二元配置法の BASIC プログラム

川　上　弘　泰

（1995年9月27日受理）

緒　　言

観測データに繰返しがある二元配置法[1] は，完備型の実験計画法に属し，その処理方法は実験模型の種類により異なる。

1)　母数模型

因子 A（a 水準），因子 B（b 水準）の両因子がともに母数因子の場合で，両因子について各水準ごとの母平均の推定，およびその差の検定や推定，さらに両因子の最適な組合せ条件における母平均の推定などを行う。

2)　混合模型

因子 A は母数因子，因子 B は変量因子の場合である。変量因子とは要因効果が，ある確率分布に従う確率変数とみなされる場合で，因子 B に関する解析は分散成分の推定を主目的とする。

3)　変量模型

因子 A と因子 B がともに変量因子の場合であるが，実際上はほとんど実施されない。

本報では母数模型の場合の解析に使用される，パソコン（富士通：FMR—60）用の BASIC プログラムにつき報告する。

このプログラムでは，二元配置法の解析に必要な t 分布と F 分布，および χ^2分布などの諸統計量[2] もプログラミングされている。

I．二元配置法の理論

二元配置法によるデータの解析理論を，図1の流れ図の順序に従い説明する。

A．実験の目的と確率化の方法

実験の目的は因子Aと因子Bについて，各水準の母平均にちがいがあるかどうか，すなわち(1)式と(2)式の検定を行う。

$$H_0: \mu_{A_1}=\mu_{A_2}=\cdots\cdots=\mu_{Aa} \quad (1)$$

$$H_0: \mu_{B_1}=\mu_{B_2}=\cdots\cdots=\mu_{Bb} \quad (2)$$

α_i を A_i 水準，β_j を B_j 水準で実験を行った場合の影響とし，τ_{ij} を A_iB_j の組合せ処理による効果とすれば，交互作用 $(\alpha\beta)_{ij}$ 効果は(3)式で定義される。

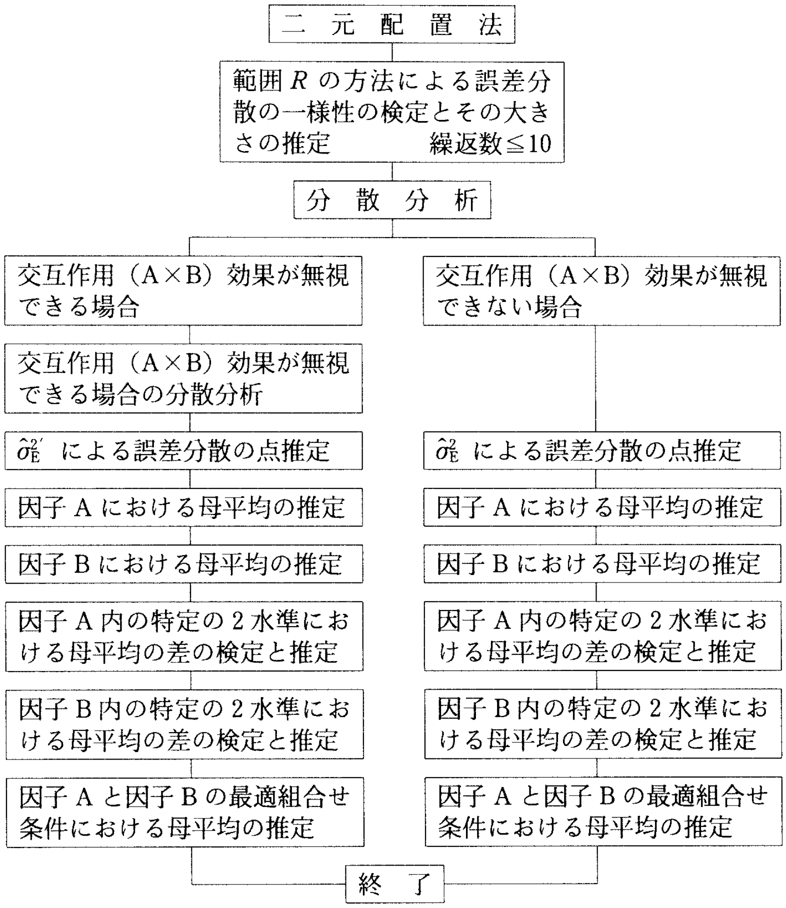

図1 二元配置法の流れ図

$$(\alpha\beta)_{ij}=\tau_{ij}-(\alpha_i+\beta_j) \tag{3}$$

(3)式の定義に従い，因子Aと因子Bの交互作用効果が存在するかどうか，すなわち(4)式の検定も行う。

$$H_0:\ (\alpha\beta)_{11}=(\alpha\beta)_{12}=\cdots\cdots(\alpha\beta)_{ab}=0 \tag{4}$$

