



5 2 因子実験

5.2 2 因子実験（質的因子×質的因子）

テキスト

芳賀敏郎（2014）医薬品開発のための統計解析

第2部 実験計画法 改訂版、サイエンティスト社、p.294



第2部 実験計画法

- 1 因子実験・・・質的因子
 - 1.1 繰り返し数が等しい場合、1.2 繰り返し数が異なる場合
 - 1.3 多重比較、1.4 ばらつきを特性値とする実験
 - 1.5 ノンパラメトリック検定
- 量的因子
 - 2.1 直線関係の場合、2.2 非直線関係の場合
 - 2.3 ダミー変数による質的因子の効果の推定
- 乱塊法・・・3.1 質的因子の乱塊法、3.2 量的因子の乱塊法、3.3 欠測値のある場合
- 共分散分析・・・4.1 共分散分析の目的、4.2 解析手順、4.3 医薬品開発における共分散分析の例
- 2 因子実験**・・・5.1 2 因子実験の基礎、**5.2 質的因子×質的因子**、5.3 質的因子×量的因子
 - 5.4 質的因子×量的因子（変形）、5.5 量的因子×量的因子
- 多因子実験・・・6.1 多因子実験の基礎、6.2 スクリーニング計画、6.3 応答曲面計画
- 変量モデルほか・・・7.1 1 因子実験、7.2 枝分れ実験、7.3 乱塊法の拡張、7.4 経時データ、7.5 交差試験



5.2 2 因子実験（質的因子×質的因子）

p.174

- (1) 実験データと雌雄別々の解析
- (2) 雌雄を合わせた解析
- (3) JMP [モデルのあてはめ] による解析
- (4) 繰り返し数が不揃いの場合

テキストの
該当ページ

使用するファイル

Excel ファイル：「DE改5-2 因子.xlsx」

JMP ファイル：「5-2因子1.jmp」

サイエンティスト社のホームページからダウンロード

JMP 10.0.2 の出力を表示

★プレゼンテーションの
スピーカーノートを、
PDF の注釈に変換してあります



(1) 実験データと雌雄別々の解析

1 因子実験として解析

●Excelファイルの読み込みと表示

Excel ファイル「DE改5-2因子.xls」、名前ボックスから「表示5.2.1」 (Fig52_01) を選択

●実験の目的

標準薬剤 A_0 と 3 つの新薬 A_1 、 A_2 、 A_3 の薬効を、雄と雌のマウスを使って比較

●実験方法

材料：雄マウス16匹、雌のマウス16匹、計32匹

方法：4種類の薬剤を雌雄のマウス4匹ずつにランダムに投与して観測値を得た

●実験データ

質的因子×質的因子の2因子実験データ

表示 5.2.1 データと基本計算 (左上)

	A0	A1	A2	A3
B1	11.0	11.3	11.8	11.5
(雄)	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2	10.2	10.9	10.5	10.9
(雌)	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

実験の繰り返し
同じ水準の組合せで
実験した4匹の観測値

●グラフ化

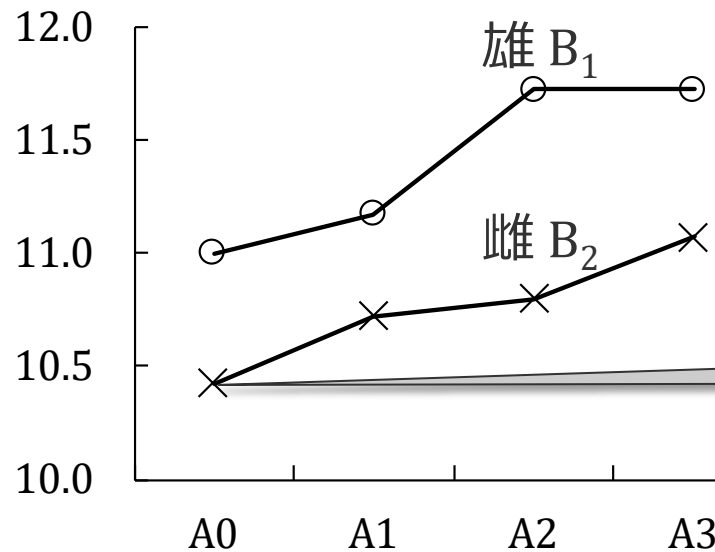
外れ値はない

平均値を比較すると雄の方が雌よりも高い傾向にある

薬剤間の差もありそう

(繰り返しのばらつきより薬剤間の差は小さそう)

表示 5.2.1 データと基本計算 (右下)

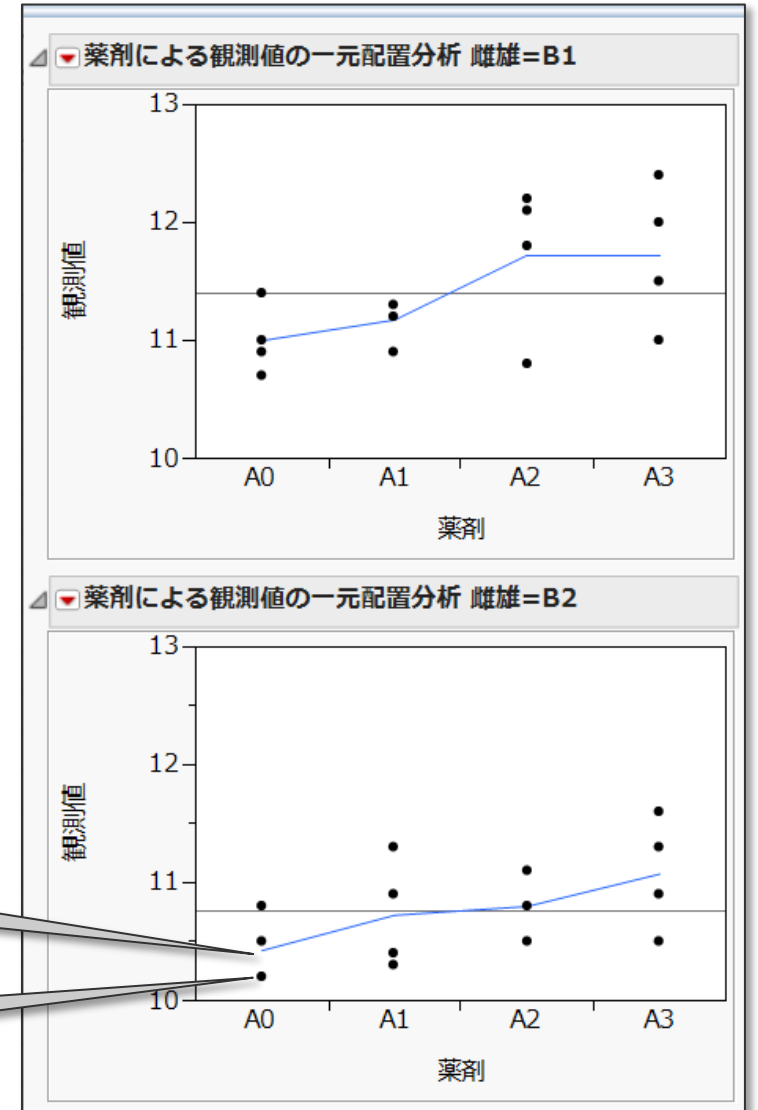


4 匹の平均値

1 匹の観測値

雄 B₁

雌 B₂



●基本計算

表示 5.2.1

データ

		A0	A1	A2	A3
$i = 0, 1, 2, 3$	B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
		10.7	11.3	12.2	12.0
	B2 (雌)	11.4	10.9	12.1	12.4
		10.9	11.2	10.8	11.0
$j = 1, 2$	B1 (雄)	10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
	B2 (雌)	10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6
$k = 1, 2, 3, 4$	B1 (雄)	10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
	B2 (雌)	10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6
観測値 y_{ijk}	B1 (雄)	10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
	B2 (雌)	10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6

残差

	A0	A1	A2	A3
B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	-0.30	0.13	0.47	0.28
	0.40	-0.28	0.37	0.68
	-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	0.38	0.58	0.00	-0.58
	0.07	-0.42	0.00	0.23
	-0.23	-0.32	0.30	0.52

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

●基本計算

表示 5.2.1

データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0 10.7 11.4 10.9	11.3	11.8	11.5
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

残差

	A0	A1	A2	A3
B1	0.00 -0.30 0.40 -0.10	0.13	0.07	-0.23
B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	0.38	0.58	0.00	-0.58
	0.07	-0.42	0.00	0.23
	-0.23	-0.32	0.30	0.52

$y_{ijk} = y_{013}$

$A_0B_1 : y_{01k}$
繰返し誤差を推定

A_0B_1 の平均 : $\bar{y}_{01\cdot}$

A_0 の平均 : $\bar{y}_{0\cdot\cdot}$

次項で使用

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

$y_{013} - \bar{y}_{01\cdot}$
= 11.4 - 11.00

B_1 の平均 : $\bar{y}_{\cdot 1}$

総平均 : $\bar{y}_{\cdot\cdot}$

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 1 因子実験として解析

雌雄別に 1 因子実験として解析

雄 B1 を例として復習 ([§1.1](#) p.23)

$$S_T = \sum_{i=0}^{a-1} \sum_{k=1}^n (y_{i1k} - \bar{y}_{\cdot 1})^2$$

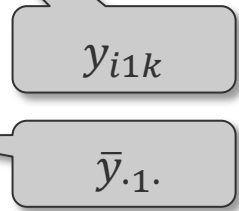
$$= \sum_{i=0}^3 \sum_{k=1}^4 (y_{i1k} - 11.41)^2$$

$$= 4.389$$

$$v_T = n \times a - 1$$

$$= 4 \times 4 - 1 = 15$$

データ					残差				
	A0	A1	A2	A3		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5	B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	10.7	11.3	12.2	12.0		-0.30	0.13	0.47	0.28
	11.4	10.9	12.1	12.4		0.40	-0.28	0.37	0.68
	10.9	11.2	10.8	11.0		-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9	B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	10.8	11.3	10.8	10.5		0.38	0.58	0.00	-0.58
	10.5	10.3	10.8	11.3		0.07	-0.42	0.00	0.23
	10.2	10.4	11.1	11.6		-0.23	-0.32	0.30	0.52
平均									
	A0	A1	A2	A3	平均				
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41				
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76				
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08				



● 1 因子実験として解析

雌雄別に 1 因子実験として解析
雄 B1 を例として復習 (§1.1 p.23)

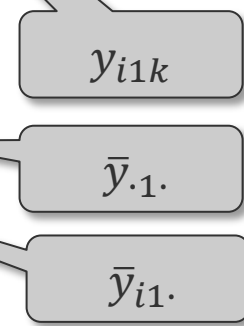
$$\begin{aligned}
 S_A &= \sum_{i=0}^{a-1} \sum_{k=1}^n (\bar{y}_{i1\cdot} - \bar{y}_{\cdot 1\cdot})^2 \\
 &= \sum_{i=0}^3 \sum_{k=1}^4 (\bar{y}_{i1\cdot} - 11.41)^2 \\
 &= 4 \times \sum_{i=0}^3 a_{i1}^2 \\
 &= 1.687
 \end{aligned}$$

$$v_A = a - 1 = 4 - 1 = 3$$

データ					残差				
	A0	A1	A2	A3		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5	B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	10.7	11.3	12.2	12.0		-0.30	0.13	0.47	0.28
	11.4	10.9	12.1	12.4		0.40	-0.28	0.37	0.68
	10.9	11.2	10.8	11.0		-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9	B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	10.8	11.3	10.8	10.5		0.38	0.58	0.00	-0.58
	10.5	10.3	10.8	11.3		0.07	-0.42	0.00	0.23
	10.2	10.4	11.1	11.6		-0.23	-0.32	0.30	0.52

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果				
	A0	A1	A2	A3
	-0.41	-0.23	0.32	0.32



補足 : B1 での薬剤の効果
 $a_{i1} = \bar{y}_{i1\cdot} - 11.41$

● 1 因子実験として解析

雌雄別に 1 因子実験として解析
雄 B1 を例として復習 (§1.1 p.23)

$$S_A = \sum_{i=0}^{a-1} \sum_{k=1}^n (\bar{y}_{i1\cdot} - \bar{y}_{\cdot 1\cdot})^2$$

$$= \sum_{i=0}^3 \sum_{k=1}^4 (\bar{y}_{i1\cdot} - 11.41)^2$$

$$= 4 \times \sum_{i=0}^3 a_{i1}^2$$

元になった値が何個の観測値から求められたかという数値に対応

データ					残差				
	A0	A1	A2	A3		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5	B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	10.7	11.3	12.2	12.0		-0.30	0.13	0.47	0.28
	11.4	10.9	12.1	12.4		0.40	-0.28	0.37	0.68
	10.9	11.2	10.8	11.0		-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9	B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	10.8	11.3	10.8	10.5		0.38	0.58	0.00	-0.58
	10.5	10.3	10.8	11.3		0.07	-0.42	0.00	0.23
	10.2	10.4	11.1	11.6		-0.23	-0.32	0.30	0.52

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

4 個

$\bar{y}_{\cdot 1\cdot}$

$\bar{y}_{i1\cdot}$

主効果				
	A0	A1	A2	A3
	-0.41	-0.23	0.32	0.32

補足 : B1 での薬剤の効果
 $a_{i1} = \bar{y}_{i1\cdot} - 11.41$

● 1 因子実験として解析

雌雄別に 1 因子実験として解析
雄 B1 を例として復習 (§1.1 p.23)

$$S_e = \sum_{i=0}^{a-1} \sum_{k=1}^n (y_{i1k} - \bar{y}_{i1\cdot})^2$$

$$= \sum_{i=0}^3 \sum_{k=1}^4 e_{i1k}^2$$

$$= 2.703$$

$$v_e = (n - 1) \times a$$

$$= (4 - 1) \times 4 = 12$$

データ		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)		11.0	11.3	11.8	11.5
		10.7	11.3	12.2	12.0
		11.4	10.9	12.1	12.4
		10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)		10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
		10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6

y_{014}

平均		A0	A1	A2	A3	平均
B1		11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2		10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均		10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

$\bar{y}_{01\cdot}$

残差		A0	A1	A2	A3
B1		0.00	0.13	0.07	-0.23
		-0.30	0.13	0.47	0.28
		0.40	-0.28	0.37	0.68
		-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2		-0.23	0.18	-0.30	-0.18
		0.38	0.58	0.00	-0.58
		0.07	-0.42	0.00	0.23
		-0.23	-0.32	0.30	0.52

$y_{014} - \bar{y}_{01\cdot}$
= 10.9 - 11.00

主効果		A0	A1	A2	A3
		-0.41	-0.23	0.32	0.32

補足 : B1 での薬剤の効果
 $a_{i1} = \bar{y}_{i1\cdot} - 11.41$

● 1 因子実験として解析

雄B1の場合、分散分析の結果、 p 値は $\alpha = 0.05$ よりも大きく、4薬剤間に有意差はない

雌B2の場合、分散分析の結果、 p 値は $\alpha = 0.05$ よりも大きく、4薬剤間に有意差はない

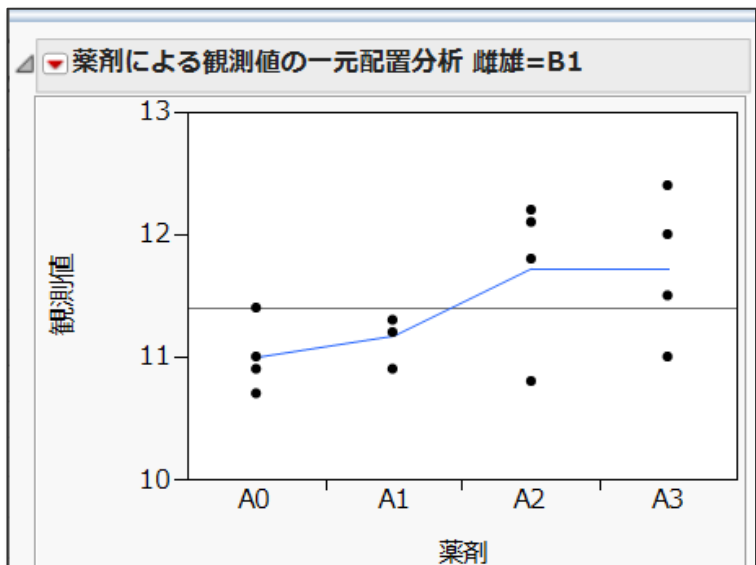
表示 5.2.2 雌雄別の分散分析表
分散分析

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
雄 B ₁ 薬剤間	1.687	3	0.562	2.497	0.1095	3.022	0.0493
誤差	2.703	12	0.225	1.000			
全体 (検算)	4.389	15					
雌 B ₂ 薬剤間	0.857	3	0.286	1.945	0.1763	1.535	0.2310
誤差	1.763	12	0.147	1.000			
全体 (検算)	2.619	15					

