

調理実験の計画と統計的解析 (IV)

戸 田 準*

IV 3 因子実験の計画と解析

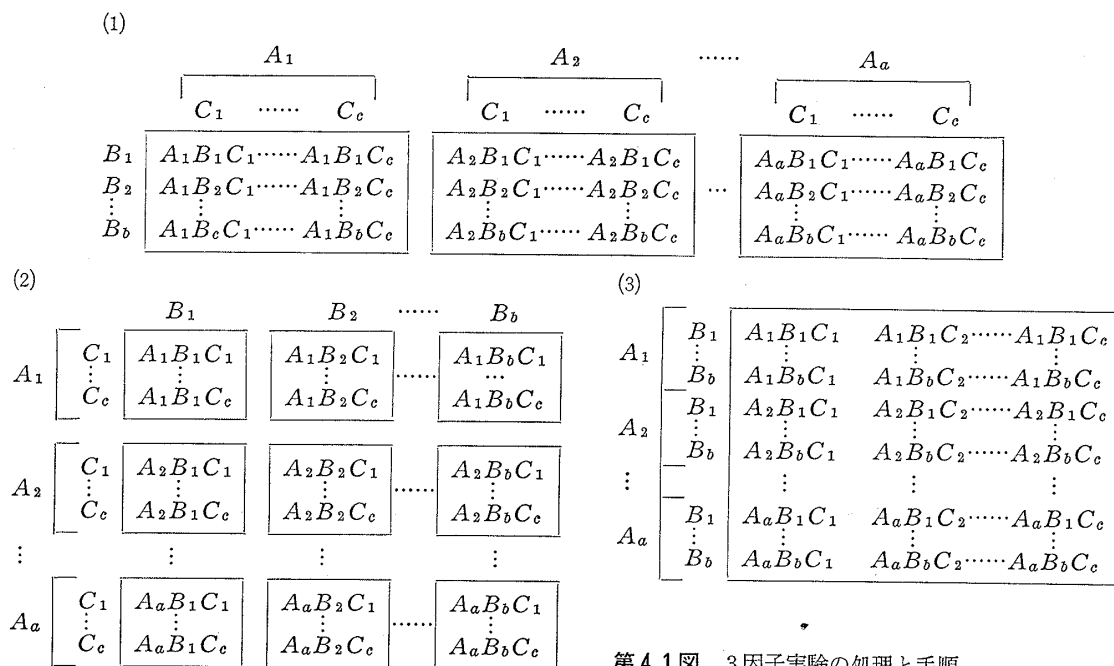
3つの因子 A, B, C をとりあげる実験を考える。因子 A, B, C の水準数をそれぞれ a, b, c とすると、処理の数は全部で $t=abc$ となる。3 因子実験では3つの2因子交互作用 $A \times B, A \times C, B \times C$ のほかに3因子交互作用 $A \times B \times C$ が考えられるが、3 因子交互作用は技術的解釈がむずかしいことが多く、3 因子交互作用を必要とする実験はまれである。ここでは3 因子交互作用は誤差と考えることにし、3 因子交互作用を誤差から分離するための手順は考えないことにする。

IV-1 3 因子実験の計画

3 因子を含む実験の手順を考えるが、 $t(=abc)$ 個の処理の各々について1回ずつ実験を行なう手順のみを考える。

(1) 因子 A の水準を A_i に固定し、その中で因子 B と因子 C の水準の組合せからできる bc 個の処理について無作為化して実験する。次に因子 A の水準を $A_{i'} (i' \neq i)$ に固定して同じく bc 個の処理を無作為化して実験する。このような実験では実験誤差が1次誤差と2次誤差に分割されるが因子 A の主効果と1次誤差を分離することができない。因子 A の主効果を犠牲にして因子 B と C の主効果および因子 A と B 、因子 A と C の交互作用を精度よく検出するために用いられる手順である。

(2) 因子 A の水準を A_i 、因子 B の水準を B_j に固定してその中で因子 C の水準 $C_1, C_2, \dots, C_c$ を無作為化して実験する。次に A の水準を $A_{i'}$ 、因子 B の水準を $B_{j'} (i' \neq i \text{ かつ } j' \neq j \text{ あるいは } i' \neq i, j' \neq j)$ に固定し、その中で因子 C の水準 $C_1, C_2, \dots, C_c$ を無作為化して実験する。この手順を用いても実験誤差が1次誤差と2次誤差に分割



第4.1図 3 因子実験の処理と手順

* 武田薬品工業(株) 食品研究所

される。因子Aと因子Bの交互作用を1次誤差から分離することができないが、因子Cの主効果、因子Aと因子Cおよび因子Bと因子Cの2因子交互作用を精度よく検出したいときに用いられる手順である。