データの確率化のためには，abn 回の実験処理をすべてランダムに行う。

B. 分散分析前の解析法

1. 観測データの分類配置

因子 A（a 水準），因子 B（b 水準）の二つの因子を設定し，両因子のすべての組合せ条件について，n 回の繰返し実験を行った場合のデータの分類配置を表 1 に示す。

2. 範囲 R の方法による誤差分散の一様性の検定とその大きさの推定

繰返数が等しい場合の誤差分散の一様性の検定とその大きさの推定には，範囲 R の方法を適用する。この方法は既報[3] の一元配置法で説明したので本報では省略する。ただし，データの繰返数は10以下と制限する。

表 1　繰返しのある二元配置法のデータの分類配置
（母数因子 A：a 水準，母数因子 B：b 水準，繰返数：n）

	B_1	B_2	・・・	B_j	・・・	B_b
A_1	x_{111} ・ ・ ・ x_{11n}	x_{121} ・ ・ ・ x_{12n}	・ ・ ・ ・ ・	x_{1j1} ・ ・ ・ x_{1jn}	・ ・ ・ ・ ・	x_{1b1} ・ ・ ・ x_{1bn}
A_2	x_{211} ・ ・ ・ x_{21n}	x_{221} ・ ・ ・ x_{22n}	・ ・ ・ ・ ・	x_{2j1} ・ ・ ・ x_{2jn}	・ ・ ・ ・ ・	x_{2b1} ・ ・ ・ x_{2bn}
・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・
A_i	x_{i11} ・ ・ ・ x_{i1n}	x_{i21} ・ ・ ・ x_{i2n}	・ ・ ・ ・ ・	x_{ij1} ・ ・ ・ x_{ijn}	・ ・ ・ ・ ・	x_{ib1} ・ ・ ・ x_{ibn}
・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・	・ ・
A_a	x_{a11} ・ ・ ・ x_{a1n}	x_{a21} ・ ・ ・ x_{a2n}	・ ・ ・ ・ ・	x_{aj1} ・ ・ ・ x_{ajn}	・ ・ ・ ・ ・	x_{ab1} ・ ・ ・ x_{abn}

表 2　繰返しのある二元配置法に対する分散分析表

要因	平方和	自由度	不偏分散	分散比 F_0	帰無仮説 H_0	棄却限界値
A	$S_A=bn\sum_{i}(\bar{x}_{i\cdot\cdot}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_A=a-1$	$v_A^2=\dfrac{S_A}{\phi_A}$	$F_0=\dfrac{v_A^2}{v_E^2}$	$\sigma_A=0$	$F_0\geqq F(\phi_A,\ \phi_E;\ \alpha)$
B	$S_B=an\sum_{j}(\bar{x}_{\cdot j\cdot}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_B=b-1$	$v_B^2=\dfrac{S_B}{\phi_B}$	$F_0=\dfrac{v_B^2}{v_E^2}$	$\sigma_B=0$	$F_0\geqq F(\phi_B,\ \phi_E;\ \alpha)$
A×B	$S_{A\times B}=\sum_i\sum_j\sum_k(\bar{x}_{ij\cdot}-\bar{x}_{i\cdot\cdot}-\bar{x}_{\cdot j\cdot}+\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_{A\times B}=(a-1)\times(b-1)$	$v_{A\times B}^2=\dfrac{S_{A\times B}}{\phi_{A\times B}}$	$F_0=\dfrac{v_{A\times B}^2}{v_E^2}$	$\sigma_{A\times B}=0$	$F_0\geqq F(\phi_{A\times B},\ \phi_E;\ \alpha)$
E	$S_E=\sum_i\sum_j\sum_k(x_{ijk}-\bar{x}_{ij\cdot})^2$	$\phi_E=ab(n-1)$	$v_E^2=\dfrac{S_E}{\phi_E}$			
T	$S_T=\sum_i\sum_j\sum_k(x_{ijk}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_T=abn-1$				