後で利用

雄雌	誤差	4.465	24	0.186			1.000
----	----	-------	----	-------	--	--	-------

雄 B₁





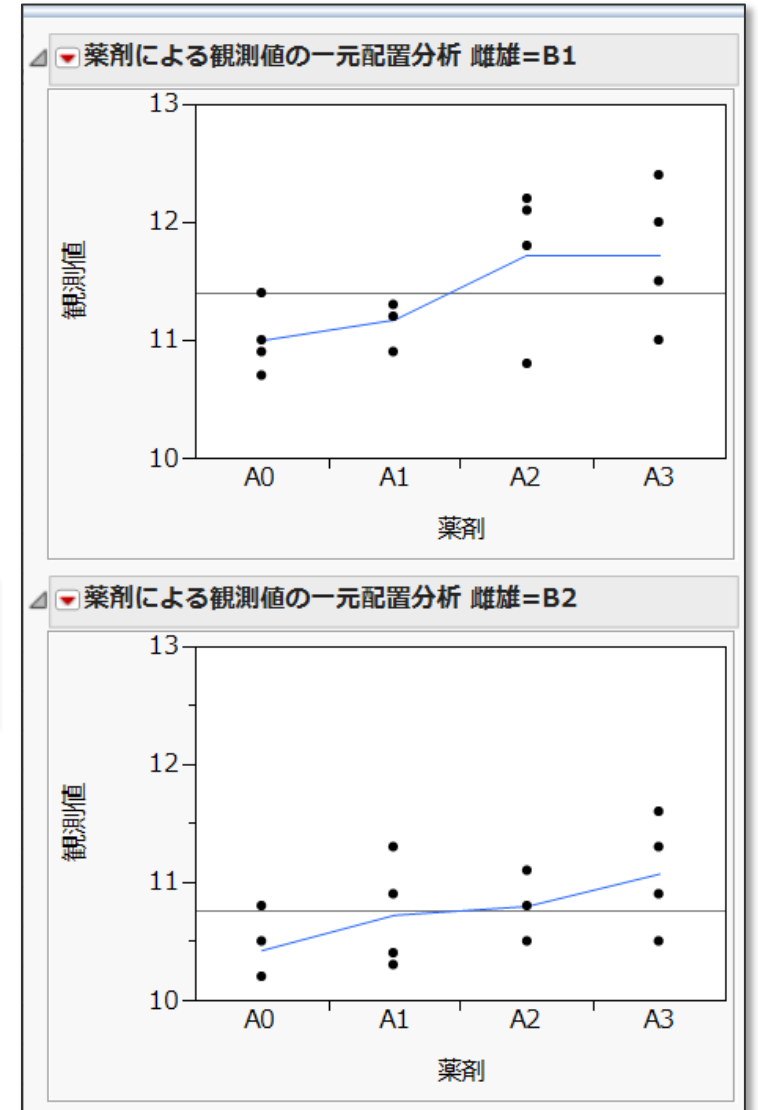
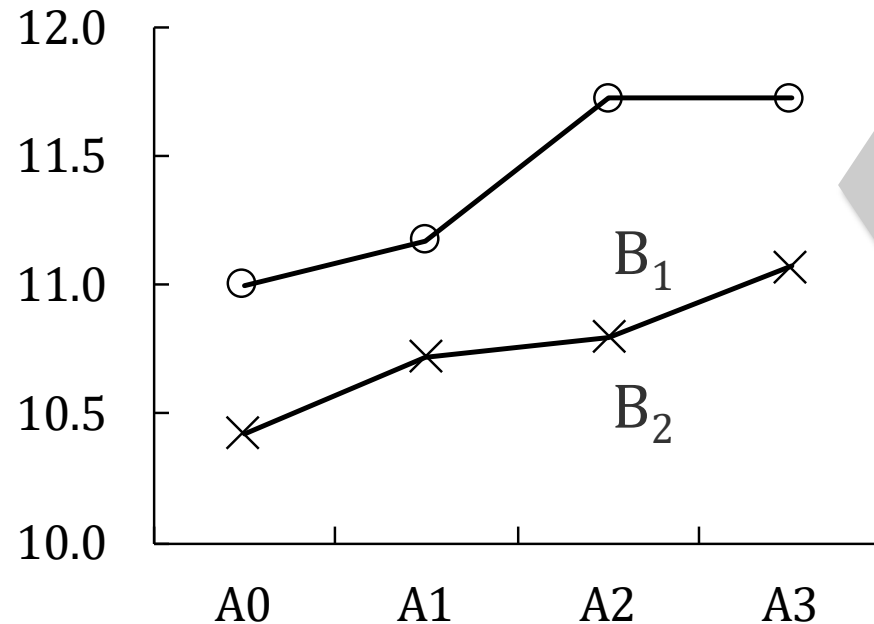
(2) 雌雄を合わせた解析

2 因子実験として解析

●グラフ化

雌雄別に1因子実験として解析した場合、薬剤間に有意差なし
グラフから、雌雄で薬剤間の差に同じ傾向が認められる
雌雄を一緒に解析すると、有意差が見い出されるかもしれない

表示 5.2.1 データと基本計算 (右下)



●誤差分散の等分散性の検定

雌雄一緒にして、2因子実験として解析するためには、
雄雌で誤差の標準偏差が等しいという条件（等分散）が必要

等分散性の検定（第1部 [§3.3](#)）

$$F = \frac{V_e}{V_e} = \frac{0.225}{0.147} = 1.533$$

表示 5.2.2

$$p = \text{F.DIST.RT}(1.533, 12, 12) = 0.235$$

$p > \alpha = 0.2$ （第2種の誤りを考慮）

誤差の標準偏差は等しいと

見なして解析を進める

(p.153、 p.178)

分散分析

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
雄							
薬剤間	1.687	3	0.562	2.497	0.1095	3.022	0.0493
誤差	2.703	12	0.225	1.000			
全体	4.389	15					
(検算)	4.389						
雌							
薬剤間	0.857	3	0.286	1.945	0.1763	1.535	0.2310
誤差	1.763	12	0.147	1.000			
全体	2.619	15					
(検算)	2.619						
雄雌							
誤差	4.465	24	0.186			1.000	

雄の分散

雌の分散

● 2 因子実験：データの構造式と帰無仮説

モデル
$$y_{ijk} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

$$= \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (5.1.2)$$



事例に合わせて

水準数 因子A : a ($0 \cdots i \cdots a-1$)
 因子B : b ($1 \cdots j \cdots b$)
 各水準の繰り返し数 n ($1 \cdots k \cdots n$)

制約条件

$$\sum_i \alpha_i = 0, \sum_j \beta_j = 0 \quad (5.1.4)$$

$$\sum_i (\alpha\beta)_{ij} = 0, \sum_j (\alpha\beta)_{ij} = 0 \quad (5.1.6) \quad \leftarrow \text{交互作用 (パターン2) } \S 5.1 \text{ p.172}$$

分散分析の帰無仮説

$$\alpha_0 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_{a-1} = 0 \quad \text{Aの主効果はない}$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_b = 0 \quad \text{Bの主効果はない}$$

$$(\alpha\beta)_{01} = (\alpha\beta)_{02} = \cdots = (\alpha\beta)_{a-1,b} = 0 \quad \text{交互作用 A} \times \text{B はない}$$

雌雄を合わせた解析

● 2 因子実験：主効果の算出

主効果の定義：水準平均 - 総平均 (§5.1 p.171)

薬剤の主効果

$$A0 : 10.71 - 11.08 = -0.37$$

$$A1 : 10.95 - 11.08 = -0.13$$

$$A2 : 11.26 - 11.08 = 0.18$$

$$A3 : 11.40 - 11.08 = 0.32$$

$$\text{計} \quad 0$$

雌雄の主効果

$$B1 : 11.41 - 11.08 = 0.33$$

$$B2 : 10.76 - 11.08 = -0.33$$

$$\text{計} \quad 0$$

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用					総平均
	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

$$10.71 - 11.08 = -0.37$$

● 2 因子実験：主効果の算出

主効果の定義：水準平均 - 総平均 (§5.1 p.171)

薬剤の主効果

$$A0 : 10.71 - 11.08 = -0.37$$

$$A1 : 10.95 - 11.08 = -0.13$$

$$A2 : 11.26 - 11.08 = 0.18$$

$$A3 : 11.40 - 11.08 = 0.32$$

$$\text{計} \quad 0$$

主効果の計は 0

雌雄の主効果

$$B1 : 11.41 - 11.08 = 0.33$$

$$B2 : 10.76 - 11.08 = -0.33$$

$$\text{計} \quad 0$$

$$11.41 - 11.08 = -0.33$$

主効果の計は 0

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

総平均

主効果と交互作用	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 2 因子実験：交互作用の算出

モデル $y_{ijk} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ijk}$

$$= \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (5.1.2)$$

ハット

予測式 $\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{ij\cdot} = \bar{y}_{\dots} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$

総平均

主効果

主効果

交互作用

交互作用の推定

$$(ab)_{ij} = \bar{y}_{ij\cdot} - (\bar{y}_{\dots} + a_i + b_j)$$

() 内は 主効果の加法性が成立

$$\begin{aligned} (ab)_{22} &= \bar{y}_{22\cdot} - (\bar{y}_{\dots} + a_2 + b_2) \\ &= 10.80 - (11.08 + 0.18 - 0.33) \\ &= 10.80 - 10.94 \\ &= -0.14 \end{aligned}$$

(A2,B2) の 交互作用

表示 5.2.1

データ		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)		11.0	11.3	11.8	11.5
		10.7	11.3	12.2	12.0
		11.4	10.9	12.1	12.4
		10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)		10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
		10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6
平均		$\bar{y}_{22\cdot}$			\bar{y}_{\dots}
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

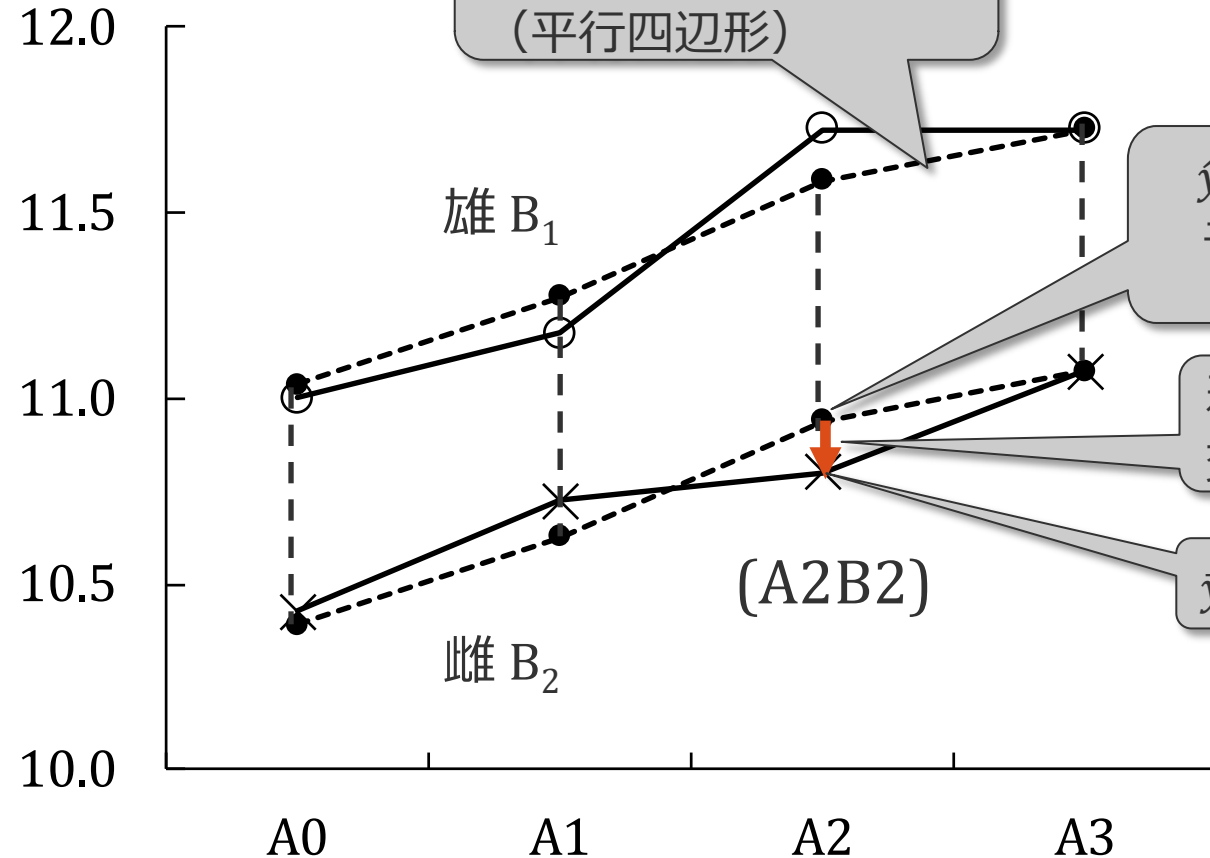
主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	0.37	0.13	0.18	0.32	11.08

雌雄を合わせた解析

● 2 因子実験：交互作用の算出

表示 5.2.1 (改変)



効果の加法性から
推定した値を結ぶ点線
(平行四辺形)

交互作用 (パターン 2) §5.1 p.171
平行四辺形からのズレを全体に分散して定義
 $-0.14 = 10.80 - 10.94$

$\hat{y}_{22} = 10.94 = (11.08 + 0.18 - 0.33)$
予測値 = 総平均 + 主効果 + 主効果

差 -0.14 が
交互作用

$\bar{y}_{22\cdot} = 10.80$

平均	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

a_2

b_2

● 2 因子実験：パラメータ推定値

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{ij\cdot} = \bar{y}_{\dots} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

$$\hat{y}_{ij} = \begin{pmatrix} 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \\ 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{pmatrix} -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \\ -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{pmatrix} 0.33 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ -0.33 & -0.33 & -0.33 & -0.33 \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{pmatrix} -0.04 & -0.10 & 0.14 & 0.00 \\ 0.04 & 0.10 & -0.14 & 0.00 \end{pmatrix},$$

(雄) (雌) (5.2.1)

$$\begin{matrix} \hat{y}_{01} & \hat{y}_{11} & \hat{y}_{21} & \hat{y}_{31} \\ \hat{y}_{02} & \hat{y}_{12} & \hat{y}_{22} & \hat{y}_{32} \end{matrix}$$

表示 5.2.1

データ		A0	A1	A2	A3
B1 (雄)		11.0	11.3	11.8	11.5
		10.7	11.3	12.2	12.0
		11.4	10.9	12.1	12.4
		10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)		10.2	10.9	10.5	10.9
		10.8	11.3	10.8	10.5
		10.5	10.3	10.8	11.3
		10.2	10.4	11.1	11.6

平均		A0	A1	A2	A3	平均
B1		11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2		10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均		10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用		A0	A1	A2	A3	主効果
B1		-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2		0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果		-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