上の2つはいずれも分割法とよばれる手順であり、(1)における因子A、(2)における因子A、Bを1次因子、(1)における因子Bと因子C、(2)における因子Cを2次因子という。3因子の分割実験の配置はこれら以外にも考えられるが、一般に分割法を用いるのは次の2つの場合である。

(i) 1次因子と2次因子の水準の組合せを完全に無作為化して実験することがむずかしい場合。

(ii) 1次因子の主効果に関する情報の精度は低くなくとも2次因子の主効果および1次因子と2次因子の交互作用について精度のよい情報を得たい場合。

(3) $t=abc$ 個の処理のすべてを完全無作為化して実験する。いわゆる3元配置である。

上に述べた3つの手順のちがいを図示的に示すと第4.1図のようにかける。第4.1図における各手順の実験方法はそれぞれ、まず□の間を無作為化し、次に□の中を無作為化することを示している。

3元配置法と分割法の例として手順(2)に相当する解析法を説明するが、考え方や数式の意味は2因子実験の解析法と同じであるから計算手順を主に示す。3因子の水準の数がすべて等しく($a=b=c$)、交互作用を無視して主効果のみを考えるとときにはラテン方格法が用いられるのでこれについても説明する。

Ⅳ-2 3元配置法

3因子の水準の組合せ $A_i B_j C_k$ における測定値 x_{ijk} は第4.1表のような形式で得られる。

測定値 x_{ijk} の構造および要因効果についての条件は

第4.1表 3元配置法のデータ(因子A a水準;
因子B b水準; 因子C c水準)

		C_1	C_2		C_c
A_1	B_1	x_{111}	x_{112}		x_{11c}
	B_2	x_{121}	x_{122}		x_{12c}
	...				
	B_b	x_{1b1}	x_{1b2}		x_{1bc}
A_2	B_1	x_{211}	x_{212}		x_{21c}
	B_2	x_{221}	x_{222}		x_{22c}
	...				
	B_b	x_{2b1}	x_{2b2}		x_{2bc}
.....					
A_a	B_1	x_{a11}	x_{a12}		x_{a1c}
	B_2	x_{a21}	x_{a22}		x_{a2c}
	...				
	B_b	x_{ab1}	x_{ab2}		x_{abc}

次のようになる。

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + e_{ijk} \quad (i=1, 2, \dots, a; j=1, 2, \dots, b; k=1, 2, \dots, c) \quad (M.9)$$

$$\sum_{i=1}^a \alpha_i = 0, \quad \sum_{j=1}^b \beta_j = 0, \quad \sum_{k=1}^c \gamma_k = 0$$

$$\sum_{i=1}^a (\alpha\beta)_{ij} = 0, \quad \sum_{j=1}^b (\alpha\beta)_{ij} = 0, \quad \sum_{k=1}^c (\alpha\gamma)_{ik} = 0$$

$$\sum_{i=1}^a (\alpha\gamma)_{ik} = 0, \quad \sum_{j=1}^b (\beta\gamma)_{jk} = 0, \quad \sum_{k=1}^c (\beta\gamma)_{jk} = 0$$

α, β, γ はそれぞれ因子A, B, Cの主効果, $(\alpha\beta), (\alpha\gamma), (\beta\gamma)$ は2因子交互作用, e は誤差をあらわす。平方和を計算するには第4.2表のような補助表(2元表)をつくっておくとよい。

第4.2表 3元配置法の補助表

(a) AとBの2元表($T_{ij.}$)

	B_1	B_2	...	B_b	計
A_1	$T_{11.}$	$T_{12.}$	...	$T_{1b.}$	$T_{1..}$
A_2	$T_{21.}$	$T_{22.}$	...	$T_{2b.}$	$T_{2..}$
...					...
A_a	$T_{a1.}$	$T_{a2.}$	...	$T_{ab.}$	$T_{a..}$
計	$T_{.1.}$	$T_{.2.}$		$T_{.b.}$	T

(b) AとCの2元表($T_{i.k}$)

	C_1	C_2	...	C_c	計
A_1	$T_{1.1}$	$T_{1.2}$	...	$T_{1.c}$	$T_{1..}$
A_2	$T_{2.1}$	$T_{2.2}$	...	$T_{2.c}$	$T_{2..}$
...					...
A_a	$T_{a.1}$	$T_{a.2}$	...	$T_{a.c}$	$T_{a..}$
計	$T_{..1}$	$T_{..2}$		$T_{..c}$	T

(c) BとCの2元表($T_{.jk}$)