ただし，$\bar{x}_{i\cdot\cdot}$ は A_i 番目の行のすべてのデータの平均，$\bar{x}_{\cdot j\cdot}$ は B_j 番目の列のすべてのデータの平均
$\bar{x}_{ij\cdot}$ は区割（A_i，B_j）内のすべてのデータの平均，$\bar{\bar{x}}$はすべてのデータの平均

表3 交互作用（A×B）効果が無視できる場合の分散分析表

要因	平方和	自由度	不偏分散	分散比F_0	帰無仮説H_0	棄却限界値
A	$S_A=bn\sum_i(\bar{x}_{i..}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_A=a-1$	$v_A^2=\dfrac{S_A}{\phi_A}$	$F_0=\dfrac{v_A^2}{v_E^{2'}}$	$\sigma_A=0$	$F_0\geqq F(\phi_A,\ \phi_E';\ \alpha)$
B	$S_B=an\sum_j(\bar{x}_{.j.}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_B=b-1$	$v_B^2=\dfrac{S_B}{\phi_B}$	$F_0=\dfrac{v_B^2}{v_E^{2'}}$	$\sigma_B=0$	$F_0\geqq F(\phi_B,\ \phi_E';\ \alpha)$
E′	$S_E'=S_{A\times B}+S_E$	$\phi_E'=\phi_{A\times B}+\phi_E$	$v_E^{2'}=\dfrac{S_E'}{\phi_E'}$			
T	$S_T=\sum_i\sum_j\sum_k(x_{ijk}-\bar{\bar{x}})^2$	$\phi_T=abn-1$				

C. 分散分析

表2に繰返しのある二元配置法に対する分散分析表，表3に交互作用（A×B）効果が無視できる場合の分散分析表を示す。

1. 因子Aと因子Bおよび交互作用（A×B）効果に対するF検定

二元配置法に対する分散分析の解析手順は，最初に各平方和をそれに対応する自由度で割って不偏分散を求める。この手順は母数模型と混合模型，および変量模型ともに同じである。ただし，F検定の方法は模型の種類によって異なる。

1）因子Aに関するF検定

(5)式の帰無仮説「因子Aの分散は0」を有意水準$\alpha(0.05)$について，(6)式の検定規則Rを用いて検定を行う。(6)式が成立すれば，(5)式の帰無仮説を棄却できる。ただし，(5)式と(1)式の帰無仮説は同一のことを表している。

$$H_0:\ \sigma_A^2=0 \tag{5}$$

$$R:\ F_0=\frac{v_A^2}{v_E^2}\geqq F(\phi_A,\ \phi_E:\ \alpha) \tag{6}$$

2）因子Bに関するF検定

(7)式の帰無仮説を有意水準$\alpha(0.05)$について，(8)式の検定規則Rを用いて検定を行う。(8)式が成立すれば，(7)式の帰無仮説を棄却できる。

$$H_0:\ \sigma_B^2=0 \tag{7}$$

$$R:\ F_0=\frac{v_B^2}{v_E^2}\geqq F(\phi_B,\ \phi_E;\ \alpha) \tag{8}$$

3）交互作用（A×B）効果に関するF検定

(9)式の帰無仮説を有意水準$\alpha(0.05)$について，(10)式の検定規則Rを用いて検定を行う。(10)式が成立すれば，(9)式の帰無仮説を棄却できる。

$$\mathrm{H_0}:\ \sigma^2_{\mathrm{A\times B}}=0 \tag{9}$$

$$R:\ F_0=\frac{\upsilon^2_{\mathrm{A\times B}}}{\upsilon^2_{\mathrm{E}}}\geqq F(\phi_{\mathrm{A\times B}},\ \phi_{\mathrm{E}};\ \alpha) \tag{10}$$

2．誤差分散をプーリングした分散分析

(9)式の検定の結果，交互作用（A×B）効果が無視できる（有意でない）表3の場合は，(11)式のいわゆるプーリングした誤差分散$\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}$を用いて，再び$F$検定を行う。

$$\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}=\frac{\phi_{\mathrm{A\times B}}\cdot\upsilon^2_{\mathrm{A\times B}}+\phi_{\mathrm{E}}\cdot\upsilon^2_{\mathrm{E}}}{\phi_{\mathrm{A\times B}}+\phi_{\mathrm{E}}}=\frac{S_{\mathrm{A\times B}}+S_{\mathrm{E}}}{\phi_{\mathrm{A\times B}}+\phi_{\mathrm{E}}}=\frac{S'_{\mathrm{E}}}{\phi'_{\mathrm{E}}} \tag{11}$$