総平均

Aの主効果

Bの主効果

交互作用

● 2 因子実験：パラメータ推定値

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{ij\cdot} = \bar{y}_{\dots} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

$$\hat{y}_{ij} = \begin{pmatrix} 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \\ 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \\ -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.33 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ -0.33 & -0.33 & -0.33 & -0.33 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.04 & -0.10 & 0.14 & 0.00 \\ 0.04 & 0.10 & -0.14 & 0.00 \end{pmatrix}, \quad \begin{matrix} \text{(雄)} \\ \text{(雌)} \end{matrix} \quad (5.2.1)$$

総平均
Aの主効果
Bの主効果
交互作用

$$\hat{y}_{01} = 11.08 + (-0.37) + 0.33 + (-0.04) = 11.00$$

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 2 因子実験：制約条件

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{ij\cdot} = \bar{y}_{\dots} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

$$\hat{y}_{ij} = \begin{pmatrix} 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \\ 11.08 & 11.08 & 11.08 & 11.08 \end{pmatrix}$$

総平均

Aの主効果

Bの主効果

交互作用

(雄
雌)

(5.2.1)

横計 0

$$+ \begin{pmatrix} -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \\ -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \end{pmatrix}$$

縦計 0

$$+ \begin{pmatrix} 0.33 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ -0.33 & -0.33 & -0.33 & -0.33 \end{pmatrix}$$

横計 0

$$+ \begin{pmatrix} -0.04 & -0.10 & 0.14 & 0.00 \\ 0.04 & 0.10 & -0.14 & 0.00 \end{pmatrix}$$

縦計 0

$$\sum_i \alpha_i = 0, \sum_j \beta_j = 0 \quad (5.1.4)$$

$$\sum_i (\alpha\beta)_{ij} = 0, \sum_j (\alpha\beta)_{ij} = 0 \quad (5.1.6) \text{ p.172}$$

表示 5.2.1

データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

- 2 因子実験：全体の平方和（総平方和）の算出 表示 5.2.1

$$S_T = (11.0 - 11.08)^2 + (10.7 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.3 - 11.08)^2 + (11.6 - 11.08)^2$$

$$= 10.389$$

$$S_A = 8 \times \{(10.71 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.40 - 11.08)^2\}$$

$$= 8 \times \{(-0.37)^2 + (-0.13)^2 + 0.18^2 + 0.32^2\}$$

$$= 2.301$$

$$S_B = 16 \times \{(11.41 - 11.08)^2 + (10.76 - 11.08)^2\}$$

$$= 16 \times \{0.33^2 + (-0.33)^2\}$$

$$= 3.380$$

データ		A0	A1	A2	A3	
B1 (雄)		11.0	11.3	11.8	11.5	
		10.7	11.3	12.2	12.0	
		11.4	10.9	12.1	12.4	
		10.9	11.2	10.8	11.0	
B2 (雌)		10.2	10.9	10.5	10.9	
		10.8	11.3	10.8	10.5	
		10.5	10.3	10.8	11.3	
		10.2	10.4	11.1	11.6	
平均		A0	A1	A2	A3	平均
B1		11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2		10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均		10.71	10.95	11.26	11.40	11.08
主効果と交互作用						総平均
		A0	A1	A2	A3	主効果
B1		-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2		0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果		-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 2 因子実験：薬剤の平方和の算出

$$S_T = (11.0 - 11.08)^2 + (10.7 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.3 - 11.08)^2 + (11.6 - 11.08)^2$$

$$= 10.389$$

$$S_A = 8 \times \{(10.71 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.40 - 11.08)^2\}$$

$$= 8 \times \{(-0.37)^2 + (-0.13)^2 + 0.18^2 + 0.32^2\}$$

$$= 2.301$$

$$S_B = 16 \times \{(11.41 - 11.08)^2 + (10.76 - 11.08)^2\}$$

$$= 16 \times \{0.33^2 + (-0.33)^2\}$$

$$= 3.380$$

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0 10.7 11.4 10.9	11.3 11.3 10.9 11.2	11.8 12.2 12.1 10.8	11.5 12.0 12.4 11.0
B2 (雌)	10.2 10.8 10.5 10.2	10.9 11.3 10.3 10.4	10.5 10.8 10.8 11.1	10.9 10.5 11.3 11.6

bn
 $= 2 \times 4 = 8$

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

総平均

主効果と交互作用					
	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 2 因子実験：雌雄の平方和の算出

$$S_T = (11.0 - 11.08)^2 + (10.7 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.3 - 11.08)^2 + (11.6 - 11.08)^2$$

$$= 10.389$$

$$S_A = 8 \times \{(10.71 - 11.08)^2 + \dots$$

$$\dots + (11.40 - 11.08)^2\}$$

$$= 8 \times \{(-0.37)^2 + (-0.13)^2 + 0.18^2 + 0.32^2\}$$

$$= 2.301$$

$$S_B = 16 \times \{(11.41 - 11.08)^2 + (10.76 - 11.08)^2\}$$

$$= 16 \times \{0.33^2 + (-0.33)^2\}$$

$$= 3.380$$

表示 5.2.1 データ

an
 $=4 \times 4 = 16$

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

総平均

主効果と交互作用	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● 2 因子実験：交互作用の平方和の算出

$$S_{A \times B} = 4 \times \{(-0.04)^2 + (-0.10)^2 + \dots + 0.00^2\}$$

$$= 0.243$$

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0 10.7 11.4 10.9	11.3	11.8	11.5
B2 (雌)	10.2 10.8 10.5 10.2	10.9	10.5	10.9

n=4

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

- 2 因子実験：誤差の平方和の算出
残差の平方和から誤差の平方和を推定

$$S_e = (0.00)^2 + (0.30)^2 + \dots + 0.23^2 + +0.52^2 \\ = 4.465$$

$$S_e = 10.389 - 2.301 - 3.380 - 0.243 \\ S_T - S_A - S_B - S_{A \times B} \\ = 4.465$$

$$S_e = 2.703 + 1.763 \quad (\text{表示 5.2.2 の誤差}) \\ = 4.465$$

雌雄別々に推定した誤差

表示 5.2.1

残差		A0	A1	A2	A3
B1		0.00	0.13	0.07	-0.23
		-0.30	0.13	0.47	0.28
		0.40	-0.28	0.37	0.68
		-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2		-0.23	0.18	-0.30	-0.18
		0.38	0.58	0.00	-0.58
		0.07	-0.42	0.00	0.23
		-0.23	-0.32	0.30	0.52

● 2 因子実験：平方和の分解 (§5.6 p.205)

総平均 + A_i の効果 + B_j の効果 + $A_i B_j$ の交互作用 + 残差

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (5.1.2) \quad \text{\textcircled{§5.1}} \text{ p.172}$$

$$y_{ijk} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

$$= \bar{y}_{...} + (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})$$

$$y_{ijk} - \bar{y}_{...} = a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

総平均を左辺に移項

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n a_i^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n b_j^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2 + \text{積の和}$$

一般的な表示
 $i = 1, 2, 3, 4$

$$= bn \sum_{i=1}^a a_i^2 + an \sum_{j=1}^b b_j^2 + n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2$$

= 0
[§1.1 p.23](#)

$$S_T = S_A + S_B + S_{A \times B} + S_e$$

● 2 因子実験：平方和の分解 (§5.6 p.205)

$(a + b + c)^2 = a^2 + b^2 + c^2 + 2ab + 2ac + 2bc$
 簡単な事例 積の和

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (5.1.2) \quad \text{\color{blue}\a href="#">\S 5.1}$$
 p.172

$$y_{ijk} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

$$= \bar{y}_{...} + (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})$$

$$y_{ijk} - \bar{y}_{...} = a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n a_i^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n b_j^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2 + \text{積の和}$$

一般的な表示
 $i = 1, 2, 3, 4$

$$= bn \sum_{i=1}^a a_i^2 + an \sum_{j=1}^b b_j^2 + n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2$$

= 0
 §1.1 p.23

$$S_T = S_A + S_B + S_{A \times B} + S_e$$

● 2 因子実験：平方和の分解 (§5.6 p.205)

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (5.1.2) \quad \text{\color{blue}\S 5.1} \text{ p.172}$$

$$\begin{aligned} y_{ijk} &= \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk} \\ &= \bar{y}_{...} + (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.}) \end{aligned}$$

$$y_{ijk} - \bar{y}_{...} = a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n a_i^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n b_j^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2 + \text{積の和}$$

一般的な表示
i = 1, 2, 3, 4

$$= bn \sum_{i=1}^a a_i^2 + an \sum_{j=1}^b b_j^2 + n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (ab)_{ij}^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n e_{ijk}^2$$

$$S_T = S_A + S_B + S_{A \times B} + S_e$$

● 2 因子実験：データの分解と平方和（演習5.2.1）

表示 5.7.1 $y_{ijk} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
雌	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

a_i 薬剤	+			
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

$(ab)_{ij}$ 交互作用	+			
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

$\bar{y}_{...}$ 総平均	=			
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081

b_j 雌雄	+			
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

e_{ijk} 残差	+			
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

● 2 因子実験：データの分解と平方和（演習5.2.1）

表示 5.7.1 $y_{ijk} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$ (5.1.2)

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
雌	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

a_i 薬剤	+			
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$ $2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

$(ab)_{ij}$ 交互作用	+			
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

$\bar{y}_{...}$ 総平均	=			
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081

b_j 雌雄	+			
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$ $4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

e_{ijk} 残差	+			
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

雌雄を合わせた解析

薬剤 A0($i=1$)、雌($j=2$)、繰り返しが3番目($k=3$)の観測値

表示 5.7.1 $y_{023} = \bar{y}_{...} + a_0 + b_2 + (ab)_{02} + e_{023} = 11.08 - 0.369 - 0.325 + 0.038 + 0.075 = 10.5$

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
雌	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

$y_{ijk} = y_{023}$

$\bar{y}_{...}$

a_i 薬剤	+			
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$ $2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$a_i = a_0$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
-0.369	-0.131	0.181	0.319	

b_j 雌雄	+			
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$ $4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
$b_j = b_2$	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
-0.325	-0.325	-0.325	-0.325	
-0.325	-0.325	-0.325	-0.325	

$(ab)_{ij}$ 交互作用	+			
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$(ab)_{ij} =$ $(ab)_{02}$	0.038	0.100	-0.137	0.000
0.038	0.100	-0.137	0.000	
0.038	0.100	-0.137	0.000	
0.038	0.100	-0.137	0.000	

e_{ijk} 残差	+			
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
$n=4$	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
$e_{ijk} = e_{023}$	0.375	0.575	0.000	-0.575
0.075	-0.425	0.000	0.225	
-0.225	-0.325	0.300	0.525	

雌雄を合わせた解析

薬剤 A0($i=1$)、雌($j=2$)、繰り返しが3番目($k=3$)の観測値

表示 5.7.1 $y_{023} = \bar{y}_{...} + a_0 + b_2 + (ab)_{02} + e_{023} = 11.08 - 0.369 - 0.325 + 0.038 + 0.075 = 10.5$

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
雌	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

$y_{ijk} = y_{023}$

$\bar{y}_{...}$

a_i 薬剤				
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$ $2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$a_i = a_0$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

b_j 雌雄				
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$ $4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
	0.325	0.325	0.325	0.325
$b_j = b_2$	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

$(ab)_{ij}$ 交互作用				
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$(ab)_{ij} =$ $(ab)_{02}$	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

e_{ijk} 残差				
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
$e_{ijk} = e_{023}$	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
$e_{ijk} = e_{023}$	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

雌雄を合わせた解析

制約：
 $-0.037 - 0.100 + 0.138 + 0.000 = 0$
 $0.038 + 0.100 - 0.137 + 0.000 = 0$
 $-0.037 + 0.038 = 0$
 $-0.100 + 0.100 = 0$
 $0.138 - 0.137 = 0$
 $0.000 + 0.000 = 0$ 丸め誤差あり

制約： $-0.369 - 0.131 + 0.181 + 0.319 = 0$

表示 5.7.1

制約： $0.325 - 0.325 = 0$

y_{ijk} 観測値
 S_T 10.389
 $y_{ijk} = y_{023}$

	10.7	11.3	12.1	10.9
雄	10.9	11.2	10.8	10.2
	10.2	10.9	10.5	10.8
	10.8	11.3	10.8	10.5
雌	10.2	10.4	11.1	11.6

a_i 薬剤	-0.369	-0.131	0.181	0.319
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

$(ab)_{ij}$ 交互作用	-0.037	-0.100	0.138	0.000
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

$\bar{y}...$

$\bar{y}...$ 総平均	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081

$= a_0$
 $b_j = b_2$

b_j 雌雄	0.325	0.325	0.325	0.325
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

$(ab)_{ij} = (ab)_{02}$
 $e_{ijk} = e_{023}$

e_{ijk} 残差	0.000	0.125	0.075	-0.225
S_e 4.465	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

雌雄を合わせた解析

表示 5.7.1

$$0.000 - 0.300 + 0.400 - 0.100 = 0$$

$$0.125 + 0.125 - 0.275 + 0.025 = 0$$

$$0.075 + 0.475 + 0.375 - 0.925 = 0$$

$$-0.225 + 0.275 + 0.675 - 0.725 = 0$$

雌の部分は省略

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	12.0
雄	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
雌	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

$y_{ijk} = y_{023}$

$a_i = a_0$

$(ab)_{ij}$ 交互作用	A0	A1	A2	A3
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

$(ab)_{ij} = (ab)_{02}$

$\bar{y}_{...}$ 総平均	A0	A1	A2	A3
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081

$\bar{y}_{...}$

b_j 雌雄	A0	A1	A2	A3
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$a_n=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

$b_j = b_2$


e_{ijk} 残差	A0	A1	A2	A3
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

$e_{ijk} = e_{023}$

雌雄を合わせた解析

● 2 因子実験：データの分解と平方和 (演習5.2.1)

表示 5.7.1 $y_{ijk} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$ (5.1.2)

 =DEVSQ()
 =SUMSQ()

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
雌	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平方和

a_i 薬剤				
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

2 乗和

$(ab)_{ij}$ 交互作用				
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

2 乗和

$\bar{y}_{...}$ 総平均				
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081
	11.081	11.081	11.081	11.081

b_j 雌雄				
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

2 乗和

e_{ijk} 残差				
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

2 乗和

雌雄を合わせた解析

● 2

$$S_A = (-0.369)^2 + (-0.369)^2 + (-0.369)^2 + \dots + 0.319^2 + 0.319^2 + 0.319^2 + 0.319^2$$

$$= 8 \times \{(-0.369)^2 + (-0.131)^2 + 0.181^2 + 0.319^2\}$$

$$= 2.301$$

■ =DEVSQ()
■ =SUMSQ()

表

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5

a_i 薬剤				
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

8 個分

$(ab)_{ij}$ 交互作用				
S_{AxB} 0.243	-0.037	-0.100	0.138	0.000
$n=4$	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

4 個分

$$S_B = 0.325^2 + 0.325^2 + 0.325^2 + \dots + (-0.325)^2 + (-0.325)^2$$

$$= 16 \times \{0.325^2 + (-0.325)^2\}$$

$$= 3.380$$

b_j 雌雄				
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

16 個分

e_{ijk} 残差				
S_e 4.465	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081

● 2 因子実験：データの分解と平方和（演習5.2.1）

表示 5.7.1

y_{ijk} 観測値	A0	A1	A2	A3
S_T 10.389	11.0	11.3	11.8	11.5
雄	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
	10.2	10.9	10.5	10.9
雌	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

=

$\bar{y}...$ 総平均	A0	A1	A2	A3
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081
11.081	11.081	11.081	11.081	11.081

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

+

a_i 薬剤				
S_A 2.301	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$bn=$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
$2 \times 4 = 8$	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319
	-0.369	-0.131	0.181	0.319

+

b_j 雌雄				
S_B 3.380	0.325	0.325	0.325	0.325
$an=$	0.325	0.325	0.325	0.325
$4 \times 4 = 16$	0.325	0.325	0.325	0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325
	-0.325	-0.325	-0.325	-0.325