	C_1	C_2	...	C_c	計
B_1	$T_{.11}$	$T_{.12}$	...	$T_{.1c}$	$T_{.1.}$
B_2	$T_{.21}$	$T_{.22}$	...	$T_{.2c}$	$T_{.2.}$
...					...
B_b	$T_{.b1}$	$T_{.b2}$	...	$T_{.bc}$	$T_{.b.}$
計	$T_{..1}$	$T_{..2}$	...	$T_{..c}$	T

$$\left. \begin{aligned} T_{ij.} &= \sum_{k=1}^c x_{ijk}, & T_{i..} &= \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c x_{ijk}, \\ T_{.jk} &= \sum_{i=1}^a x_{ijk}, & T_{.j.} &= \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^c x_{ijk}, \\ T_{i..} &= \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c x_{ijk}, & T_{.j.} &= \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^c x_{ijk}, \\ T_{..k} &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ijk}, \\ T &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c x_{ijk} \end{aligned} \right\} \quad (4.1)$$

$$(i=1, 2, \dots, a; j=1, 2, \dots, b; k=1, 2, \dots, c)$$

調理実験の計画と統計的解析 (IV)

第4.3表 分散分析表 (3元配置法)

要因	s.s.	d.f.	m.s.	F_0
A 間	S_A	$\phi_A=a-1$	$V_A=S_A/\phi_A$	V_A/V_e
B 間	S_B	$\phi_B=b-1$	$V_B=S_B/\phi_B$	V_B/V_e
C 間	S_C	$\phi_C=c-1$	$V_C=S_C/\phi_C$	V_C/V_e
$A \times B$	$S_{A \times B}$	$\phi_{A \times B}=(a-1)(b-1)$	$V_{A \times B}=S_{A \times B}/\phi_{A \times B}$	$V_{A \times B}/V_e$
$A \times C$	$S_{A \times C}$	$\phi_{A \times C}=(a-1)(c-1)$	$V_{A \times C}=S_{A \times C}/\phi_{A \times C}$	$V_{A \times C}/V_e$
$B \times C$	$S_{B \times C}$	$\phi_{B \times C}=(b-1)(c-1)$	$V_{B \times C}=S_{B \times C}/\phi_{B \times C}$	$V_{B \times C}/V_e$
誤差	S_e	$\phi_e=(a-1)(b-1)(c-1)^*$	$V_e=S_e/\phi_e$	
計	S_T	$\phi_T=abc-1$		

$$* \phi_e = \phi_T - (\phi_A + \phi_B + \phi_C + \phi_{A \times B} + \phi_{A \times C} + \phi_{B \times C})$$

$\bar{x}_{ij..}$, $\bar{x}_{i..}$, $\bar{x}$ などは対応する平均をあらわす。

全平方和 S_T は A 間平方和 S_A , B 間平方和 S_B , C 間平方和 S_C , $A \times B$ 間平方和 $S_{A \times B}$, $A \times C$ 間平方和 $S_{A \times C}$, $B \times C$ 間平方和 $S_{B \times C}$ および誤差平方和 S_e に分解される。

$$\begin{aligned}
 S_T &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c (x_{ijk} - \bar{x})^2 \\
 &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c x_{ijk}^2 - \frac{T^2}{abc} \\
 S_A &= bc \sum_{i=1}^a (\bar{x}_{i..} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{i=1}^a T_{i..}^2}{bc} - \frac{T^2}{abc} \\
 S_B &= ac \sum_{j=1}^b (\bar{x}_{.j.} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{j=1}^b T_{.j.}^2}{ac} - \frac{T^2}{abc} \\
 S_C &= ab \sum_{k=1}^c (\bar{x}_{..k} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{k=1}^c T_{..k}^2}{ab} - \frac{T^2}{abc} \\
 S_{A \times B} &= c \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\bar{x}_{ij.} - \bar{x}_{i..} - \bar{x}_{.j.} + \bar{x})^2 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b T_{ij.}^2}{c} - \frac{T^2}{abc} - (S_A + S_B) \\
 S_{A \times C} &= b \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^c (\bar{x}_{i.k} - \bar{x}_{i..} - \bar{x}_{..k} + \bar{x})^2 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^c T_{i.k}^2}{b} - \frac{T^2}{abc} - (S_A + S_C) \\
 S_{B \times C} &= a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c (\bar{x}_{.jk} - \bar{x}_{.j.} - \bar{x}_{..k} + \bar{x})^2 \\
 &= \frac{\sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c T_{.jk}^2}{a} - \frac{T^2}{abc} - (S_B + S_C) \\
 S_e &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^c \{x_{ijk} - (\bar{x}_{ij.} + \bar{x}_{i.k} + \bar{x}_{.jk} \\
 &\quad - \bar{x}_{i..} - \bar{x}_{.j.} - \bar{x}_{..k} + \bar{x})\}^2 \\
 &= S_T - (S_A + S_B + S_C + S_{A \times B} + S_{A \times C} \\
 &\quad + S_{B \times C})
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

