

区组设计

§ 3.1 随机化完全区组设计

§ 3.2 平衡不完全区组设计(BIB设计)

§ 3.3 链式区组设计

区 组

把全部试验单元分为若干个组，使得每个组内各试验单元之间的差异尽可能的小，这样的组被称为区组。

如何建立区组被称为区组设计。

在区组设计中，因子的水平被称为处理。

区组设计的例子

例 3.1.1 有 4 种杀虫剂 A_1, A_2, A_3, A_4 , 它们被称为 4 种处理. 为了比较 4 种杀虫剂对棉田虫害的杀虫效果高低, 特选了 20 块田, 每块 1 亩, 如何安排试验呢?

• 随机化设计: 将 20 块田随机的均分为 4 组, 分别实施 4 种处理. 其数据分析用单因子方差分析.

评论: 20 块棉田试验单元间总有差异, 如害虫多少, 植物长势, 土地肥沃程度等. 这些差别对杀虫效果会带来影响, 从而对比较产生干扰.

假如此种差异很微小, 实施随机化设计是妥当的.
假如此种差异不可忽略, 就要采取随机化区组设计.

• 随机化区组设计：分二步进行。

第一步，将 20 块棉田按差异大小排序，将害虫最多的 4 块棉田分为第 1 个区组，将害虫最少的 4 块棉田分为第 5 个区组，其它按序入组。

第二步，在 1 个区组内随机的实施一种杀虫剂。

区组 1	区组 2	区组 3	区组 4	区组 5
A_1	A_2	A_4	A_2	A_3
A_3	A_4	A_1	A_3	A_2 □ □
A_4	A_1	A_2	A_4	A_1 □ □ □ □
A_2	A_3	A_3	A_1	A_4 □ □ □ □

□ □ □ □
特点：每个处理（一种杀虫剂）在每个区组内各种处理也仅出现一

随机化区组设计的一般定义

设(某因子)有 v 个处理需要比较, 有 n 个试验单元用于试验.

第一步: 把 n 个试验单元均分为 k 个组 ($k=n/v$), 使每个组内的试验单元尽可能相似, 这样的组称为区组.

第二步: 在每个区组内对各试验单元以随机方式实施不同处理. 这样的设计称为**随机化区组设计**.

若区组大小=处理个数 v , 这样的设计称为**随机化完全区组设计**.

若区组大小 $<$ 处理个数 v , 这样的设计称为**随机化不完全区组设计**.

以上各种设计都是**平衡的**, 若各区组大小不尽相同, 称为**不平衡区组设计**.

例： 比较两种人造物质的鞋底（ A_1, A_2 ）的磨损多少、

每个人的两只脚是一个合乎情理的小区，因为一个人的左右鞋的磨损情况是近似相同的。不同人之间的磨损情况是有差异的。

•若有6人参加试验，且6人的鞋的尺码相同，则需对每种人造物质的鞋各制造3双，这样有6只左鞋和6只右鞋，它们外形相同，每个人随机的从中各选一只左鞋和右鞋，这就完成了随机化完全区组设计。

•一个月后收回，分别测量其磨损量，然后进行数据分析。

•讨论：若有三种人造物质的鞋底（

A_1, A_2, A_3

），那就要采

用随机化不完全区组设计。

随机化完全区组设计的数据

在随机化完全区组设计中一般假定有 v 个处理和 b 个区组，
 共需进行 $n = v \times b$ 次试验，记 y_{ij} 表示第 i 个处理在第 j 个区组内
 试验所得到的观察值。

	1	2	...	b	(处理)和	均值
y_{i1}						

	y_{11}	y_{12}	...	y_{1b}	T_1	\bar{T}_1
	y_{21}	y_{22}	...	y_{2b}	T_2	\bar{T}_2
□	□	□	□	□	□	□
	y_{v1}	y_{v2}	...	y_{vb}	T_v	\bar{T}_v
	B_1	B_2	...	B_b	$T = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b y_{ij}$	
	\bar{B}_1	\bar{B}_2	...	\bar{B}_b	均值 $\bar{y} = T / vb$	
T			...	\bar{y}		

其中:

例 3.1.3 化学制剂对布料有侵蚀作用，会降低布料的抗拉强度。某工程师研究出一种能抗化学制剂的新型布料，为考察其抗侵蚀作用，特选定 4 种化学制剂和 5 匹布。考虑到布匹间的差异，特在每匹布的中部切取 4 段布料组成一个区组，用随机化完全区组设计安排试验。试验数据如下：

表 3.1.2 例 3.1.3 的试验数据（原始数据-70）

处理	区组	1	2	3	4	5	T_i	\bar{T}_i

B_j
 \bar{B}_j

T
 \bar{y}

随机化完全区组设计的统计模型

在 v 个处理和 b 个区组场合的统计模型如下：

$$y_{ij} = \mu + a_i + b_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, v, j = 1, 2, \dots, b$$

y_{ij}

—第 i 个处理在第 j 个区组内的试验结果.

μ

a_i

—总均值, 是待估参数.

b_j

—第 i 个处理的效应, 且满足

ε_{ij}

—第 j 个区组的效应, 且满足

$$a_1 + a_2 + \dots + a_v = 0$$

$$b_1 + b_2 + \dots + b_b = 0$$

$$N(0, \sigma^2) \quad \sigma^2$$

$$y_{ij} \sim N(\mu + a_i + b_j, \sigma^2)$$

—试验误差, 服从

由此可见:

为误差方差.