● 2 因子実験：データの分解と平方和（演習5.2.1）

表示 5.7.1

表示 5.2.1 データ

残差

$(ab)_{ij}$ 交互作用

$S_{AxB} = 0.243$

$n = 4$

	A0	A1	A2	A3
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	-0.037	-0.100	0.138	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000
	0.038	0.100	-0.137	0.000

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

	A0	A1	A2	A3
B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	-0.30	0.13	0.47	0.28
	0.40	-0.28	0.37	0.68
	-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	0.38	0.58	0.00	-0.58
	0.07	-0.42	0.00	0.23
	-0.23	-0.32	0.30	0.52

e_{ijk} 残差

$S_e = 4.465$

	0.000	0.125	0.075	-0.225
	-0.300	0.125	0.475	0.275
	0.400	-0.275	0.375	0.675
	-0.100	0.025	-0.925	-0.725
	-0.225	0.175	-0.300	-0.175
	0.375	0.575	0.000	-0.575
	0.075	-0.425	0.000	0.225
	-0.225	-0.325	0.300	0.525

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

表示 5.2.1 は、表示 5.7.1 をコンパクトに過不足なくデータの分解を表示

雌雄を合わせた解析

● 2 因子実験：平和和の自由度

誤差（残差）の自由度

繰り返しの誤差の計が 0

これが $a \times b$ 個ある

$$v_e = ab(n - 1)$$

$$= 4 \times 2(4 - 1) = 24$$

主効果の自由度

各水準の主効果の計が 0

$$v_A = a - 1 = 4 - 1 = 3$$

$$v_B = b - 1 = 2 - 1 = 1$$

交互作用の自由度

横計と縦計が 0

$$v_{A \times B} = (a - 1)(b - 1)$$

$$= v_A v_B = 3 \times 1 = 3$$

データ

	A0	A1	A2	A3
B1	11.0	11.3	11.8	11.5
(雄)	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2	10.2	10.9	10.5	10.9
(雌)	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

残差

	A0	A1	A2	A3
B1	0.00	0.13	0.07	-0.23
	-0.30	0.13	0.47	0.28
	0.40	-0.28	0.37	0.68
	-0.10	0.02	-0.93	-0.73
B2	-0.23	0.18	-0.30	-0.18
	0.38	0.58	0.00	-0.58
	0.07	0.42	0.00	0.23
	-0.23	0.02	0.30	0.52

平均

	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

縦計 0

横計 0

主効果と交互作用

	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.00

横計 0

縦計 0

繰り返しの誤差

$$\sum_{k=1}^4 e_{ijk} = 0$$

● 2 因子実験：分散分析表

これまでに求めた平方和と自由度から分散分析表を作成
 誤差の平均平方を分母として、各要因の F 比とその p 値を計算
 薬剤は $p = 0.0171$ で有意（雌雄別々の分散分析では、 $p=0.1095$ 、 0.1763 、有意ではなかった）
 雌雄は $p = 0.0003$ で有意、交互作用は $p = 0.73$ で有意ではない

雌雄の因子を
加えた効果

表示 5.2.2 雌雄別の分散分析表

	要因	平方和	自由度	平均平方	F 比	p 値
雄 B1	薬剤間	1.687	3	0.562	2.497	0.1095
	誤差	2.703	12	0.225	1.000	
	全体	4.389	15			
雌 B2	薬剤間	0.857	3	0.286	1.945	0.1763
	誤差	1.763	12	0.147	1.000	
	全体	2.619	15			
雄雌	誤差	4.465	24	0.186		

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表（一部）

要因	平方和	自由度	平均平方	F 比	p 値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303
誤差	4.465	24	0.186	1.000	
全体	10.389	31			

0.186 が F 比の分母
であることを示す

● 2 因子実験：分散分析表

雌雄別の平方和

雌雄の薬剤間の和： $1.687 + 0.857 = 2.544$

雌雄の誤差の和： $2.703 + 1.763 = 4.466$

雌雄を合わせた平方和

薬剤間 + 交互作用： $2.302 + 0.243 = 2.544$

誤差： 4.465

表示 5.2.2 雌雄別の分散分析表

	要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p 値
雄 B1	薬剤間	1.687	3	0.562	2.497	0.1095
	誤差	2.703	12	0.225	1.000	
	全体	4.389	15			
雌 B2	薬剤間	0.857	3	0.286	1.945	0.1763
	誤差	1.763	12	0.147	1.000	
	全体	2.619	15			
雄雌	誤差	4.465	24	0.186		

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表 (一部)

	要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p 値
	薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171
	雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003
	交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303
	誤差	4.465	24	0.186	1.000	
	全体	10.389	31			

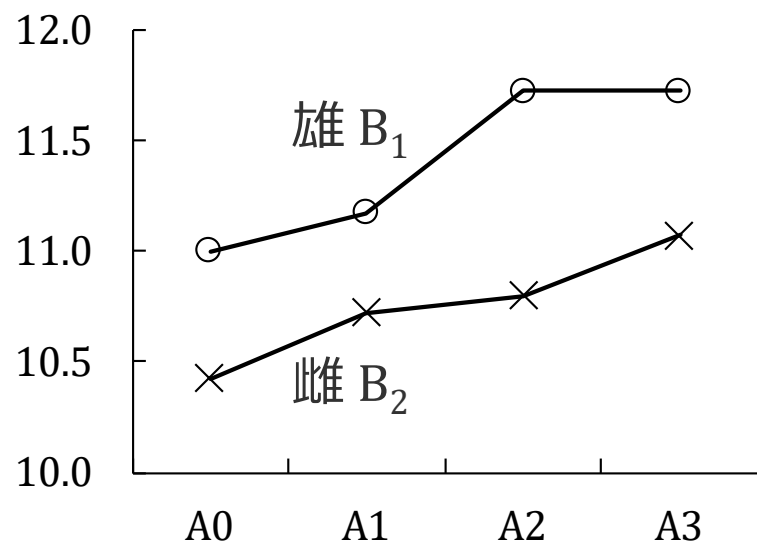
● 2 因子実験：交互作用が有意でない場合の対応

交互作用が有意ではない → 薬剤の効果が雄雌で違うとはいえない

薬剤の効果が雄雌で同じならば，2本の折れ線は同じ形をし，上下に移動すると重なるはず
表示5.2.1では重ならないが，そのズレはそれほど大きくないように見える

このズレが繰り返し誤差の範囲内かを判断するために F 比が用いられ、有意ではなかった

表示 5.2.1 データと基本計算（右下）



表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表（一部）

要因	平方和	自由度	平均平方	F 比	p 値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303
誤差	4.465	24	0.186	1.000	
全体	10.389	31			

● 2 因子実験：交互作用が有意でない場合の対応

交互作用のプーリング

薬剤と雌雄の交互作用が有意ではない場合（薬剤の効果が雌雄で変わらない）

交互作用の平方和と自由度を

誤差と見なして、誤差に併合

（交互作用を誤差にプールする）

p 値が、0.0171 から 0.0121 と

小さくなった（検出力の向上）

（平方和が誤差に加わる影響より

自由度が誤差に加わる影響が

大きい場合）

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 比	p 値	F 比	p 値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003		
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303		
誤差	4.465	24	0.186	1.000			
全体	10.389	31					
誤差*	4.708	27	0.174			1.000	

平方和 $0.243 + 4.465 = 4.708$

自由度 $3 + 24 = 27$

減少

● 2 因子実験：交互作用が有意でない場合の対応

交互作用の項を誤差にプールした
F比とそのp値

交互作用のプーリング

薬剤と雌雄の交互作用が有意ではない場合（薬剤の効果が雌雄で変わらない）

交互作用の平方和と自由度を
誤差と見なして、誤差に併合

（交互作用を誤差にプールする）

p値が、0.0171 から 0.0121 と
小さくなった（検出力の向上）

（誤差の平方和に加わる影響より
誤差の自由度に加わる影響が
大きい場合）

交互作用を誤差にプールした分散分析

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	19.386	0.0002
誤差	4.708	27	0.174		
全体	10.389	31			

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003		
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303		
誤差	4.465	24	0.186	1.000			
全体	10.389	31					
誤差*	4.708	27	0.174			1.000	

平均平方が 0.186 から減少する

$$\frac{4.465 + 0.243}{24 + 3} = 0.174$$

減少

● 2 因子実験：交互作用が有意である場合の対応

雌雄で別々に解析する必要がある

雌雄で標準偏差が等しいと仮定 → 雌雄で併合した誤差分散を利用（誤差をより精度よく推定）

併合分散 $(2.703 + 1.763) / (12 + 12) = 4.465 / 24 = 0.186$

雄の場合 F 比 $0.562 / 0.186 = 3.022$

p 値 $= F.DIST.RT(3.022, 3, 24) = 0.0493$

自由度が大きくなると
 p 値は小さくなる

表示 5.2.2

	要因	平方和	自由度	平均平方	F 比	p 値	F 比	p 値
雄 B1	薬剤間	1.687	3	0.562	2.497	0.1095	3.022	0.0493
	誤差	2.703	12	0.225	1.000			
	全体	4.389	15					
雌 B2	薬剤間	0.857	3	0.286	1.945	0.1763	1.535	0.2310
	誤差	1.763	12	0.147	1.000			
	全体	2.619	15					
雄雌	誤差	4.465	24	0.186			1.000	

雌雄で標準偏差が等しいと仮定した場合
残差の平方和が増加 → 平均平方は増加
残差の自由度が増加 → 平均平方が減少



- 2 因子実験：交互作用の結果から検定の手順を調整することについて
交互作用のプーリング（交互作用を誤差にプールする）への異論
「交互作用が有意でない」 = 「交互作用が見つからない」
直ちに「交互作用がない」と確認されたわけではない

検証的な実験の場合、実験前に統計手法、有意水準、両側検定／片側検定を決めておく
データを見てから解析方法を変えるべきではない

探索的な実験の場合の対応として、検定結果から検定の手順の調整を行う
交互作用が有意でない場合は交互作用をプーリングする
ただし、 p 値が 0.2 以下（ F 値が 2.0 以上）のときはプーリングしない
（第 2 種の誤りを考慮して、慎重な対応をする）



(3) JMP [モデルのあてはめ] による解析

JMP [モデルのあてはめ] による解析

●JMPファイルの読み込みと表示

JMP ファイル「5-2因子1.jmp」を読み込み

●データ

表示 5.2.1 のデータ

因子：「薬剤」 … 名義尺度

「雌雄」 … 名義尺度

観測値：「効果」 … 連続尺度

表示 5.2.1

	A0	A1	A2	A3
B1	11.0	11.3	11.8	11.5
(雄)	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2	10.2	10.9	10.5	10.9
(雌)	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

雄と雌を
マーカーと色で識別

利用しない

	雄雌	薬剤	効果	x
+	1 雄	A0	11	0
+	2 雄	A1	11.3	1
+	3 雄	A2	11.8	2
+	4 雄	A3	11.5	3
+	5 雄	A0	10.7	0
+	6 雄	A1	11.3	1
+	7 雄	A2	12.2	2
+	8 雄	A3	12	3
+	9 雄	A0	11.4	0
+	10 雄	A1	10.9	1

JMP [モデルのあてはめ] による解析

p.179

●JMPファイルの読み込みと表示

JMP ファイル「5-2因子1.jmp」を読み込み

●データ

表示 5.2.1 のデータ

因子：「薬剤」 … 名義尺度

「雌雄」 … 名義尺度

観測値：「効果」 … 連続尺度

●解析

[分析] > [モデルのあてはめ]

[役割変数の選択、Y]：「効果」

[モデル効果の構成]：「薬剤」「雌雄」「**薬剤*雌雄**」

[強調点]：[最小レポート]

雄と雌を
マーカーと色で識別

「薬剤」と「雌雄」を選択して
[交差] をクリック
([§4.2](#) p.147)

		雄雌	薬剤	効果	x
+	1	雄	A0	11	0
+	2	雄	A1	11.3	1
+	3	雄	A2	11.8	2
+	4	雄	A3	11.5	3
+	5	雄	A0	10.7	0
+	6	雄	A1	11.3	1
+	7	雄	A2	12.2	2
+	8	雄	A3	12	3
+	9	雄	A0	11.4	0
+	10	雄	A1	10.9	1

JMP [モデルのあてはめ] による解析

p.179

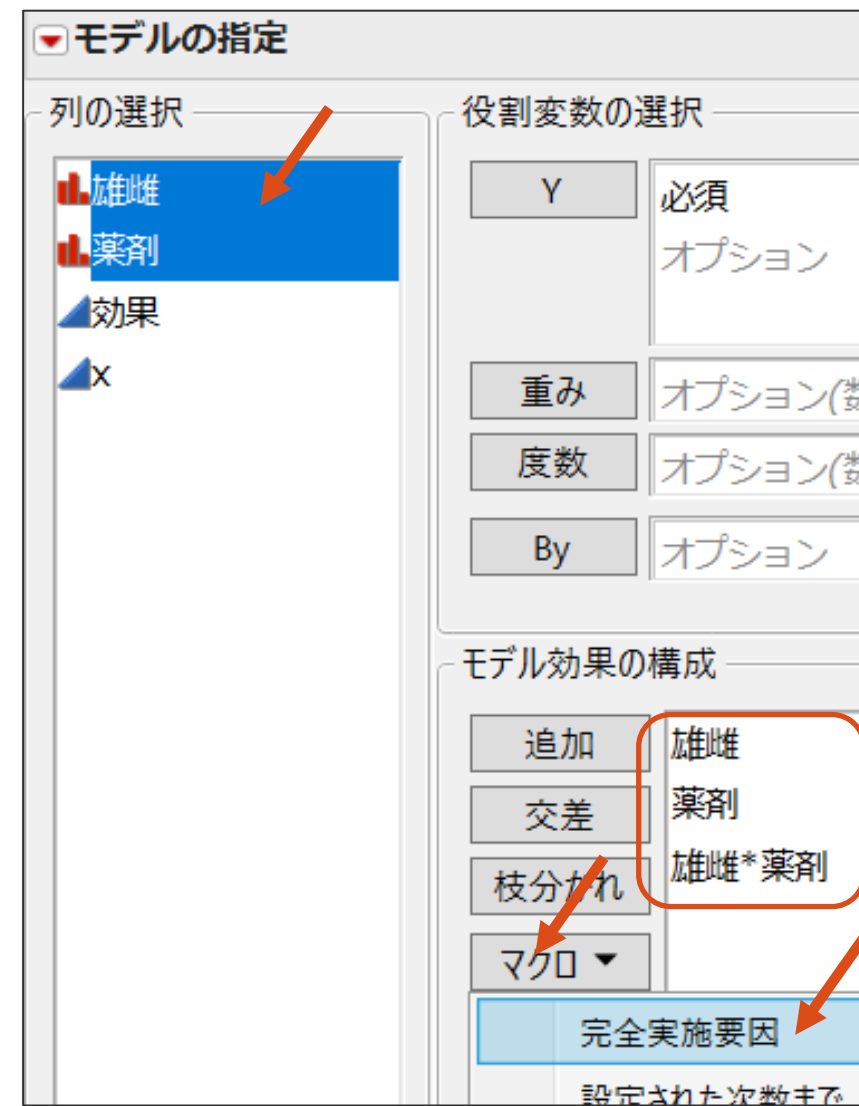
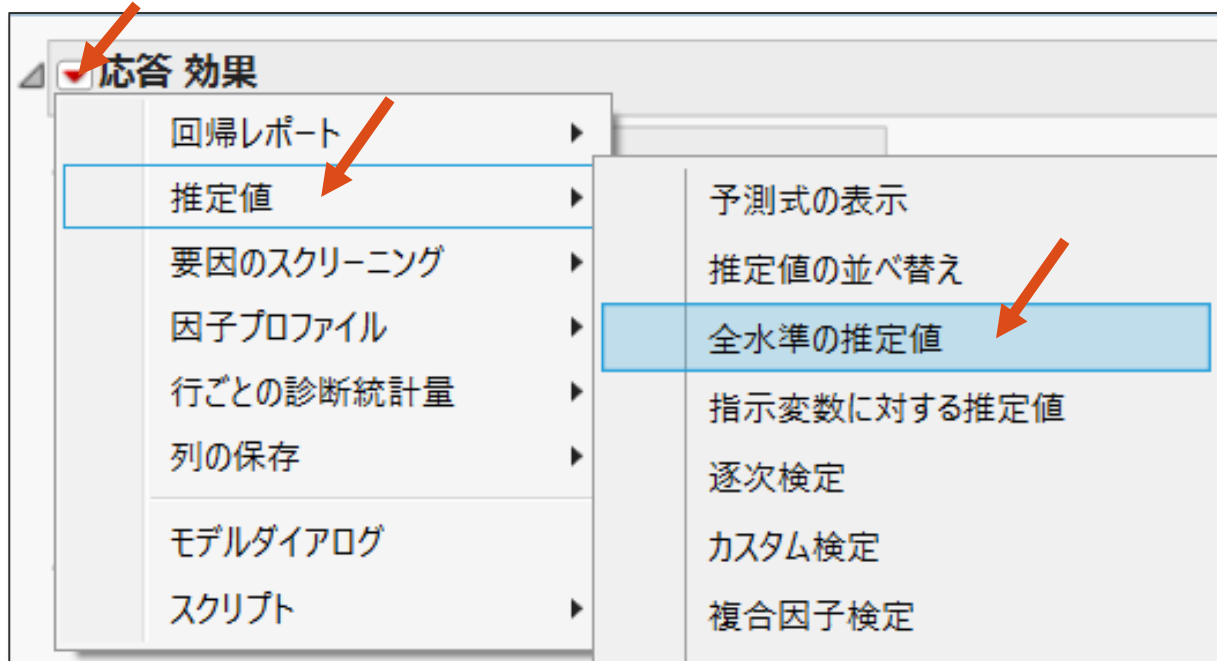
●入力方法の簡略