$T_{i..}$, $T_{ij.}$ などは第4.2表から得られる。自由度は分

散分析表に直接かきおろす。分散分析表を第4.3表に示す。

交互作用を誤差で検定したとき F_0 が小さく, (調理)技術からみても交互作用が無視できるときには交互作用を誤差にプールすることがある。

《例 4.1》

厚焼き卵の「やわらかさ」に与える卵, 魚肉すり身, だしじんの効果をみるために, 卵の量, 魚肉すり身の量, だしじんの量を因子とし, 各々3水準

を設定して $t=3 \times 3 \times 3=27$ 種類の厚焼き卵を調整した。それぞれについて岡田式ゼリー強度試験器により「やわらかさ」を測定し次のような測定値を得た。

卵	魚肉すり身	だしじん		
		C ₁ 0	C ₂ 11	C ₃ 23
A ₁ 50	B ₁ 6	15.5	17.5	17.0
	B ₂ 19	19.3	20.1	25.5
	B ₃ 32	16.0	19.5	28.0
A ₂ 60	B ₁ 6	12.4	20.0	22.0
	B ₂ 19	15.0	18.5	20.0
	B ₃ 32	15.4	21.0	25.5
A ₃ 70	B ₁ 6	15.5	15.5	18.0
	B ₂ 19	16.5	17.0	18.0
	B ₃ 32	18.0	19.1	21.1

(家政誌 21, 95 (1970)。この実験は本来は5因子実験であるが, ここにとりあげた以外の2因子は効果が小さいのでそれらを見捨て, 3因子実験として計算手順を示す数値例とした。)

まず2元表をつくる。

(a)	B ₁	B ₂	B ₃	
A ₁	50.0	64.9	63.5	$T_{1..}=178.4$
A ₂	54.4	53.5	61.9	$T_{2..}=169.8$
A ₃	49.0	51.5	58.2	$T_{3..}=158.7$
	$T_{.1.}$ 153.4	$T_{.2.}$ 169.9	$T_{.3.}$ 183.6	T 506.9

(b)	C ₁	C ₂	C ₃
A ₁	50.8	57.1	70.5
A ₂	42.8	59.5	67.5
A ₃	50.0	51.6	57.1
	$T_{..1}$ 143.6	$T_{..2}$ 168.2	$T_{..3}$ 195.1

(c)	B ₁	B ₂	B ₃
C ₁	43.4	50.8	49.4
C ₂	53.0	55.6	59.6
C ₃	57.0	63.5	74.6

次に(4.2)式にしたがって平方和を計算し分散分析表をつくと次のようになる。

要 因		s.s.	d.f.	m.s.	F_0
A (卵) 間	S_A	21.6763	2	10.8382	3.50
B(すり身)間	S_B	50.8141	2	25.4071	8.21*
C (だし) 間	S_C	147.4452	2	73.7226	23.82**
交互作用	A×B間	$S_{A×B}$	4	5.8971	1.91
	A×C間	$S_{A×C}$	4	8.7926	2.84
	B×C間	$S_{B×C}$	4	4.9148	1.59
誤 差	S_e	24.7584	8	3.0948	
計	S_T	323.1119	26		

$$F(2, 8; 0.05)=4.46, \quad F(2, 8; 0.01)=8.65,$$

$$F(4, 8; 0.05)=3.84$$

魚肉すり身の量およびだしじの量が有意となった。すなわち魚肉すり身およびだしじが多くなると厚焼き卵がやわらかくなる。

第4.4表 3元配置分割法のデータ
(1次因子 A, B; 2次因子 C)

		B_1	B_2	...	B_b
A_1	C_1	x_{111}	x_{121}	...	x_{1b1}
	C_2	x_{112}	x_{122}	...	x_{1b2}
	...	...	...	...	...
	C_c	x_{11c}	x_{12c}	...	x_{1bc}
A_2	C_1	x_{211}	x_{221}	...	x_{2b1}
	C_2	x_{212}	x_{222}	...	x_{2b2}
	...	...	...	...	...
	C_c	x_{21c}	x_{22c}	...	x_{2bc}
.....					
A_a	C_1	x_{a11}	x_{a21}	...	x_{ab1}
	C_2	x_{a12}	x_{a22}	...	x_{ab2}
	...	...	...	...	...
	C_c	x_{a1c}	x_{a2c}	...	x_{abc}

IV-3 3元配置分割法

IV-1(2)の手順にしたがって実験を行なうと測定値は第4.4表のような形式になる。

この手順では先に述べたように実験誤差が1次誤差と2次誤差に分割されるが、1次因子AとBの交互作用を1次誤差とみなすことになるので因子AとBの間に交互作用があると予想されるときには注意を要する。因子Aと因子Bとの交互作用は無視できるとして測定値 x_{ijk} の構造は次のようにかける。