$$\mathrm{H_0}:\ \sigma^2_{\mathrm{A}}=0 \tag{12}$$

$$R:\ F_0=\frac{\upsilon^2_{\mathrm{A}}}{\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}}\geqq F(\phi_{\mathrm{A}},\ \phi'_{\mathrm{E}};\ \alpha) \tag{13}$$

$$\mathrm{H_0}:\ \sigma^2_{\mathrm{B}}=0 \tag{14}$$

$$R:\ F_0=\frac{\upsilon^2_{\mathrm{B}}}{\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}}\geqq F(\phi_{\mathrm{B}},\ \phi'_{\mathrm{E}};\ \alpha) \tag{15}$$

D. 分散分析後の解析法

1．誤差分散の点推定

誤差分散の点推定は，交互作用（A×B）効果が無視できる場合は$\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}$，無視できない場合は$\upsilon^2_{\mathrm{E}}$で推定される。

2．因子Aにおける母平均の推定

因子Aの各水準における母平均の点推定は(16)式，区間推定の算出法は交互作用（A×B）効果の有無により異なる。

$$\mu_{\mathrm{A_i}}=\frac{\sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{b}}\sum_{\mathrm{k=1}}^{\mathrm{n}}x_{\mathrm{ijk}}}{bn} \tag{16}$$

1）交互作用（A×B）が無視できる場合

$$Q_{\mathrm{i}}=\pm t(\phi'_{\mathrm{E}};\ \alpha)\sqrt{\frac{\upsilon^{2'}_{\mathrm{E}}}{b_n}} \tag{17}$$

2）交互作用（A×B）が無視できない場合

$$Q_{\mathrm{i}}=\pm t(\phi_{\mathrm{E}};\ \alpha)\sqrt{\frac{\upsilon^{2}_{\mathrm{E}}}{b_n}} \tag{18}$$

ただし，(17)式の$t(\phi'_{\mathrm{E}};\ \alpha)$は自由度$\phi'_{\mathrm{E}}$，有意水準$\alpha$の$t$分布の$t$値を示す。推定した信頼区間の種類は標準偏差，99%信頼区間，95%信頼区間，90%信頼区間である。

3．因子Bにおける母平均の推定

因子Bの各水準における母平均の点推定は(19)式，区間推定の算出法は因子Aと同じく

交互作用（A×B）効果の有無により異なる。

$$\mu_{B_j}=\frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{k=1}^{n}x_{ijk}}{an} \tag{19}$$

1)　交互作用（A×B）が無視できる場合

$$Q_j=\pm t(\phi_E';\alpha)\sqrt{\frac{v_E^{2'}}{an}} \tag{20}$$

2)　交互作用（A×B）が無視できない場合

$$Q_j=\pm t(\phi_E;\alpha)\sqrt{\frac{v_E^2}{an}} \tag{21}$$

信頼区間の種類は，因子 A の場合と同一である。

4.　因子 A 内の特定の 2 水準における母平均の差の検定と推定

4・1　二つの母平均の差の検定

因子 A の第 i 水準と第 j 水準の母平均の差の有意性の有無を調べるために，(22)式の帰無仮説の検定を，交互作用（A×B）効果が無視できる場合は(23)式，無視できない場合は(24)式の検定規則 R を用いて行う。

$$H_0:\mu_{A_i}=\mu_{A_j} \tag{22}$$

1)　交互作用（A×B）が無視できる場合

$$R:|t_0|=\frac{|\mu_{A_i}-\mu_{A_j}|}{\sqrt{\frac{2v_E^{2'}}{bn}}}\geqq t(\phi_E';\alpha) \tag{23}$$

2)　交互作用（A×B）が無視できない場合

$$R:|t_0|=\frac{|\mu_{A_i}-\mu_{A_j}|}{\sqrt{\frac{2v_E^{2}}{bn}}}\geqq t(\phi_E;\alpha) \tag{24}$$

(23)式と(24)式のように，因子 A（または後述の因子 B）の各水準のすべての組合せについて，母平均の差の検定を行うことは，一つの組合せに関する検定の第一種の過誤が，α であることを前提とした近似的な方法で，全体として第一種の過誤が α であることは保証されない。厳密な二つの母平均の差の検定には，Tukey の方法[3] が用いられるが本報ではこれは省略した。