「雌雄」と「薬剤」を選択

[マクロ] > [完全実施要因] をクリック

●全水準の推定値

▼応答 > [推定値] > [全水準の推定値]



● [あてはめの要約]

$$R^2 = \frac{5.924}{10.389} = 0.570$$

$$R^{*2} = 1 - V_e/V_T$$

$$= 1 - \frac{0.186}{10.389/31}$$

$$= 0.445$$

$$RMSE = \sqrt{0.186} = 0.431$$

(残差標準偏差 第1部 §4.4)

モデルの平方和 5.924
自由度 7

表示 5.2.5 JMP による解析結果

あてはめの要約	
R2乗	0.570208
自由度調整R2乗	0.444852
誤差の標準偏差(RMSE)	0.431325
Yの平均	11.08125
オブザベーション(または重みの合計)	32

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003		
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303		
誤差	4.465	24	0.186	1.000			
全体	10.389	31					
誤差*	4.708	27	0.174			1.000	

V_e

- [分散分析]

表示 5.2.5 JMP による解析結果

分散分析				
要因	自由度	平方和	平均平方	F値
モデル	7	5.923750	0.846250	4.5487
誤差	24	4.465000	0.186042	p値(Prob>F)
全体(修正済み)	31	10.388750		0.0024*

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003		
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303		
誤差	4.465	24	0.186	1.000			
全体	10.389	31					
誤差*	4.708	27	0.174			1.000	

モデルの平方和 5.924
自由度 7

- [効果の検定]

表示 5.2.5 JMP による解析結果

効果の検定						
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値(Prob>F)	
雄雌	1	1	3.3800000	18.1680	0.0003*	
薬剤	3	3	2.3012500	4.1232	0.0171*	
雄雌*薬剤	3	3	0.2425000	0.4345	0.7303	

表示 5.2.3 雌雄を合わせた分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F比	p値	F比	p値
薬剤間	2.301	3	0.767	4.123	0.0171	4.400	0.0121
雄雌	3.380	1	3.380	18.168	0.0003		
交互作用	0.243	3	0.081	0.434	0.7303		
誤差	4.465	24	0.186	1.000			
全体	10.389	31					
誤差*	4.708	27	0.174			1.000	

● [全水準の推定値]

表示 5.2.6 JMP による解析結果 (続き)

全水準の推定値				
名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている				
項	推定値	標準誤差	t値	p値(Prob> t)
切片	11.08125	0.076248	145.33	<.0001*
雄 _雄 [雄]	0.325	0.076248	4.26	0.0003*
雄 _雌 [雌]	-0.325	0.076248	-4.26	0.0003*
薬剤[A0]	-0.36875	0.132066	-2.79	0.0101*
薬剤[A1]	-0.13125	0.132066	-0.99	0.3302
薬剤[A2]	0.18125	0.132066	1.37	0.1826
薬剤[A3]	0.31875	0.132066	2.41	0.0238*
雄 _雄 [雄]*薬剤[A0]	-0.0375	0.132066	-0.28	0.7789
雄 _雄 [雄]*薬剤[A1]	-0.1	0.132066	-0.76	0.4563
雄 _雄 [雄]*薬剤[A2]	0.1375	0.132066	1.04	0.3082
雄 _雄 [雄]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00	1.0000
雄 _雌 [雌]*薬剤[A0]	0.0375	0.132066	0.28	0.7789
雄 _雌 [雌]*薬剤[A1]	0.1	0.132066	0.76	0.4563
雄 _雌 [雌]*薬剤[A2]	-0.1375	0.132066	-1.04	0.3082
雄 _雌 [雌]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00	1.0000

表示 5.2.1 データ

	A0	A1	A2	A3
B1	11.0	11.3	11.8	11.5
(雄)	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2	10.2	10.9	10.5	10.9
(雌)	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用					
	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

JMP [モデルのあてはめ] による解析

● [全水準の推定値]

表示 5.2.6 JMP による解析結果 (続き)

$$\hat{y}_{ij} = 11.08 + \begin{pmatrix} -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \\ -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.33 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ -0.33 & -0.33 & -0.33 & -0.33 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.04 & -0.10 & 0.14 & 0.00 \\ 0.04 & 0.10 & -0.14 & 0.00 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \text{雄} \\ \text{雌} \end{pmatrix} \quad (5.2.1)$$

全水準の推定値

名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている

項	推定値	標準誤差	t値	p値(Prob> t)
切片	11.08125	0.076248	145.33	<.0001*
雄雌[雄]	0.325	0.076248	4.26	0.0003*
雄雌[雌]	-0.325	0.076248	-4.26	0.0003*
薬剤[A0]	-0.36875	0.132066	-2.79	0.0101*
薬剤[A1]	-0.13125	0.132066	-0.99	0.3302
薬剤[A2]	0.18125	0.132066	1.37	0.1826
薬剤[A3]	0.31875	0.132066	2.41	0.0238*

表示 5.2.1

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用					
	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

JMP [モデルのあてはめ] による解析

- [全水準の推定値]

表示 5.2.6 JMP による解析結果 (続き)

$$\hat{y}_{ij} = 11.08 + \begin{pmatrix} -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \\ -0.37 & -0.13 & 0.18 & 0.32 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.33 & 0.33 & 0.33 & 0.33 \\ -0.33 & -0.33 & -0.33 & -0.33 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.04 & -0.10 & 0.14 & 0.00 \\ 0.04 & 0.10 & -0.14 & 0.00 \end{pmatrix}, \begin{matrix} (\text{雄}) \\ (\text{雌}) \end{matrix} \quad (5.2.1)$$

全水準の推定値				
名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている				
雄雌[雄]*薬剤[A0]	-0.0375	0.132066	-0.28	0.7789
雄雌[雄]*薬剤[A1]	-0.1	0.132066	-0.76	0.4563
雄雌[雄]*薬剤[A2]	0.1375	0.132066	1.04	0.3082
雄雌[雄]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00	1.0000
雄雌[雌]*薬剤[A0]	0.0375	0.132066	0.28	0.7789
雄雌[雌]*薬剤[A1]	0.1	0.132066	0.76	0.4563
雄雌[雌]*薬剤[A2]	-0.1375	0.132066	-1.04	0.3082
雄雌[雌]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00	1.0000

表示 5.2.1

平均					
	A0	A1	A2	A3	平均
B1	11.00	11.18	11.73	11.73	11.41
B2	10.43	10.73	10.80	11.08	10.76
平均	10.71	10.95	11.26	11.40	11.08

主効果と交互作用					
	A0	A1	A2	A3	主効果
B1	-0.04	-0.10	0.14	0.00	0.33
B2	0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.33
主効果	-0.37	-0.13	0.18	0.32	11.08

● [効果の詳細]

母平均の点推定と区間推定（信頼率：95%）

本事例では、「薬剤」「雌雄」ともに有意

「雌雄」の平均、「薬剤」の平均に意味がない

「薬剤」と「雌雄」の組合せで考える

最小2乗平均は、後で説明

▶ 効果の詳細

雄雌*薬剤

水準	最小2乗平均	標準誤差
雄,A0	11.000000	0.21566274

右側メニュー:

- 水準
- 最小2乗平均
- ~推定可能性
- 標準誤差
- 下側95%
- 上側95%

メニュー項目:

- テーブルスタイル
- テーブル行スタイル
- 列
- 列の値で並べ替え...

表の上で
右クリック

効果の詳細

▼ 雄雌

水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
雄	11.406250	0.10783137	11.4063
雌	10.756250	0.10783137	10.7563

▼ 薬剤

水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.15249658	10.7125
A1	10.950000	0.15249658	10.9500
A2	11.262500	0.15249658	11.2625
A3	11.400000	0.15249658	11.4000

▼ 雄雌*薬剤

水準	最小2乗平均	標準誤差
雄,A0	11.000000	0.21566274
雄,A1	11.175000	0.21566274
雄,A2	11.725000	0.21566274
雄,A3	11.725000	0.21566274
雌,A0	10.425000	0.21566274
雌,A1	10.725000	0.21566274
雌,A2	10.800000	0.21566274
雌,A3	11.075000	0.21566274

「雌雄」の
平均値と標準誤差
取り扱いに注意

「薬剤」の
平均値と標準誤差
取り扱いに注意

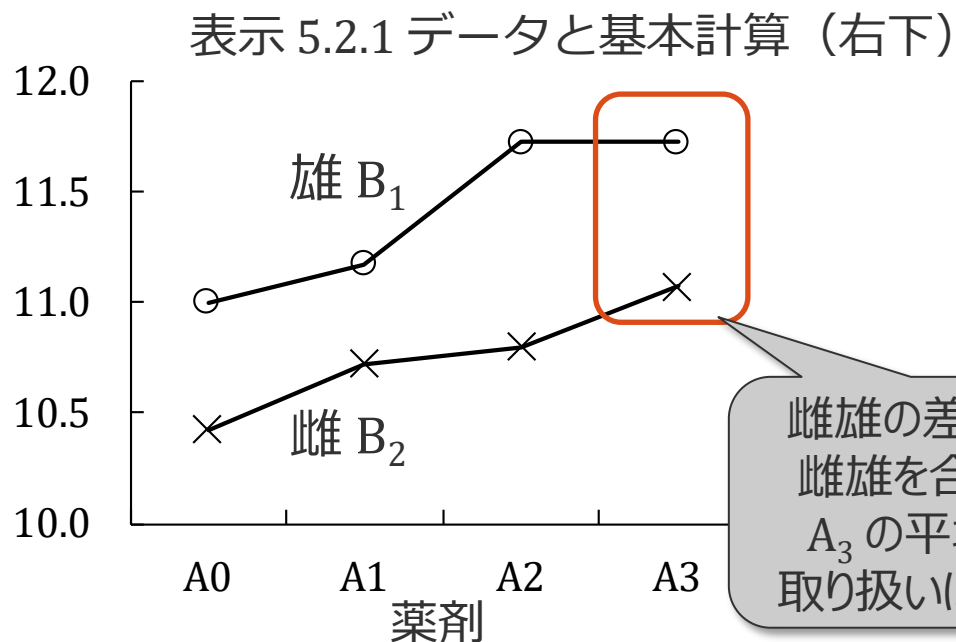
「薬剤」×「雌雄」の
平均値と標準誤差

最小2乗平均

● [効果の詳細]

2 因子の水準組合せで、母平均の点推定と区間推定（信頼率：95%）

本事例では、「薬剤」「雌雄」ともに有意 → 「雌雄」を合わせた「薬剤」の平均に意味がない
「薬剤」と「雌雄」の水準組合せで考える



母平均の点推定と区間推定（信頼率：95%）

▼ 雄雌*薬剤

▲ 最小2乗平均表

水準	最小2乗平均	標準誤差	下側95%	上側95%
雄,A0	11.000000	0.21566274	10.554894	11.445106
雄,A1	11.175000	0.21566274	10.729894	11.620106
雄,A2	11.725000	0.21566274	11.279894	12.170106
雄,A3	11.725000	0.21566274	11.279894	12.170106
雌,A0	10.425000	0.21566274	9.979894	10.870106
雌,A1	10.725000	0.21566274	10.279894	11.170106
雌,A2	10.800000	0.21566274	10.354894	11.245106
雌,A3	11.075000	0.21566274	10.629894	11.520106

雌雄の差は有意
雌雄を合わせた
A₃ の平均値の
取り扱いに慎重に

● [効果の詳細]

2つの母平均の差の検定

雄雌*薬剤

- 最小2乗平均表
- 最小2乗平均プロット
- 最小2乗平均の対比...
- 最小2乗平均のStudentのt検定
- 最小2乗平均のTukeyのHSD検定
- 最小2乗平均のDunnettの検定
- 輪切り検定(単純主効果検定)
- 検出力の分析



雄雌*薬剤

最小2乗平均差のStudentのt検定

		最小2乗平均[j]							
平均[i]-平均[j]	雄,A0	雄,A1	雄,A2	雄,A3	雌,A0	雌,A1	雌,A2	雌,A3	
差の標準誤差									
差の下側信頼限界									
差の上側信頼限界									
	-0.8295	-1.0045	-1.5545	-1.5545	-0.2545	-0.5545	0	-0.9045	
雌,A3	0.42947	0.25447	-0.2955	-0.2955	1.00447	0.70447	0	0.35447	
	0.075	-0.1	-0.65	-0.65	0.65	0.35	0.275	0	
	0.30499	0.30499	0.30499	0.30499	0.30499	0.30499	0.30499	0	
	-0.5545	-0.7295	-1.2795	-1.2795	0.02053	-0.2795	-0.3545	0	
	0.70447	0.52947	-0.0205	-0.0205	1.27947	0.97947	0.90447	0	

水準	~文字A列	~文字B列	~文字C列	~文字D列	~文字E列	~文字F列	最小2乗平均
雄,A2	A						11.725000
雄,A3	A						11.725000
雄,A1	A	B					11.175000
雌,A3		B					11.075000
雄,A0		B	C				11.000000
雌,A2		B	C				10.800000
雌,A1		B	C				10.725000
雌,A0			C				10.425000