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{Iij} + \gamma_k + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + e_{IIijk} \\ (i=1, 2, \dots, a; j=1, 2, \dots, b; k=1, 2, \dots, c) \quad (M.10)$$

要因効果の意味と条件は3元配置法の

場合と同様である。 e_{I} は1次誤差、 e_{II} は2次誤差をあらわし、それぞれの分散を σ_{I}^2 、 σ_{II}^2 とする。

まず3元配置法の場合と同じように補助表(第4.2表)をつくる。全平方和 S_T はA間平方和 S_A 、B間平方和 S_B 、1次誤差平方和 S_{eI} 、C間平方和 S_C 、A×C間平方和 $S_{A×C}$ 、B×C間平方和 $S_{B×C}$ および2次誤差平方和 S_{eII} に分解される。これらのうち $S_T, S_A, S_B, S_C, S_{A×C}, S_{B×C}$ は(4.2)式によって計算すればよい。そして S_{eI} は(4.2)式の $S_{A×B}$ 、 S_{eII} は(4.2)式の S_e と等しい。すなわち

$$\left. \begin{aligned} S_{eI} &= S_{A×B} \\ S_{eII} &= S_e \end{aligned} \right\} \quad (4.3)$$

となる。分散分析表は第4.5表のようになる。

ここでは分散比のつくり方に注意しなくてはならない。1次因子AおよびBの主効果の分散比を計算するときの分母は V_{eI} であり、2次因子Cの主効果および1次因子と2次因子の交互作用A×C、B×Cの分散比を計算するときの分母は V_{eII} である。 V_{eII} は構造(M.10)における2次誤差 e_{II} の分散 σ_{II}^2 の推定値であり、 V_{eI} は $\sigma_{II}^2 + c\sigma_{I}^2$ の推定値である。 V_{eI} にくらべて V_{eII} の方が小さくなるのが普通であるが、1次誤差が2次誤差に対して有意とならないときは両者をプールして新しい誤差をつくり、それですべての要因を検定することになる。プールした誤差 e' の平方和、自由度、平均平方は(4.4)式によって計算する。

$$\left. \begin{aligned} S_{e'} &= S_{eI} + S_{eII} \\ \phi_{e'} &= \phi_{eI} + \phi_{eII} \\ V_{e'} &= S_{e'}/\phi_{e'} \end{aligned} \right\} \quad (4.4)$$

《例 4.2》

屠殺直後の豚肉は死後硬直のため肉がかたいが、屠殺後ある程度時間がたつと肉がやわらかくなる。このことは豚肉の消化率と関係があるかもしれない。そこで豚肉のロースとラウンドを屠殺直後、20°C 3日間貯蔵、20°

第4.5表 分散分析表(3元配置分割法)

要 因	s.s.	d.f.	m.s.	F_0
A 間	S_A	$\phi_A = a-1$	$V_A = S_A/\phi_A$	V_A/V_{eI}
B 間	S_B	$\phi_B = b-1$	$V_B = S_B/\phi_B$	V_B/V_{eI}
1次誤差	S_{eI}	$\phi_{eI} = (a-1)(b-1)$	$V_{eI} = S_{eI}/\phi_{eI}$	V_{eI}/V_{eII}
C 間	S_C	$\phi_C = c-1$	$V_C = S_C/\phi_C$	V_C/V_{eII}
A×C	$S_{A×C}$	$\phi_{A×C} = (a-1)(c-1)$	$V_{A×C} = S_{A×C}/\phi_{A×C}$	$V_{A×C}/V_{eII}$
B×C	$S_{B×C}$	$\phi_{B×C} = (b-1)(c-1)$	$V_{B×C} = S_{B×C}/\phi_{B×C}$	$V_{B×C}/V_{eII}$
2次誤差	S_{eII}	$\phi_{eII} = (a-1)(b-1)(c-1)$	$V_{eII} = S_{eII}/\phi_{eII}$	
計	S_T	$\phi_T = abc-1$		

調理実験の計画と統計的解析 (IV)

C 7日間貯蔵した後、5種類の方法によって調理を行なったもののペプシンによる消化率を測定した。結果は次の通りであった。

豚肉の消化率		調 理 法				
部 位	貯蔵日数	C ₁ 生肉	C ₂ 煮る	C ₃ 蒸す	C ₄ 炒める	C ₅ 焼く
A ₁ ロース	B ₁ 0日	36.27	47.10	67.47	83.46	68.87
	B ₂ 3日	79.97	81.69	85.40	76.99	81.43
	B ₃ 7日	84.57	85.26	84.51	80.97	87.83
A ₂ ラウンド	B ₁ 0日	48.10	67.20	64.51	50.15	80.35
	B ₂ 3日	75.04	71.67	82.71	67.18	77.00
	B ₃ 7日	73.29	83.57	85.18	79.08	82.55