4・2　二つの母平均の差の推定

(23)式または(24)式が成立すれば，特定の 2 水準における母平均の差の推定を，交互作用効果が無視できる場合は(25)式，無視できない場合は(26)式で行う。

1) 交互作用（A×B）が無視できる場合

$$(\mu_{A_i}-\mu_{A_j})\pm t(\phi_E';\alpha)\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2'}}{bn}} \tag{25}$$

2) 交互作用（A×B）が無視できない場合

$$(\mu_{A_i}-\mu_{A_j})\pm t(\phi_E;\alpha)\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2}}{bn}} \tag{26}$$

設定した有意水準αは，0.01と0.05，推定した信頼区間の種類は標準偏差，99%信頼区間，95%信頼区間，90%信頼区間である。

5. 因子B内の特定の2水準における母平均の差の検定と推定

5・1 二つの母平均の差の検定

因子Bの第i水準と第j水準の母平均の差の有意性の有無を調べるために，(27)式の帰無仮説の検定を，交互作用（A×B）効果が無視できる場合は(28)式，無視できない場合は(29)式の検定規則Rを用いて行う。

$$H_0: \mu_{B_i}=\mu_{B_j} \tag{27}$$

1) 交互作用（A×B）が無視できる場合

$$R: |t_0|=\frac{|\mu_{B_i}-\mu_{B_j}|}{\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2'}}{an}}}\geqq t(\phi_E';\alpha) \tag{28}$$

2) 交互作用（A×B）が無視できない場合

$$R: |t_0|=\frac{|\mu_{B_i}-\mu_{B_j}|}{\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2}}{an}}}\geqq t(\phi_E;\alpha) \tag{29}$$

5・2 二つの母平均の差の推定

(28)式または(29)式が成立すれば，特定の2水準における母平均の差の推定を，交互作用効果が無視できる場合は(30)式，無視できない場合は(31)式で行う。

1) 交互作用（A×B）が無視できる場合

$$(\mu_{B_i}-\mu_{B_j})\pm t(\phi_E';\alpha)\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2'}}{an}} \tag{30}$$

2) 交互作用（A×B）が無視できない場合

$$(\mu_{B_i}-\mu_{B_j})\pm t(\phi_E;\alpha)\sqrt{\frac{2\upsilon_E^{2}}{an}} \tag{31}$$

設定した有意水準α，および推定した信頼区間の種類は因子Aの場合と同一である。

6. 因子Aと因子Bの最適な組合せ条件における母平均の推定

因子Aと因子Bの各水準のすべての組合せにつき母平均，およびその信頼区間の推定を行う。

この場合も交互作用（A×B）効果が無視できる場合と，無視できない場合とでは，母平均およびその信頼区間の算出法が異なる。

1) 交互作用（A×B）が無視できる場合

$\bar{\bar{x}}$をすべてのデータの平均，$\bar{x}_{i..}$をA_i番目の行のすべてのデータの平均，$\bar{x}_{.j.}$をB_j番目の列のすべてのデータの平均とすれば，区割（A_i, B_j）の母平均$\mu_{A_iB_j}$は(32)式で算出される。(34)式のn_eを田口の公式[1]による有効繰返数とすれば，信頼区間の推定は(33)式で算出される。