雄の A₃ と雌の A₃ の比較
赤いので有意

同じ文字でつながっていない水準は有意に異なります。

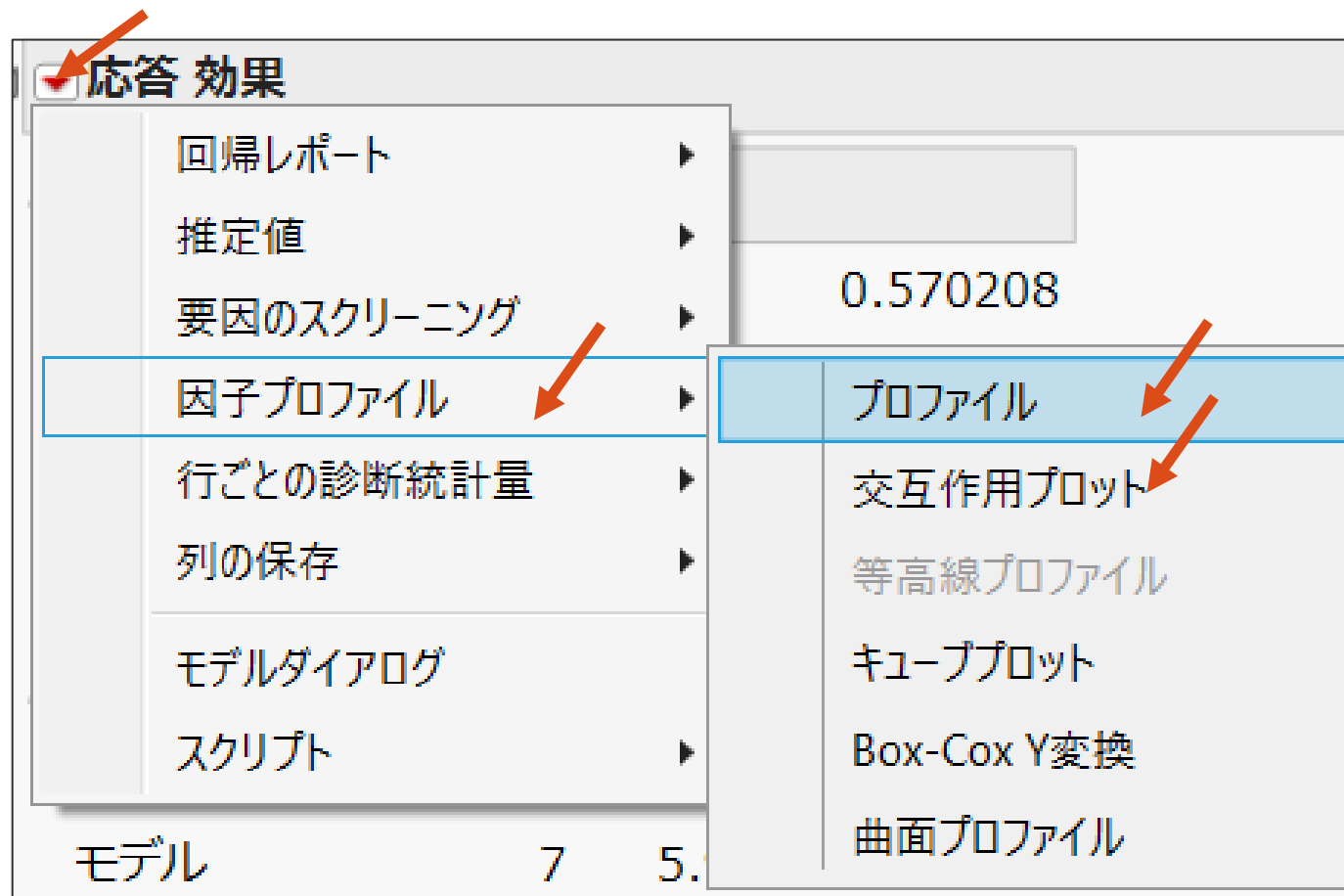
- [因子プロファイル]

グラフによる2因子実験の解析、 [予測プロファイル]、 [交互作用プロット]

表示 5.2.5

- ▼ 応答 > [因子プロファイル]
 - > [プロファイル]
 - [交互作用プロット]

探索的な解析方法



- [因子プロファイル] > [予測プロファイル]

(1) 現在

左のグラフは「雄」が選択されているので
右のグラフは「雄」での薬剤の比較

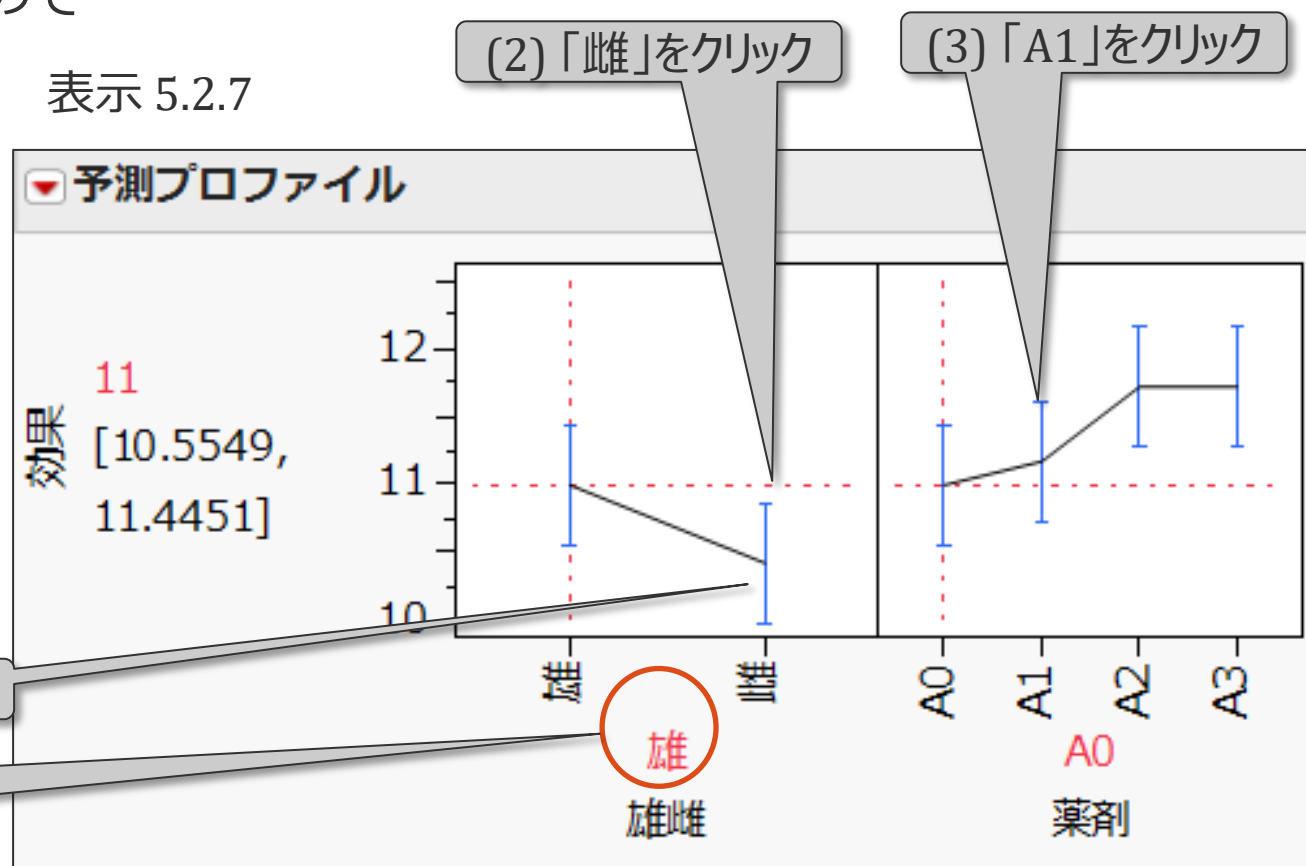
(2) 左のグラフの「雌」をクリック

右のグラフは「雌」での比較に変化
(点線が移動して、比較対象が変更)

(3) 右のグラフの「A1」をクリック

左のグラフは「A1」での比較に変化

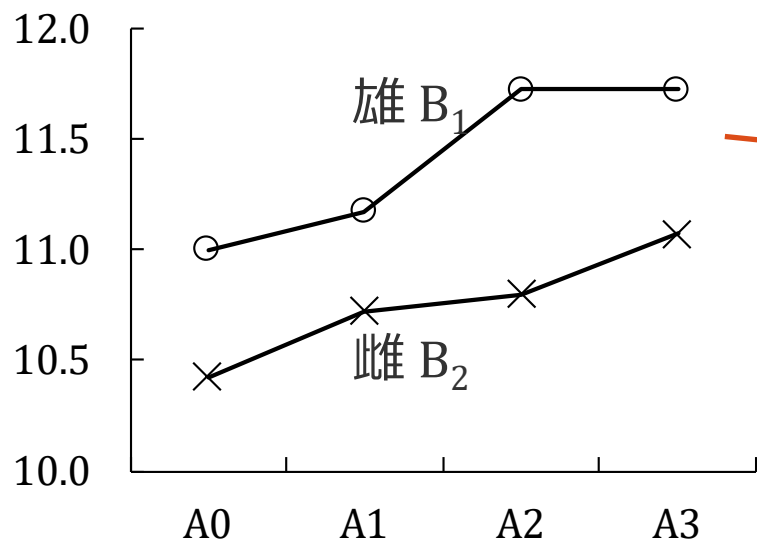
表示 5.2.7



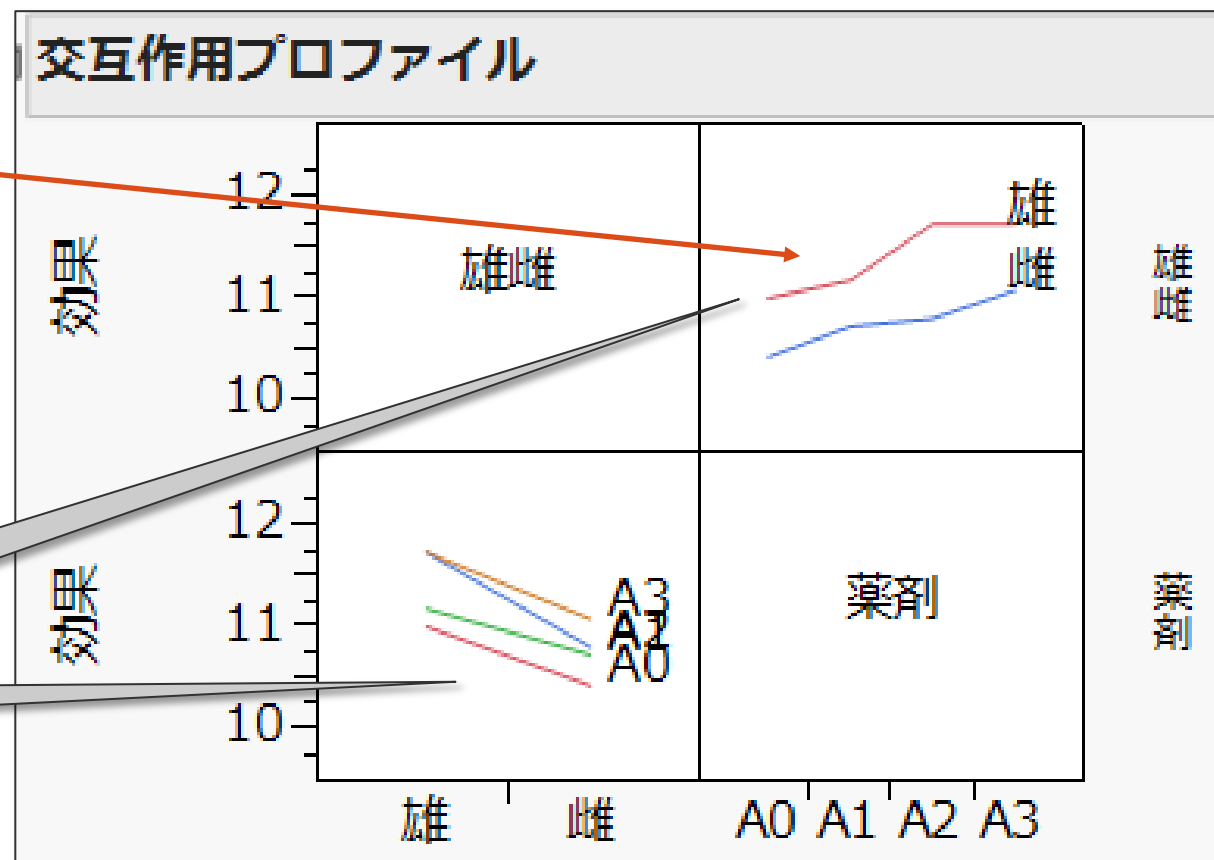
探索的な解析方法

- [因子プロファイル] > [交互作用プロファイル]

表示 5.2.1 データと基本計算 (右下)

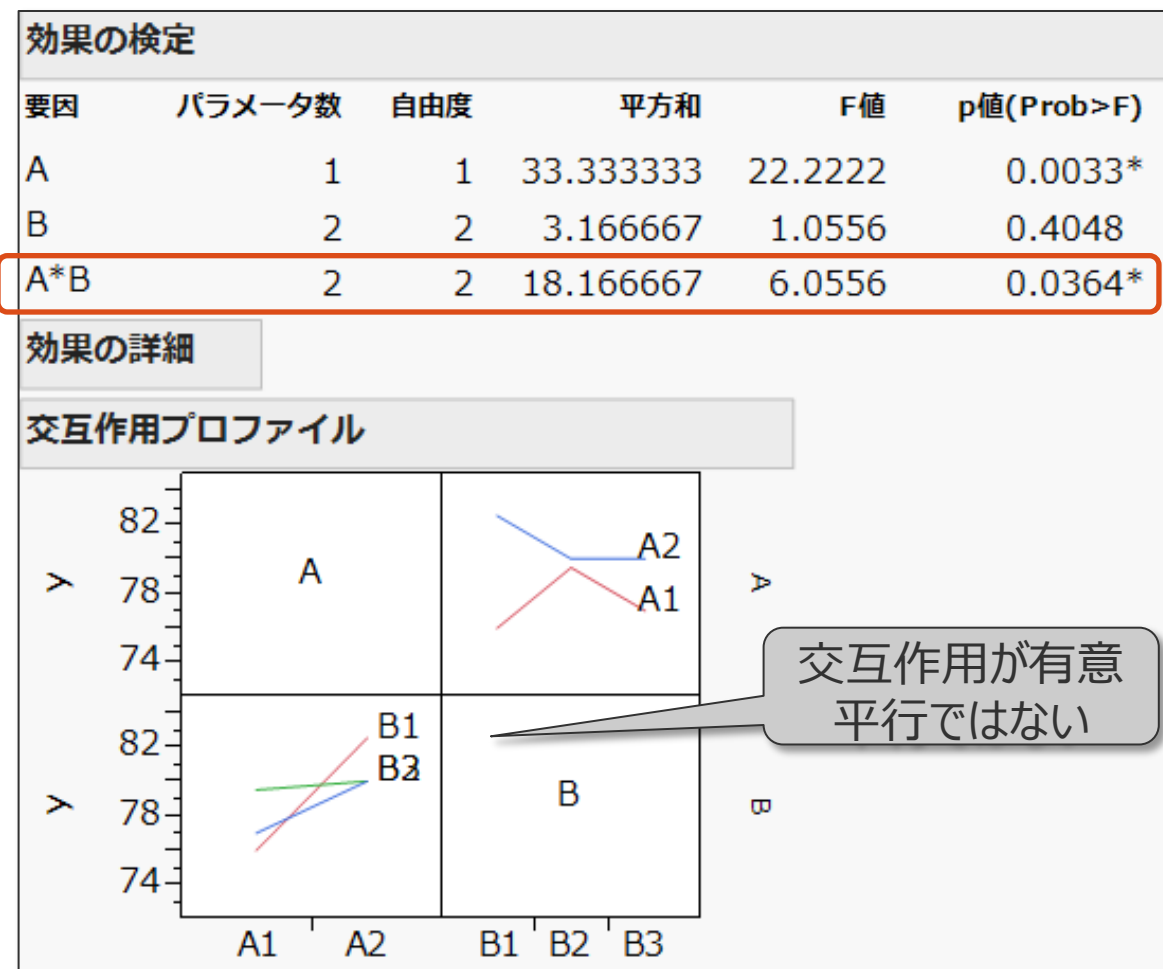
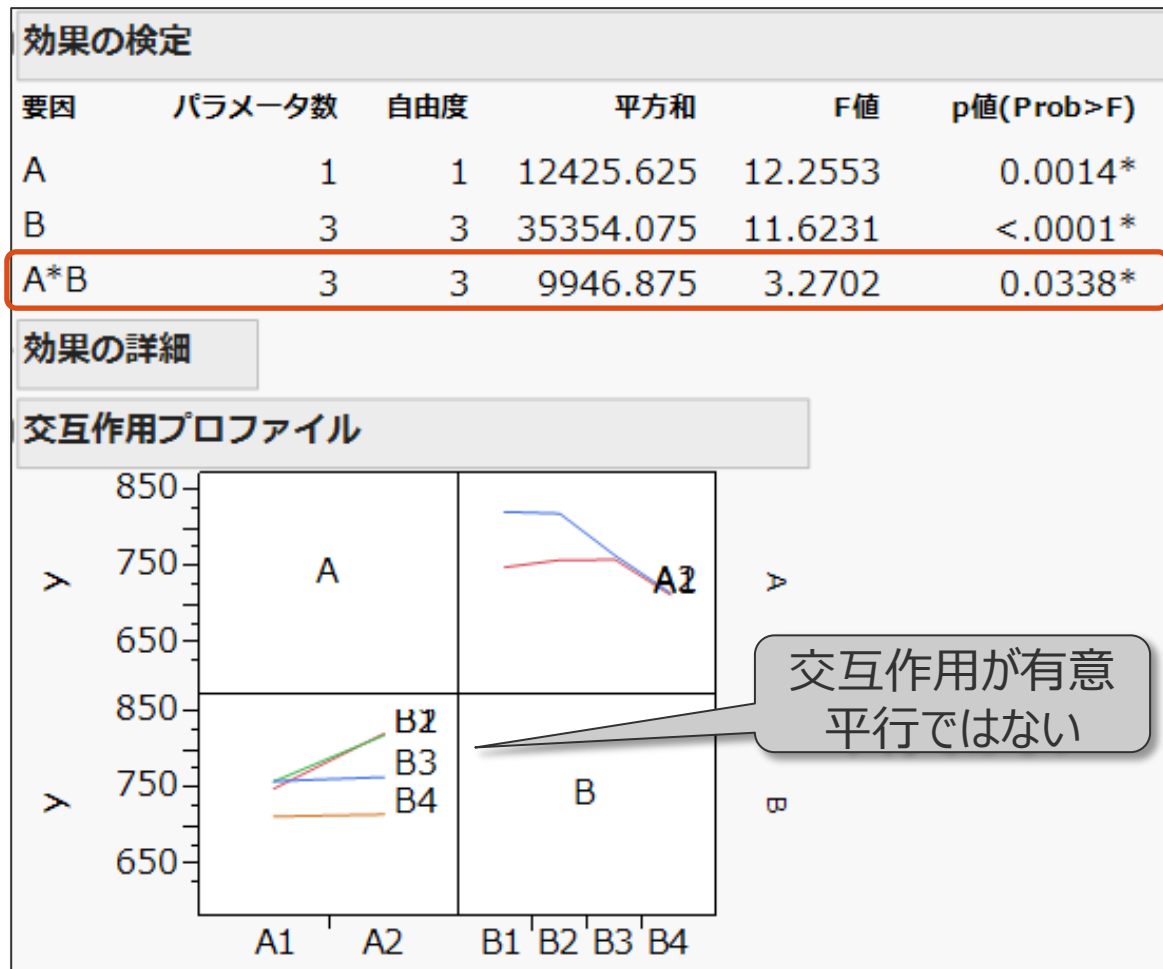