(「食品の調理科学」, p. 115, 医歯薬出版, 昭和36年)

この実験は肉の部位、貯蔵日数、調理法を因子とする3因子実験である。すなわち、

因子A: 肉の部位 A₁ ロース, A₂ ラウンド

因子B: 貯蔵日数 B₁ 0日, B₂ 3日, B₃ 7日

因子C: 調理法 {C₁ 生肉, C₂ 煮る, C₃ 蒸す,
C₄ 炒める, C₅ 焼く

a=2, b=3, c=5

しかし30個の測定値は完全無作為とした実験から得られたものではないので3元配置法として解析するのは適当ではない。実験手順を考えると、まず屠殺直後にロースとラウンドを5種類の方法で調理し測定する。次に3日間貯蔵したロースとラウンドについて同じ実験を行ない、7日目にも同様の実験を行なう。因子Aと因子Bを固定した中で因子Cの水準を無作為化したものとする3元配置分割法として解析するのが適当である。肉の部位と貯蔵日数を1次因子、調理法を2次因子とする。

まず第4.2表にしたがって補助表をつくる。

(a)	B ₁	B ₂	B ₃	T _{i..}
A ₁	303.17	405.48	423.14	1131.79
A ₂	310.31	373.60	403.67	1087.58
T _{.j.}	613.48	779.08	826.81	2219.37 = T

(b)	C ₁	C ₂	C ₃	C ₄	C ₅
A ₁	200.81	214.05	237.38	241.42	238.13
A ₂	196.43	222.44	232.40	196.41	239.90
T _{..k}	397.24	436.49	469.78	437.83	478.03

(c)	C ₁	C ₂	C ₃	C ₄	C ₅
B ₁	84.37	114.30	131.98	133.61	149.22
B ₂	155.01	153.36	168.11	144.17	158.43
B ₃	157.86	168.83	169.69	160.05	170.38

(4.2), (4.3)式によって各平方和を計算し分散分析表をつくると次のようになる。

要 因	s.s.	d.f.	m.s.	F ₀
A (部 位) 間	S _A 65.15	1	65.15	
B (貯蔵日数) 間	S _B 2507.04	2	1253.52	
1 次 誤 差	S _{eI} 79.49	2	39.74	15.34**
C (調 理 法) 間	S _C 683.92	4	170.98	2.09
交互作用 A×C	S _{A×C} 292.08	4	73.02	
交互作用 B×C	S _{B×C} 760.54	8	95.07	
2 次 誤 差	S _{eII} 665.21	8	83.15	
プールした誤差	S _{e'} 1797.32	22	81.70	
計	S _T 5053.44	29		

F(2, 22; 0.01)=5.72, F(4, 22; 0.05)=2.82

1次誤差、交互作用 A×C および B×C は 2次誤差に対して (計算するまでもなく) 有意とならないのでこれらをプールとし新しい誤差をつくる。

$$\left. \begin{aligned} S_{e'} &= S_{eII} + S_{A \times C} + S_{B \times C} \\ \phi_{e'} &= \phi_{eII} + \phi_{eI} + \phi_{A \times C} + \phi_{B \times C} \\ V_{e'} &= \frac{S_{e'}}{\phi_{e'}} \end{aligned} \right\}$$

主効果を V_{e'} に対して検定すると主効果 B のみが有意となる。すなわち貯蔵日数によりペプシン消化率がことなり、長く貯蔵するほど (もちろん実験の範囲内で) ペプシンによる消化率が高くなるが、部位・調理法のちがいによるペプシン消化率の差は大きくない。

結果的には3元配置法による解析と同じものに帰着したが、完全無作為化を前提とする3元配置法と分割法の考え方、したがって測定値の構造にちがいのことに留意したい。

IV-4 ラテン方格法

3つの因子の水準数がすべて等しく、交互作用が無視できるときにはラテン方格を用いる実験配置法がある。ラテン方格を用いる実験配置はもとも1つの因子と2つの実験条件 (実験日, 実験者など) をとりあげるときに用いられるものであるが、一般に各因子の水準の数が等しい3因子実験に用いてもよい。3つの因子の水準の

第4.6表 3×3 ラテン方格

(1)	(2)	(3)	(4)
1 2 3 2 3 1 3 1 2	2 3 1 3 1 2 1 2 3	3 1 2 1 2 3 2 3 1	1 2 3 3 1 2 2 3 1
(5)	(6)	(7)	(8)
2 3 1 1 2 3 3 1 2	3 1 2 2 3 1 1 2 3	1 3 2 2 1 3 3 2 1	3 2 1 1 3 2 2 1 3
(9)	(10)	(11)	(12)
2 1 3 3 2 1 1 3 2	1 3 2 3 2 1 2 1 3	3 2 1 2 1 3 1 3 2	2 1 3 1 3 2 3 2 1