$$\mu_{A_iB_j}=\bar{x}_{i..}+\bar{x}_{.j.}-\bar{\bar{x}} \tag{32}$$

$$Q_i=\pm t(\phi_E';\alpha)\sqrt{\frac{v_E^{2'}}{n_e}} \tag{33}$$

$$\text{ただし，}\ n_e=\frac{abn}{a+b-1} \tag{34}$$

2) 交互作用（A×B）が無視できない場合

区間（A_i, B_j）の母平均$\mu_{A_iB_j}$は(35)式，信頼区間の推定は(36)式で算出される。この場合の母平均は通常の平均である。

$$\mu_{A_iB_j}=\frac{\sum_{k=1}^{n}x_{ijk}}{n} \tag{35}$$

$$Q_j=\pm t(\phi_E;\alpha)\sqrt{\frac{v_E^2}{n_e}} \tag{36}$$

Ⅱ. 入力形式

表4 二元配置法のデータの入力形式

```
6000 DATA 3, 4        …… 因子Aの水準数，因子Bの水準数
6010 DATA 2           …… 等しい繰返数
6020 DATA 52.0, 53.0  …… 区割（A1, B1）のデータ
6030 DATA 56.0, 60.0  …… 区割（A1, B2）のデータ
6040 DATA 59.0, 57.0  …… 区割（A1, B3）のデータ
6050 DATA 64.0, 63.0  …… 区割（A1, B4）のデータ
6060 DATA 57.0, 60.0  …… 区割（A2, B1）のデータ
6070 DATA 65.0, 63.0  …… 区割（A2, B2）のデータ
6080 DATA 66.0, 62.0  …… 区割（A2, B3）のデータ
6090 DATA 67.0, 69.0  …… 区割（A2, B4）のデータ
6100 DATA 60.0, 60.0  …… 区割（A3, B1）のデータ
6110 DATA 66.0, 62.0  …… 区割（A3, B2）のデータ
6120 DATA 70.0, 67.0  …… 区割（A3, B3）のデータ
6130 DATA 52.0, 78.0  …… 区割（A3, B4）のデータ
```

入力データは二元配置法の BASIC プログラムとは分離して作成し，計算する際に『CHAIN　MERGE』文で呼び出し，メモリー上の二元配置法のプログラムと結合させて実行する。

表 4 で示した二元配置法のデータは，因子 A の水準数が 3，因子 B の水準数が 4，繰返数が 2 の場合である。

データの入力開始番号は，プログラムの最終文番号（5570）以降となる（6000）から始める。

Ⅲ. 出力形式

表 4 の入力データに対応する，表 5 の出力形式について順次説明する。

1. 範囲 R の方法による誤差分散の一様性の検定とその大きさの推定

この例では繰返数が 2 であるから，範囲 R で使用される $D_3(n=7\sim10$ の範囲）は使えず，$D_4(n=2\sim10$ の範囲）のみを使って誤差分散の一様性の検定を行い，その大きさは d_2 を使って5.589と推定された。

2. 分散分析表

帰無仮説(5)式と(7)式および(9)式の検定は，本報では F_0 値と F 値を比較する(6)式と(8)式および(10)式の検定規則 R を使用せず，F_0 値から直接その 100α%点（有意水準）を算出し，帰無仮説の検定を行った。

因子 A および因子 B の有意水準はともに 1 %以下であるから，＊印 2 個（有意水準 1 %以下）を付け，帰無仮説「因子 A および因子 B の級間分散は 0」を棄却できる。このことは，両因子の各水準の母平均は異なることを意味する。

交互作用（A×B）効果の有意水準は38.6%と算出され，(9)式の帰無仮説は棄却できない。このことは，交互作用（A×B）効果が無視できることを意味する。

3. 誤差分散をプーリングした分散分析表

(9)式の検定の結果，交互作用（A×B）効果が無視できるから，(11)式のプーリングした誤差分散 $\upsilon_E^{2'}$ を使って再び分散分析を行う。この場合も因子 A および因子 B の有意水準は，ともに 1 %以下で帰無仮説は棄却できる。

4. 誤差分散の点推定

誤差分散の点推定は，3.のプーリングした誤差分散 $\upsilon_E^{2'}=5.097$ で与えられ，1.の d_2 を使って推定した5.589よりも小さくなる。

5. 因子 A における母平均の推定

母平均の点推定は(16)式，区間推定は交互作用（A×B）効果が無視できる場合であるから，(17)式を用いて推定する。

推定した信頼区間の種類は標準偏差，99%信頼区間，95%信頼区間，90%信頼区間であ

表5 繰返しのある二元配置法（母数模型）の出力形式（その1）

1．範囲 R の方法による誤差分散の一様性の検定とその大きさの推定

$D_4 \times \overline{R} = 3.267 \times 2.667 = 8.712$

$D_4 \times \overline{R} < R_i$・・・個数＝0　　［誤差分散 $\hat{\sigma}_E^2$ は一様である］

d_2 による誤差分散の推定；$\hat{\sigma}_E^2 = (\overline{R}/d_2)^2 = (2.667/1.128)^2 = 5.589$