表示 5.2.7 JMPの [プロフィール] 出力



交互作用が有意ではない
ほぼ平行

- [因子プロファイル] > [交互作用プロファイル] 交互作用が有意である事例





(4) 繰り返しが不揃いの場合

各水準組合せの n が等しくない場合
欠測値の発生は珍しくない

繰り返しが不揃いの場合：欠測値

●データ

解析から一部のデータを除外

32 行目を
右クリック

29	雌	A0	10.2	0
30	雌	A1	10.4	1
31	雌	A2	11.1	2
32	雌	A3	11.6	3

29	雌	A0	10.2	0
30	雌	A1	10.4	1
32	雌	A3	11.6	3

- 除外する/除外しない
- 表示しない/再表示
- ラベルあり/ラベルなし
- 色

表示 5.2.1 データと基本計算（左上）

データ	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

欠測だった場合

●JMP：分散分析表

表示 5.2.8 欠測値のある場合の解

モデルの平方和は 6.013
[効果の検定] の平方和の合計は 5.804、一致しない
欠測値のある乱塊法、
共分散分析と同様の考え方
([§3.3](#) p.123、[§4.2](#) p.143)

分散分析				
要因	自由度	平方和	平均平方	F値
モデル	7	6.013468	0.859067	4.8221
誤差	23	4.097500	0.178152	p値(Prob>F)
全体(修正済み)	30	10.110968		0.0018*

効果の検定					
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値(Prob>F)
雄雌	1	1	3.6963000	20.7480	0.0001*
薬剤	3	3	1.8250000	3.4147	0.0344*
雄雌*薬剤	3	3	0.2833333	0.5301	0.6661

3.696+1.825+0.283=5.804
モデルの平方和と一致しない

繰り返しが不揃いの場合：欠測値

●ダミー変数 2 による解 (演習5.2.2)

表示 5.7.2 ダミー変数の生成 (横に分割 p.209)

雄雌	薬剤	ダミー変数						y	
		雄	A0	A1	A2	雄*A0	雄*A1		雄*A2
雄	A0	1	1	0	0	1	0	0	11.0
雄	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.3
雄	A2	1	0	0	1	0	0	1	11.8
雄	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	11.5
雄	A0	1	1	0	0	1	0	0	10.7
雄	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.3
雄	A2	1	0	0	1	0	0	1	12.2
雄	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	12.0
雄	A0	1	1	0	0	1	0	0	11.4
雄	A1	1	0	1	0	0	1	0	10.9
雄	A2	1	0	0	1	0	0	1	12.1
雄	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	12.4
雄	A0	1	1	0	0	1	0	0	10.9
雄	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.2
雄	A2	1	0	0	1	0	0	1	10.8
雄	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	11.0

空いているセルで 5 行 8 列を範囲指定
 =LINEST(y の範囲, x の範囲, , TRUE) (§2.3)

交互作用の
ダミー変数

雄雌	薬剤	ダミー変数						y	
		雄	A0	A1	A2	雄*A0	雄*A1		雄*A2
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.2
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.9
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.5
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	10.9
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.8
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	11.3
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.8
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	10.5
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.5
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.3
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.8
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	11.3
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.2
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.4
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	11.1
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	11.6

繰り返しが不揃いの場合：欠測値

●ダミー変数 2 による解 (演習5.2.2)

表示 5.7.2 ダミー変数の生成 (横に分割 p.209)

雄雌	薬剤	ダミー変数						y	
		雄	A0	A1	A2	雄*A0	雄*A1		雄*A2
雄	A0	1	1	0	0	1	0	0	11.0
雄	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.3
雄	A2	1	0	0	1	0	0	1	11.8
雄	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	11.5
雌	A0	1	1	0	0	1	0	0	10.7
雌	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.3
雌	A2	1	0	0	1	0	0	1	12.2
雌	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	12.0
雌	A0	1	1	0	0	1	0	0	11.4
雌	A1	1	0	1	0	0	1	0	10.9
雌	A2	1	0	0	1	0	0	1	12.1
雌	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	12.4
雌	A0	1	1	0	0	1	0	0	11.0
雌	A1	1	0	1	0	0	1	0	11.0
雌	A2	1	0	0	1	0	0	1	11.0
雌	A3	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	11.0

この 1 行を含めなくて
LINEST 関数を実行

雌 A3 の行 (最下行) を
含める場合 (欠測値がない場合) と
含めない場合 (欠測値がある場合) を比較

雄雌	薬剤	ダミー変数						y	
		雄	A0	A1	A2	雄*A0	雄*A1		雄*A2
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.2
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.9
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.5
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	10.9
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.8
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	11.3
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.8
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	10.5
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.5
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.3
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	10.8
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	11.3
雌	A0	-1	1	0	0	-1	0	0	10.2
雌	A1	-1	0	1	0	0	-1	0	10.4
雌	A2	-1	0	0	1	0	0	-1	11.1
雌	A3	-1	-1	-1	-1	1	1	1	11.6

繰り返しが不揃いの場合：欠測値

●ダミー変数 2 による解（演習5.2.2）

表示5.2.5
(p.180)

欠測値がない場合

表示 5.7.3 LINEST関数の出力（上段）

	雄*A2	雄*A1	雄*A0	A2	A1	A0	雄	const
回帰係数	0.138	-0.100	-0.037	0.181	-0.131	-0.369	0.325	11.081
その標準誤差	0.132	0.132	0.132	0.132	0.132	0.132	0.076	0.076
寄与率	0.570	0.431	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
F比	4.549	24	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
回帰平方和	5.924	4.465	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A

表示5.2.5 JMP による解析結果（p.180、欠測値がない場合）

分散分析				
要因	自由度	平方和	平均平方	F値
モデル	7	5.923750	0.846250	4.5487
誤差	24	4.465000	0.186042	p値(Prob>F)
全体(修正済み)	31	10.388750		0.0024*

全水準の推定値

名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められる

項	推定値	標準誤差	t値
切片	11.08125	0.076248	145.33
雄雌[雄]	0.325	0.076248	4.26
雄雌[雌]	-0.325	0.076248	-4.26
薬剤[A0]	-0.36875	0.132066	-2.79
薬剤[A1]	-0.13125	0.132066	-0.99
薬剤[A2]	0.18125	0.132066	1.37
薬剤[A3]	0.31875	0.132066	2.41
雄雌[雄]*薬剤[A0]	-0.0375	0.132066	-0.28
雄雌[雄]*薬剤[A1]	-0.1	0.132066	-0.76
雄雌[雄]*薬剤[A2]	0.1375	0.132066	1.04
雄雌[雄]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00
雄雌[雌]*薬剤[A0]	0.0375	0.132066	0.28
雄雌[雌]*薬剤[A1]	0.1	0.132066	0.76
雄雌[雌]*薬剤[A2]	-0.1375	0.132066	-1.04
雄雌[雌]*薬剤[A3]	0	0.132066	0.00

繰り返しが不揃いの場合：欠測値

●ダミー変数 2 による解（演習5.2.2）

欠測値がある場合

表示 5.7.3 LINEST関数の出力（下段）

	雄*A2	雄*A1	雄*A0	A2	A1	A0	雄	const
回帰係数	0.116	-0.122	-0.059	0.203	-0.109	-0.347	0.347	11.059
その標準誤差	0.130	0.130	0.130	0.130	0.130	0.130	0.076	0.076
寄与率	0.595	0.422	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
F比	4.822	23	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
回帰平方和	6.013	4.098	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A

表示5.2.8欠測値がある場合の解（p.182）

分散分析				
要因	自由度	平方和	平均平方	F値
モデル	7	6.013468	0.859067	4.8221
誤差	23	4.097500	0.178152	p値(Prob>F)
全体(修正済み)	30	10.110968		0.0018*

全水準の推定値			
名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている			
項	推定値	標準誤差	t値
切片	11.059375	0.076153	145.23
雄雌[雄]	0.346875	0.076153	4.55
雄雌[雌]	-0.346875	0.076153	-4.55
薬剤[A0]	-0.346875	0.13013	-2.67
薬剤[A1]	-0.109375	0.13013	-0.84
薬剤[A2]	0.203125	0.13013	1.56
薬剤[A3]	0.253125	0.137075	1.85
雄雌[雄]*薬剤[A0]	-0.059375	0.13013	-0.46
雄雌[雄]*薬剤[A1]	-0.121875	0.13013	-0.94
雄雌[雄]*薬剤[A2]	0.115625	0.13013	0.89
雄雌[雄]*薬剤[A3]	0.065625	0.137075	0.48
雄雌[雌]*薬剤[A0]	0.059375	0.13013	0.46
雄雌[雌]*薬剤[A1]	0.121875	0.13013	0.94
雄雌[雌]*薬剤[A2]	-0.115625	0.13013	-0.89
雄雌[雌]*薬剤[A3]	-0.065625	0.137075	-0.48



繰り返しが不揃いの場合：欠測値

- 2 因子実験のデータで欠測値が生じた場合の対応

乱塊法で説明した方法（ダミー変数を生成し，LINEST関数で解く）と同じ考えで解析可能

前項に述べたような方法で平方和を分解することは，積の和が0にならないため不可
[分散分析] のモデルの平方和と、[効果の検定] の平方和の合計が一致しない
（事例では「薬剤」「雌雄」「交互作用」の合計）

Excel で解くことは，手順が複雑で間違いが入る危険が多いので避ける
JMP や R などの統計ソフトは，
欠測値があったり，繰り返し数が不揃いであっても適切な解を返す



繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較

2 因子実験で交互作用が有意である場合、2 因子の水準の組合せで考える

2 因子実験で交互作用が有意ではない場合、

主効果の中に有意なものがあれば、その主効果に関して水準間の比較を行う

本節の事例のように、2 因子とも有意になった場合、雌雄別に薬剤の比較を行う

(2 因子の水準の組合せを1つの因子として考える)

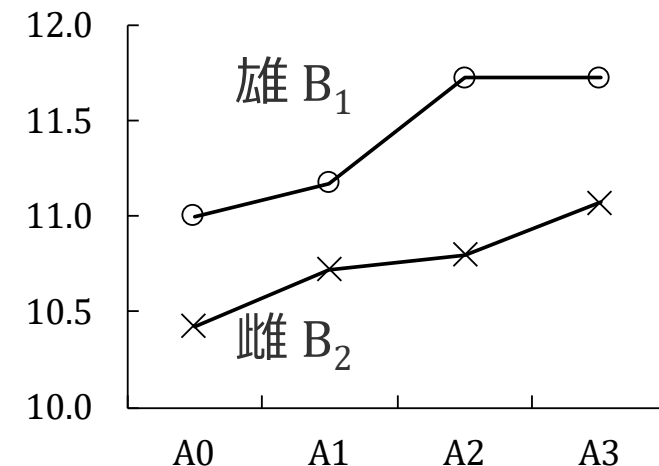
繰り返しが不揃いの場合、比較には「最小2乗平均」を使う

高橋ら (1989) を参照、[ブログ](#)を参照

表示 5.2.8 欠測値のある場合の解 (一部)

効果の検定					
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値(Prob>F)
雄雌	1	1	3.6963000	20.7480	0.0001*
薬剤	3	3	1.8250000	3.4147	0.0344*
雄雌*薬剤	3	3	0.2833333	0.5301	0.6661

表示 5.2.1



繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較

雌雄別に薬剤の比較を行う

(2 因子の水準の組合せごとの比較)

効果の詳細

雄雌*薬剤

最小2乗平均表

最小2乗平均プロット

最小2乗平均の対比...