数がいずれも t のとき 3 元配置法では t^3 個の実験が必要となるがラテン方格を用いると t^2 個の実験ですませることができる。第 4.6 表には 12 組の 3×3 の数字を示してある。いずれも各行に 1, 2, 3 が 1 回ずつあらわれ、各列にも 1, 2, 3 が 1 回ずつあらわれる。このような $t \times t$ の数字の配列をラテン方格という。 3×3 のラテン方格は第 4.6 表に示した 12 組だけである。 $t=4, t=5$ のときのラテン方格の例を第 4.7 表に示す。

第 4.7 表 ラテン方格の例

$t=4$

1	2	3	4
2	1	4	3
3	4	1	2
4	3	2	1

$t=5$

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

3 水準の因子を 3 つとりあげ因子 A の水準を A_1, A_2, A_3 , 因子 B の水準を B_1, B_2, B_3 , 因子 C の水準を C_1, C_2, C_3 とする。 3×3 ラテン方格を用いるときは、3 つの行に因子 A の 3 水準、3 つの列に因子 B の 3 水準、 3×3 の行列の中の 3 種類の数字の各々に因子 C の 3 水準を対応させる。まず第 4.6 表の 12 個の中から無作為に 1 つをえらぶ。たとえば (1) をえらんだとすると第 4.8 表に示すような 9 個の水準の組合せ (処理) について実験を行なうことになる。9 個の処理について無作為化して実験する。第 4.8 表からわかるように水準 A_1 は因子 B の 3 水準の各々と 1 回ずつ、因子 C の 3 水準の各々と 1 回ずつ組合わされている。 A_2, A_3 についても同様であり、因子 B , 因子 C の各水準についても同様である。

第 4.8 表 3×3 ラテン方格へのわりつけの例

	B_1	B_2	B_3	処 理 の 内 容
A_1	C_1	C_2	C_3	$A_1B_1C_1$ $A_2B_1C_2$ $A_3B_1C_3$
A_2	C_2	C_3	C_1	$A_1B_2C_2$ $A_2B_2C_3$ $A_3B_2C_1$
A_3	C_3	C_1	C_2	$A_1B_3C_3$ $A_2B_3C_1$ $A_3B_3C_2$

第 4.9 表 $t \times t$ ラテン方格法のデータ

	B_1	B_2	...	B_t	計
A_1	$x_{11(k)}$	$x_{12(k)}$	...	$x_{1t(k)}$	$T_{1.}$
A_2	$x_{21(k)}$	$x_{22(k)}$	...	$x_{2t(k)}$	$T_{2.}$
...	...	...	...	...	...
A_t	$x_{t1(k)}$	$x_{t2(k)}$	...	$x_{tt(k)}$	$T_{t.}$
計	$T_{.1}$	$T_{.2}$	...	$T_{.t}$	T

ラテン方格を用いる上のような実験配置法をラテン方格法という。測定値 x_{ijk} の構造は次のようにかける。

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ijk}(i, j, k = 1, 2, \dots, t) \quad (\text{M.11})$$

ラテン方格法では i, j がきまると k が必然的にきまってくるので構造は次のようにかいてもよい。

$$x_{ij(k)} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ij(k)} \quad (\text{M.11})'$$

$\alpha_i, \beta_j, \gamma_k$ はそれぞれ因子 A, B, C の主効果をあらわす。データは一般に第 4.9 表のような形式になる。 (k) はえらんだラテン方格によってきまる。

全平方和 S_T は A 間平方和 S_A , B 間平方和 S_B , C 間平方和 S_C および誤差平方和 S_e に分解される。

$$\left. \begin{aligned} S_T &= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t (x_{ij(k)} - \bar{x})^2 \\ &= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t x_{ij(k)}^2 - \frac{T^2}{t^2} \\ S_A &= t \sum_{i=1}^t (\bar{x}_{i.} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{i=1}^t T_{i.}^2}{t} - \frac{T^2}{t^2} \\ S_B &= t \sum_{j=1}^t (\bar{x}_{.j} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{j=1}^t T_{.j}^2}{t} - \frac{T^2}{t^2} \\ S_C &= t \sum_{l=1}^t (\bar{x}_{(l)} - \bar{x})^2 = \frac{\sum_{l=1}^t T_{(l)}^2}{t} - \frac{T^2}{t^2} \\ S_e &= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t (x_{ij(k)} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} - \bar{x}_{(k)} + 2\bar{x})^2 \\ &= S_T - (S_A + S_B + S_C) \\ T &= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t x_{ij(k)} \\ T_{i.} &= \sum_{j=1}^t x_{ij(k)} \\ T_{.j} &= \sum_{i=1}^t x_{ij(k)} \\ T_{(l)} &= \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t x_{ij(k)} \quad (k=l) \end{aligned} \right\} (4.5)$$