2．分散分析表

要因	平方和	自由度	不偏分散	F_0 値	$F_0-100\alpha(\%)$	帰無仮説	検定
A	$S_A = 322.58$	$\phi_A = 2$	$\upsilon_A^2 = 161.292$	33.37	0.0012	$\sigma_A^2 = 0$	**棄却できる
B	$S_B = 427.00$	$\phi_B = 3$	$\upsilon_B^2 = 142.333$	29.45	0.0008	$\sigma_B^2 = 0$	**棄却できる
A × B	$S_{A\times B} = 33.75$	$\phi_{A\times B} = 6$	$\upsilon_{A\times B}^2 = 5.625$	1.164	38.6001	$\sigma_{A\times B}^2 = 0$	棄却できない
E	$S_E = 58.00$	$\phi_E = 12$	$\upsilon_E^2 = 4.833$				
計	$S_T = 841.33$	$\phi_T = 23$					

3．誤差分散をプーリングした分散分析表

要因	平方和	自由度	不偏分散	F_0 値	$F_0-100\alpha(\%)$	帰無仮説	
A	$S_A = 322.58$	$\phi_A = 2$	$\upsilon_A^2 = 161.292$	31.64	0.0001	$\sigma_A^2 = 0$	**棄却できる
B	$S_B = 427.00$	$\phi_B = 3$	$\upsilon_B^2 = 142.333$	27.92	0.0001	$\sigma_B^2 = 0$	**棄却できる
E	$S_E = 91.75$	$\phi_E' = 18$	$\upsilon_E^{2'} = 5.097$				
計	$S_T = 841.33$	$\phi_T = 23$					

4．誤差分散の点推定

点推定；$\hat{\sigma}_E^2 = \upsilon_E^{2'} = 5.097$

5．因子Aにおける母平均の推定

水準	個数	平均値	標準偏差	99%信頼区間	95%信頼区間	90%信頼区間
1	8	58.000	0.798	2.298	1.677	1.384
2	8	63.625	0.798	2.298	1.677	1.384
3	8	66.875	0.798	2.298	1.677	1.384

6．因子Bにおける母平均の推定

水準	個数	平均値	標準偏差	99%信頼区間	95%信頼区間	90%信頼区間
1	6	57.000	0.922	2.653	1.936	1.598
2	6	62.000	0.922	2.653	1.936	1.598
3	6	63.500	0.922	2.653	1.936	1.598
4	6	68.833	0.922	2.653	1.936	1.598

7．因子A内の特定の2水準における母平均の差の検定

因子Aの組合	差の絶対値	t_0 値	$t_0-100\alpha(\%)$	検定
1 VS. 2	5.625	4.98	0.01	**(有意差あり)
1 VS. 3	8.875	7.86	0.00	**(有意差あり)
2 VS. 3	3.250	2.88	1.00	**(有意差あり)

表5 繰返しのある二元配置法（母数模型）の出力形式（その2）

8. 因子 A 内の特定の 2 水準における母平均の差の推定

因子 A の組合	差の絶対値	標準偏差	99%信頼区間	95%信頼区間	90%信頼区間
1 VS. 2	5.625	1.129	3.249	2.372	1.958
1 VS. 3	8.875	1.129	3.249	2.372	1.958
2 VS. 3	3.250	1.129	3.249	2.372	1.958

9. 因子 B 内の特定の 2 水準における母平均の差の検定

因子 B の組合	差の絶対値	t_0 値	$t_0-100\alpha$(%)	検　　定
1 VS. 2	5.000	3.84	0.12	＊＊(有意差あり)
1 VS. 3	6.500	4.99	0.01	＊＊(有意差あり)
1 VS. 4	11.833	9.08	0.00	＊＊(有意差あり)
2 VS. 3	1.500	1.15	26.49	(有意差なし)
2 VS. 4	6.833	5.24	0.01	＊＊(有意差あり)
3 VS. 4	5.333	4.09	0.07	＊＊(有意差あり)

10. 因子 B 内の特定の 2 水準における母平均の差の推定

因子 B の組合	差の絶対値	標準偏差	99%信頼区間	95%信頼区間	90%信頼区間
1 VS. 2	5.000	1.303	3.752	2.739	2.260
1 VS. 3	6.500	1.303	3.752	2.739	2.260
1 VS. 4	11.833	1.303	3.752	2.739	2.260
2 VS. 3	1.500	1.303	3.752	2.739	2.260
2 VS. 4	6.833	1,303	3.752	2.739	2.260
3 VS. 4	5.333	1.303	3.752	2.739	2.260