最小2乗平均のStudentのt検定

最小2乗平均のTukeyのHSD検定

最小2乗平均のDunnettの検定

輪切り検定(単純主効果検定)

検出力の分析

最小2乗平均の検定

雌雄を合わせた平均値
雌雄が有意、使わない

水準	最小2乗平均	標準誤差	下側95%	上側95%	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.403798	11.021202	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.641298	11.258702	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	10.953798	11.571202	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	10.979064	11.645936	11.3714

水準	最小2乗平均	標準誤差	下側95%	上側95%
雄,A0	11.000000	0.21104038	10.563430	11.436570
雄,A1	11.175000	0.21104038	10.738430	11.611570
雄,A2	11.725000	0.21104038	11.288430	12.161570
雄,A3	11.725000	0.21104038	11.288430	12.161570
雌,A0	10.425000	0.21104038	9.988430	10.861570
雌,A1	10.725000	0.21104038	10.288430	11.161570
雌,A2	10.800000	0.21104038	10.363430	11.236570
雌,A3	10.900000	0.24368844	10.395892	11.404108

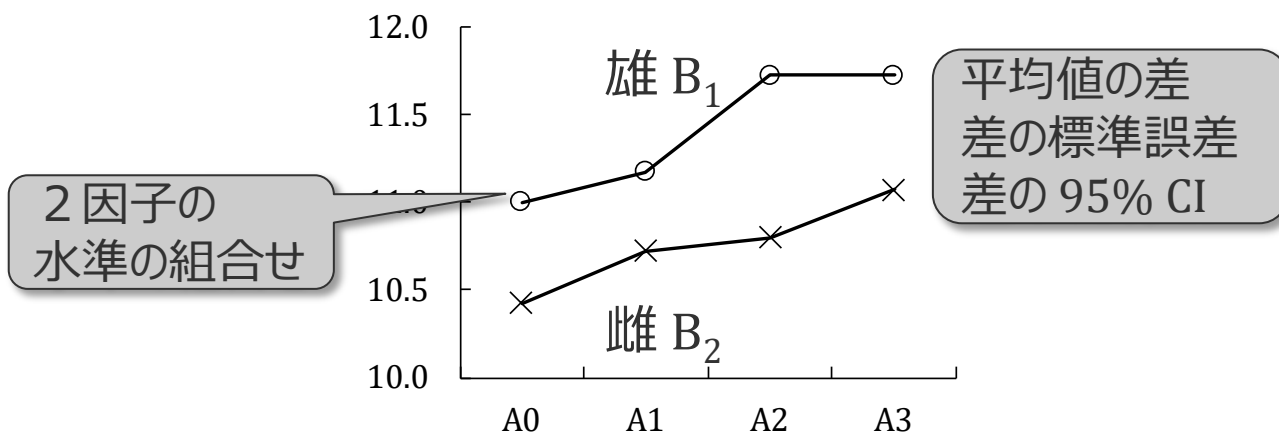
2 因子の水準を
組み合わせた平均値

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較

2 因子の水準の組合せごとの比較

表示 5.2.1 データと基本計算 (右下)



- A の付かない平均値と有意差あり
- A, B の付かない平均値と有意差あり
- B, C の付かない平均値と有意差あり
- C の付かない平均値と有意差あり

最小2乗平均差のStudentのt検定

		最小2乗平均[j]							
平均[i]-平均[j]	雄,A0	雄,A1	雄,A2	雄,A3	雌,A0	雌,A1	雌,A2	雌,A3	
差の標準誤差									
差の下側信頼限界									
差の上側信頼限界									
雄,A2	-0.8924	-1.0674	-1.6174	-1.6174	-0.3174	0	-0.6924	-0.8419	
雌,A2	0.3424	0.1674	-0.3826	-0.3826	0.9174	0	0.5424	0.49187	
雄,A3	-0.2	-0.375	-0.925	-0.925	0.375	0.075	0	-0.1	
雌,A3	0.29846	0.29846	0.29846	0.29846	0.29846	0.29846	0	0.32237	
雄,A0	-0.8174	-0.9924	-1.5424	-1.5424	-0.2424	-0.5424	0	-0.7669	
雌,A0	0.4174	0.2424	-0.3076	-0.3076	0.9924	0.6924	0	0.56687	
雄,A1	-0.1	-0.275	-0.825	-0.825	0.475	0.175	0.1	0	
雌,A1	0.32237	0.32237	0.32237	0.32237	0.32237	0.32237	0.32237	0	
雄,A2	-0.7669	-0.9419	-1.4919	-1.4919	-0.1919	-0.4919	-0.5669	0	
雌,A2	0.56687	0.39187	-0.1581	-0.1581	1.14187	0.84187	0.76687	0	

水準	~文字A列	~文字B列	~文字C列	~文字D列	~文字E列	~文字F列	最小2乗平均
雄,A2	A						11.725000
雄,A3	A						11.725000
雄,A1	A	B					11.175000
雄,A0		B	C				11.000000
雌,A3		B	C				10.900000
雌,A2		B	C				10.800000
雌,A1		B	C				10.725000
雌,A0			C				10.425000

平均値の降順に整列

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較

予測式から最小2乗平均を算出

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

薬剤A3, 雌

$$\begin{aligned} \hat{y}_{32} &= \bar{y}_{...} + a_3 + b_2 + (ab)_{32} \\ &= 11.059 + 0.253 - 0.347 - 0.066 \\ &= 10.899 \end{aligned}$$

全水準の推定値

名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている

項	推定値	標準誤差	t値	p値(Prob> t)
切片	11.059375	0.076153	145.23	<.0001*
雄雌[雄]	0.346875	0.076153	4.55	0.0001*
雄雌[雌]	-0.346875	0.076153	-4.55	0.0001*
薬剤[A0]	-0.346875	0.13013	-2.67	0.0138*
薬剤[A1]	-0.109375	0.13013	-0.84	0.4093
薬剤[A2]	0.203125	0.13013	1.56	0.1322
薬剤[A3]	0.253125	0.137075	1.85	0.0777
雄雌[雄]*薬剤[A1]	0.121875	0.13013	0.94	0.3587
雄雌[雄]*薬剤[A2]	-0.115625	0.13013	-0.89	0.3835
雄雌[雄]*薬剤[A3]	-0.065625	0.137075	-0.48	0.6366

水準	~文字A列	~文字B列	~文字C列	最小2乗平均
雄,A2	A			11.725000
雄,A3	A			11.725000
雄,A1	A	B		11.175000
雄,A0		B	C	11.000000
雌,A3		B	C	10.900000
雌,A2		B	C	10.800000
雌,A1		B	C	10.725000
雌,A0			C	10.425000

同じ文字でつながっていない水準は有意に異なります。

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較（薬剤の比較）

雌雄に有意差がなかった場合、薬剤の効果を比較する方法を説明（最小2乗平均）

表示5.2.1（改変）

	A0	A1	A2	A3	
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5	
	10.7	11.3	12.2	12.0	
	11.4	10.9	12.1	12.4	
	10.9	11.2	10.8	11.0	
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9	
	10.8	11.3	10.8	10.5	
	10.5	10.3	10.8	11.3	
	10.2	10.4	11.1	11.1	
全体	10.71	10.95	11.26	11.37	
平均	B1	11.00	11.18	11.73	11.73
	B2	10.43	10.73	10.80	10.90
	平均	10.71	10.95	11.26	11.31

欠測

全体の平均

雌雄ごとの平均

雌雄ごとの平均の平均

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

- JMP：主効果に関する水準間の比較
表示5.2.5 表示5.2.6 の続き

効果の検定					
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値
薬剤	3	3	1.8250000	3.4147	
雄雌	1	1	3.6963000	20.7480	
雄雌*薬剤	3	3	0.2822222	0.5301	

効果の詳細			
▼ 薬剤			
最小2乗平均表			
水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	11.3714

最小2乗平均と平均
欠測値がないA0、A1、A2 は一致
欠測値があるA3 は不一致

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

- JMP：主効果に関する水準間の比較
表示5.2.8 の続き

効果の詳細

- 薬剤
 - 最小2乗平均表
 - 最小2乗平均プロット
 - 最小2乗平均の対比...
 - 最小2乗平均のStudentのt検定
 - 最小2乗平均のTukeyのHSD検定**
 - 最小2乗平均のDunnettの検定
 - 輪切り検定(単純主効果検定)
 - 検出力の分析

最小2乗平均の検定

効果の検定					
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値
薬剤	3	3	1.8250000	3.4147	
雄雌	1	1	3.6963000	20.7480	
雄雌*薬剤	3	3	0.2833333	0.5301	

効果の詳細			
薬剤			
最小2乗平均表			
水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	11.3714

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較（薬剤の比較）

全水準の推定値

名義尺度の要因においては、全水準に対して推定値が求められている

項	推定値	標準誤差	t値	p値(Prob> t)
切片	11.059375	0.076153	145.23	<.0001*
薬剤[A0]	-0.346875	0.13013	-2.67	0.0138*
薬剤[A1]	-0.109375	0.13013	-0.84	0.4093
薬剤[A2]	0.203125	0.13013	1.56	0.1322
薬剤[A3]	0.253125	0.137075	1.85	0.0777
雄雌[雄]	0.346875	0.076153	4.55	0.0001*
雄雌[雌]	-0.346875	0.076153	-4.55	0.0001*
雄雌[雄]*薬剤[A0]	-0.059375	0.13013	-0.46	0.6525
雄雌[雄]*薬剤[A1]	-0.121875	0.13013	-0.94	0.3587
雄雌[雄]*薬剤[A2]	0.115625	0.13013	0.89	0.3825

予測式から最小2乗平均を算出

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

$$\hat{y}_{i.} = \bar{y}_{...} + a_i$$

例：薬剤A3

$$\hat{y}_{3.} = \bar{y}_{...} + a_3 = 11.059 + 0.253 = 11.312$$

薬剤

最小2乗平均表

水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	11.3714

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

●JMP：主効果に関する水準間の比較（雌雄を合わせた解析）

最小2乗平均は、欠測による平均の過少評価、過大評価を調整した数値
(この事例では、過大評価を調整)

予測式から最小2乗平均を算出

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

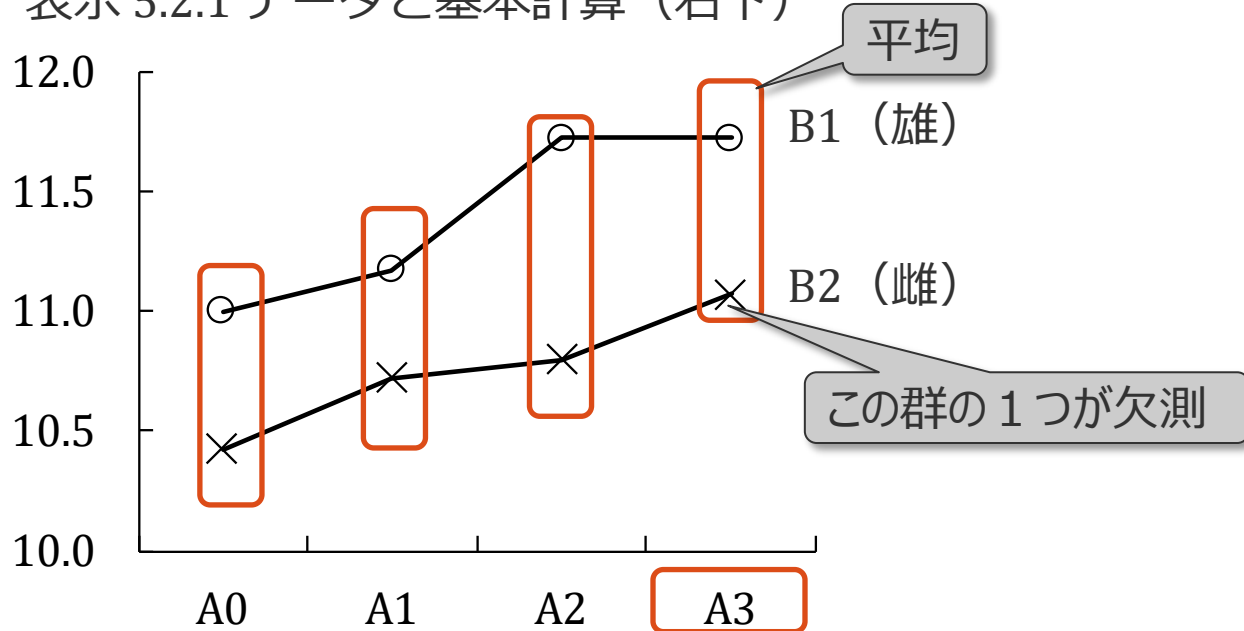
$$\hat{y}_{i.} = \bar{y}_{...} + a_i$$

例：薬剤A3

$$\hat{y}_{3.} = \bar{y}_{...} + a_3$$

$$= 11.059 + 0.253 = 11.312$$

表示 5.2.1 データと基本計算 (右下)



薬剤			
最小2乗平均表			
水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	11.3714

繰り返しが不揃いの場合：主効果の比較

- JMP：主効果に関する水準間の比較（雌雄を合わせた解析）

表示5.2.1（改変）

	A0	A1	A2	A3	
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5	
	10.7	11.3	12.2	12.0	
	11.4	10.9	12.1	12.4	
	10.9	11.2	10.8	11.0	
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9	
	10.8	11.3	10.8	10.5	
	10.5	10.3	10.8	11.3	
	10.2	10.4	11.1	11.3	
全体	10.71	10.95	11.26	11.37	
平均	B1	11.00	11.18	11.73	11.73
	B2	10.43	10.73	10.80	10.90
	平均	10.71	10.95	11.26	11.31

7 個の観測値の平均

平均の平均

予測式から最小 2 乗平均を算出

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{...} + a_i + b_j + (ab)_{ij}$$

$$\hat{y}_{i.} = \bar{y}_{...} + a_i$$

例：薬剤A3

$$\hat{y}_{3.} = \bar{y}_{...} + a_3 = 11.059 + 0.253 = 11.312$$

薬剤			
最小2乗平均表			
水準	最小2乗平均	標準誤差	平均
A0	10.712500	0.14922809	10.7125
A1	10.950000	0.14922809	10.9500
A2	11.262500	0.14922809	11.2625
A3	11.312500	0.16118476	11.3714

繰り返しが不揃いの場合：組合せの欠測

- 補足（演習5.2.1、補足）
雄のA0の組合せ全てが欠測になった場合

	雄雌	薬剤	効果	x
+	1 雄	A0	11	0
+	2 雄	A1	11.3	1
+	3 雄	A2	11.8	2
+	4 雄	A3	11.5	3
+	5 雄	A0	10.7	0
+	6 雄	A1	11.3	1
+	7 雄	A2	12.2	2
+	8 雄	A3	12	3
+	9 雄	A0	11.4	0
+	10 雄	A1	10.9	1
+	11 雄	A2	12.1	2
+	12 雄	A3	12.4	3
+	13 雄	A0	10.9	0
+	14 雄	A1	11.2	1
+	15 雄	A2	11.8	2
+	16 雄	A3	11	3
•	17 雌	A0	10.2	0
•	18 雌	A1	10.9	1

表示 5.2.1 データと基本計算（改変）

データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.8	10.8	11.3
	10.2	10.9	11.1	11.6

4か所除外

全て欠測

繰り返しが不揃いの場合：組合せの欠測

●補足（演習5.2.1、補足）

正しい結果が
得られない

分散分析					
要因	自由度	平方和	平均平方	F値	
モデル	6	5.9943519	0.999059	5.2068	
誤差	20	3.8375000	0.191875		p値(Prob>F)
全体(修正済み)	26	9.8318519			0.0023*

パラメータ推定値					
効果の検定					
要因	パラメータ数	自由度	平方和	F値	p値(Prob>F)
雄雌	1	0	0.00000000	.	.
薬剤	3	2	0.59481250	1.5500	0.2367
雄雌*薬剤	3	2	0.24831250	0.6471	0.5342

主効果の積ではない

雌雄の検定できない

警告

足りない自由度
足りない自由度
足りない自由度

●補足（演習5.2.1、補足）

雄のA0の組合せ全てが欠測になった場合
不完全な水準 A0 を除いて解析するなどの
対応が必要

表示 5.2.1 データと基本計算（改変）

データ

	A0	A1	A2	A3
B1 (雄)	11.0	11.3	11.8	11.5
	10.7	11.3	12.2	12.0
	11.4	10.9	12.1	12.4
	10.9	11.2	10.8	11.0
B2 (雌)	10.2	10.9	10.5	10.9
	10.8	11.3	10.8	10.5
	10.5	10.3	10.8	11.3
	10.2	10.4	11.1	11.6

全て欠測

A0 をの水準を除いて解析

- 質的因子×質的因子の2因子実験（「雌雄」×「薬剤」）

 - 雌雄別々の解析

 - 雌雄を合わせた解析

 - 交互作用の解析

- 交互作用のプーリング

 - 交互作用が有意でない場合の対応の仕方

- 乱塊法

 - 乱塊法は、繰り返しの無い2因子実験に相当

 - 交互作用が評価できない



- 参考文献

高橋行雄・大橋靖雄・芳賀敏郎(1989) SAS による実
験データの解析 東京大学出版会

- 作成

片瀬雅彦

- 監修

松本一彦、長谷文雄

- 作成時期

2019年11月1日

- 改訂

2020年8月18日、2022年2月21日

2023年12月3日