$T_{(l)}$ は t^2 個の測定値のうち $()$ 内の添字が l のもの t 個について和をとったものである。分散分析表は第 4.10 表のようになる。 $t=2$ のときは $\phi_e=0$, すなわち誤差を評価することができない。また $t=3$ のときも $\phi_e=2$ となり誤差の自由度が小さくなる。誤差の自由度を確保しようとするれば $t \geq 4$ のときでないと使えないだろう。

第 4.10 表 分散分析表 (ラテン方格法)

要 因	$s.s.$	$d.f.$	$m.s.$	F_0
A (行) 間	S_A	$\phi_A = t-1$	$V_A = S_A/\phi_A$	V_A/V_e
B (列) 間	S_B	$\phi_B = t-1$	$V_B = S_B/\phi_B$	V_B/V_e
C 間	S_C	$\phi_C = t-1$	$V_C = S_C/\phi_C$	V_C/V_e
誤 差	S_e	$\phi_e = (t-1)(t-2)^*$	$V_e = S_e/\phi_e$	
計	S_T	$\phi_T = t^2-1$		

$$* \phi_e = \phi_T - (\phi_A + \phi_B + \phi_C)$$

〔例 4.3〕

例 4.1 の一部をとり出して数値例として説明する。例

調理実験の計画と統計的解析 (Ⅳ)

4.1 は3水準3因子の実験であったから3元配置法では27個の処理があったが、交互作用を無視して3×3のラテン方格を用いる実験によって9個の処理ですませることにする。3×3ラテン方格の中から無作為に1つをえらんで第4.6表の(10)をとりだしたとする。行に卵の量、列に魚肉すり身の量、中の数字にだしじるをわりつけると9個の処理内容は次のようになる。測定値も記しておく。

$A_1B_1C_1$	15.5	$A_1B_2C_3$	25.5	$A_1B_3C_2$	19.5	$T_{1.}$	60.5
$A_2B_1C_3$	22.0	$A_2B_2C_2$	18.5	$A_2B_3C_1$	15.4	$T_{2.}$	55.9
$A_3B_1C_2$	15.5	$A_3B_2C_1$	16.5	$A_3B_3C_3$	21.1	$T_{3.}$	53.1
$T_{.1}$	53.0	$T_{.2}$	60.5	$T_{.3}$	56.0	T	169.5
$T_{(1)}$	47.4	$T_{(2)}$	53.5	$T_{(3)}$	68.6		

式(4.5)にしたがって平方和を計算し分散分析表をつくると次のようになる。

要因	s.s.	d.f.	m.s.	F_0
A (卵) 間	S_A 9.3067	2	4.6534	6.62
B (すり身) 間	S_B 9.5000	2	4.7500	6.75
C (だし) 間	S_C 79.4067	2	39.7034	56.45*
誤差	S_e 1.4066	2	0.7033	
計	S_T 99.6200	8		

$$F(2, 2; 0.05) = 19.0, F(2, 2; 0.01) = 99.0$$

だしじるの量の間には有意差がある。卵の量、すり身の量については F_0 の値が大きいかにかかわらず有意とはならない。これは1つには誤差の自由度が少ないためである。誤差の自由度が少ないとこのように要因効果の検出力が低くなる。このことは自由度が少ないときの誤差分散の推定精度が低いこととうらはらなことである。統計的に検定を行なうにはある程度、誤差の自由度を確保しておく必要がある。

新 刊 紹 介

昭和50年改定

「日本人の栄養所要量と解説」

(B5判 209ページ 定価1,000円 第一出版)

◆最近の国民体位の向上、食生活様式の変化、栄養学における新しい知見等により、新しい日本人の栄養所要量が本年3月8日に栄養審議会から厚生大臣に答申され、今後この所要量を使用されることになった。

◆従来カロリーと呼ばれていた熱量の所要量がエネルギー量と変わり、また基礎代謝の算定に従来用いられていた体表面積をやめ、体重のみを使用するようになったこと、たん白質の所要量の算定について卵たん白質の利用率を考慮するなど多くの点が改訂されている。

これについてはすでに本誌でも8巻1号に福場教授の解説をのせているが、この所要量の発表に当り、厚生省から出された解説書(策定委員会委員の執筆による)が出され、その全文と、策定委員として参加された国立栄養研究所の方々が、更に補足解説をしたものが本書である。

◆今日の改訂の理由を正しく理解し、所要量に対する考え方を高める上からも、本書を一読する必要があると思う。
(元山)