11. 因子 A と因子 B の最適な組合せ条件における母平均の推定

組合せ条件	平均値	標準偏差	99%信頼区間	95%信頼区間	90%信頼区間
A1 VS. B1	52.17	1.129	3.249	2.372	1.958
A1 VS. B2	57.17	1.129	3.249	2.372	1.958
A1 VS. B3	58.67	1.129	3.249	2.372	1.958
A1 VS. B4	64.00	1.129	3.249	2.372	1.958
A2 VS. B1	57.79	1.129	3.249	2.372	1.958
A2 VS. B2	62.79	1.129	3.249	2.372	1.958
A2 VS. B3	64.29	1.129	3.249	2.372	1.958
A2 VS. B4	69.63	1.129	3.249	2.372	1.958
A3 VS. B1	61.04	1.129	3.249	2.372	1.958
A3 VS. B2	66.04	1.129	3.249	2.372	1.958
A3 VS. B3	67.54	1.129	3.249	2.372	1.958
A3 VS. B4	72.88	1.129	3.249	2.372	1.958

る。

6. 因子Bにおける母平均の推定

因子Aの場合と同じく母平均の点推定は(19)式，区間推定は(20)式で推定され，推定した信頼区間の種類は因子Aと同一である。

7. 因子A内の特定の2水準における母平均の差の検定

帰無仮説(22)式の検定は，F 検定と同じく(23)式の検定規則 R を使用せず，t_0 値から直接その 100α%点を算出し，帰無仮説の検定を行った。その結果，因子A内のすべての水準の組合せについて，1%以下の有意差が認められた。

8. 因子A内の特定の2水準における母平均の差の推定

母平均の差の推定は，すべての水準の組合せについて(25)式を用いて行い，推定した信頼区間の種類は標準偏差，99%信頼区間，95%信頼区間，90%信頼区間である。

9. 因子B内の特定の2水準における母平均の差の検定

帰無仮説(27)式の検定は(28)式の検定規則 R を使用せず，因子Aと同じく直接有意水準を算出し，帰無仮説の検定を行った。その結果，水準2と水準3の組合せでは有意差が認められず，その他の組合せでは1%以下の有意差が認められた。

10. 因子B内の特定の2水準における母平均の推定

母平均の差の推定は，すべての水準の組合せについて(30)式を用いて行い，推定した信頼区間の種類は因子Aと同一である。

11. 因子Aと因子Bの最適な組合せ条件における母平均の推定

因子Aと因子Bの各水準のすべての組合せ条件における母平均を，交互作用（A×B）効果が無視できる場合の(32)式，その信頼区間を(33)式で算出した。推定した信頼区間の種類は標準偏差，99%信頼区間，95%信頼区間，90%信頼区間である。

Ⅳ. 考 察

本報での誤差分散の一様性の検討は，観測データの繰返数が等しく，さらに繰返数が10以下で適用される範囲 R の方法を利用したが，データの繰返数が異なるか，または繰返数が10以上の場合はBartlettの方法を利用する。この方法の詳細は，既報[3] で述べたのでここでは省略する。

因子Aおよび因子Bについて，特定の2水準の母平均の差の有意水準が，全体として5%となるように設定するためには，Tukeyの方法を適用する。

この方法を交互作用（A×B）効果が無視できる場合の(25)式について説明すると，$t(\phi_E'; \alpha)$ の代わりに $q(a, \phi_E'; 0.05)$ を使用する。q はStudent化された範囲と呼ばれるものの上側 100α%点で，a は繰返数，ϕ_E' は誤差分散の自由度，0.05は有意水準である。

この方法はプログラミングされていないが，必要な場合は標準偏差と q 数値表[1] を使って，容易に計算することができる。

結　　語

二元配置法による観測データの処理プログラムを BASIC で作成した。このプログラムは，データの繰返数が等しく母数模型（因子 A および因子 B がともに母数因子）の場合に利用できる。

混合模型および変量模型，さらに繰返数が異なるか，または繰返がない場合には，このプログラムを基礎にして目的に応じたプログラムを容易に作成することができる。

既報[3]の一元配置法とあわせて，このプログラムを使用することにより，多岐にわたる実験計画を実施することができる。

参 考 文 献

（1） 近藤良夫，舟阪　渡：技術者のための統計的方法，149—161，198—214，191，641，共立出版，1971.
（2） 大村　平，今田直孝：推測統計の FORTRAN，31—58，オーム社，1972.
（3） 川上弘泰：一元配置法の BASIC プログラム，九州産業大学国際文化学部紀要，第 3 号，117—130，1995.