \mu_{a_1, a_2, a_3} \\ &= 4 \sum_{a_3} \mu_{n_i, k_i, a_3} - 2 \sum_{a_3} \sum_{a_2 \neq k_i} \mu_{n_i, a_2, a_3} - 2 \sum_{a_3} \sum_{a_1 \neq n_i} \mu_{a_1, k_i, a_3} \\ &\quad + \sum_{a_3} \sum_{a_2 \neq k_i} \sum_{a_1 \neq n_i} \mu_{a_1, a_2, a_3} \end{aligned}$$

$27(Y_{n_i, k_i} - Y_{n_i} - Y_{k_i} + Y)$ と方格 (165) とのスカラー積は $4-2-2-2-2-2+1+1+1+1=0$ に等しい。(165) の任意の循環置換とのスカラー積とも又 0 である。かくて主効果と第 1 次交互作用項は確ブロックに直交する事を知つた。

次に 1, 2, 3 の循環置換によつて互いに他から導き出されないと云ふ意味に於て本質的に異なるラテン方格が 4 けある。それを掲げると、

I	II	III	IV
1 2 3	1 2 3	1 2 3	1 3 2
2 3 1	3 2 1	3 1 2	2 1 3
3 1 2	2 1 3	2 3 1	3 2 1

I から循環置換 $1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 1$ によつて得られる方格を I'、

I' から同じ循環置換によつて得られる方格を I'' , とする。

同様に $II', II'', III', III'', IV', IV''$ を定義する。

主効果と1次の交互作用項は、これらの12けの方格の作高和にすべて直交する。しかして、

$$I + I' + I'' = II + II' + II'' = III + III' + III'' = IV + IV' + IV''$$

であるから、これら12けのうち、9けが一次独立である。次に12けの方格からの次の8けの一次結合を考へよう。

$$(166) \begin{cases} I - I', & II - II', & III - III', & IV - IV' \\ I + I' - 2I'', & II + II' - 2II'', & III + III' - 2III'', & IV + IV' - 2IV'' \end{cases}$$

本質的には異なる2けの方格のスカラー積(即ち1, 2, 3の循環置換によつて他から導き出せるもの)は、0である。

例へば、 I と I' 又は I と I'' のスカラー積は0である。

よつて8けの一次結合(166)はすべて

$$I + I' + I'' = II + II' + II'' = III + III' + III'' = IV + IV' + IV''$$

に直交している事が分る。更に2けの本質的に異なる方格のスカラー積は3に等しい事を検証する事が出来る。この2とから8けの一次結合(166)は互に直交してゐる事が分る。よつて8けの独立な一次結合を8けの独立な2次の交互作用項として定義する事が出来る。

m けのブロックを考へ、各ブロックを偏ブロック I, I', I'' に細分割する。

しからは、2次の交互作用項の最初の2けのみが、これらの偏ブロックに交絡される。

もし m を4で割り切れる数とし、 $m/4$ けのブロックについては偏ブロック I, I', II'' を用ひ、次の $m/4$ けのブロックは、 II, II', II'' , 次の $m/4$ けのブロックは III, III', III'' , 残りの $m/4$ けのブロックは IV, IV', IV'' なる偏ブロックを用ふるならば、部分交絡法の例が得られる。