参数估计

利用最小二乘法，可获得各种效应的最小二乘估计。

$$\hat{\mu} = \bar{y}$$

由此可得各拟合值

$$\hat{a}_i = \bar{T}_i - \bar{y}, \quad i = 1, 2, \dots, v$$

$$\hat{b}_j = \bar{B}_j - \bar{y}, \quad j = 1, 2, \dots, b.$$

$$\hat{y}_{ij} \quad e_{ij}$$

与残差

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{a}_i + \hat{b}_j = \bar{T}_i + \bar{B}_j - \bar{y}$$

$$e_{ij} = y_{ij} - \hat{y}_{ij} = y_{ij} - \bar{T}_i - \bar{B}_j + \bar{y}$$

例：由表 3.1.2 上的诸均值，容易获得各效应估计如下：

$$\hat{\mu} = 2.1, \hat{a}_1 = -1.5, \hat{a}_2 = -0.9, \hat{a}_3 = 0.3, \hat{a}_4 = 2.1,$$

$$\hat{b}_1 = 1.9, \hat{b}_2 = -1.85, \hat{b}_3 = 2.4, \hat{b}_4 = 0.65, \hat{b}_5 = -3.1.$$

总平方和分解公式

在模型(3.1.1)中, 全部 vb 个观察值的总平方和有如下分解式:

$$S_T = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b (y_{ij} - \bar{y})^2, \quad f_T = vb - 1$$
$$= \underset{\text{处理平方和:}}{b \sum_{i=1}^v (\bar{T}_i - \bar{y})^2} + v \sum_{j=1}^b (\bar{B}_j - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b (y_{ij} - \bar{T}_i - \bar{B}_j + \bar{y})^2$$

$$S_A = \underset{\text{区组平方和:}}{b \sum_{i=1}^v (\bar{T}_i - \bar{y})^2}, \quad f_A = v - 1$$

$$S_B = v \sum_{j=1}^b (\bar{B}_j - \bar{y})^2, \quad f_B = b - 1$$

$$S_e = \underset{\text{误差平方和:}}{\sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b (y_{ij} - \bar{T}_i - \bar{B}_j + \bar{y})^2}$$

$$S_T = S_A + S_B + S_e, \quad f_T = f_A + f_B + f_e$$

注意: 设立区组的目的, 就是把区组平方和从总平方和分解出来, 免其对处理平方和与误差平方和的干扰, 从而加强以后判断的准确性.

各平方和的简化计算公式

$$S_T = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b y_{ij}^2 - \frac{T^2}{vb}, \quad f_T = vb-1$$

$$S_A = \frac{T_1^2 + T_2^2 + \square + T_v^2}{b} - \frac{T^2}{vb}, \quad f_A = v-1$$

$$S_B = \frac{B_1^2 + B_2^2 + \square + B_b^2}{v} - \frac{T^2}{vb}, \quad f_B = b-1$$

$$S_e = S_T - S_A - S_B, \quad f_e = (v-1)(b-1)$$

平方和的性质

- 可以证明：平方和的期望分别为

$$E(S_A) = (v-1)\sigma^2 + b \sum_{i=1}^v a_i^2,$$

由此可见,

$$E(S_B) = (b-1)\sigma^2 + v \sum_{j=1}^b b_j^2,$$

$$E(S_e) = (v-1)(b-1)\sigma^2,$$

$$\hat{\sigma}^2 = MS_e = S_e / f_e \quad \sigma^2$$

是误差方差

$$S_A / \sigma^2 \sim \chi^2(v-1) \quad \text{的无偏估计.}$$

可以证明: 在诸处理效应皆为零时,

$$S_B / \sigma^2 \sim \chi^2(b-1)$$

在诸区组效应皆为零时,

$$S_e / \sigma^2 \sim \chi^2((v-1)(b-1))$$

• 检验诸处理效应皆为零时, 所用的检验统计量是

$$F = \frac{MS_A}{MS_e} = \frac{S_A / f_A}{S_e / f_e} \sim F(f_A, f_e)$$

且相互独立.

随机化完全区组设计的方差分析表

表 3.1.3 随机化完全区组设计的方差分析表

来源	平方和	自由度	均方和	F 比
处理	$S_A = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^v T_i^2 - \frac{T^2}{vb}$	$f_A = v - 1$	$MS_A = S_A / f_A$	$F = \frac{MS_A}{MS_e}$
	$S_B = \frac{1}{v} \sum_{j=1}^b B_j^2 - \frac{T^2}{vb}$	$f_B = b - 1$	$MS_B = S_B / f_B$	
	$S_e = S_T - S_A - S_B$	$f_e = (v - 1)(b - 1)$	$MS_e = S_e / f_e$	
	$S_T = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^b y_{ij}^2 - \frac{T^2}{vb}$	$f_T = vb - 1$		

例 3.1.4 在化学制剂对布料抗拉强度的试验（例 3.1.3）中，按表 3.1.2 上的数据可算得各平方和及其自由度：

表 3.1.4 例 3.1.4 的方差分析表

来源	平方和	自由度	均方和	F 比
处理	37.8	3	12.6	14.16
区组	91.3	4	22.83	——
误差	10.7	12	0.89	
总和	139.8	19		

给定显著性水平 α

$$F_{0.95}(3,12) = 3.49$$

$$H_0$$

=0.05, 查其临界值

由于 $F > 3.49$, 故拒绝

$$\sigma^2 \quad \hat{\sigma}^2 = 0.89 \quad \hat{\sigma} = 0.94$$

，即四种化学制剂对新型布料的抗拉强度的影响有显著差异，还需改进布料设计。
试验误差的方差

注释一. 假如不设立区组, 则区组平方和并入误差平方和. 数据仍然可接单因子方差分析处理, 所得方差分析表如下:

表 3.1.5 把区组从设计中剔除后的不正确分析

来源	平方和	自由度	均方和	F 比
处理	37.8	3	12.6	1.97
误差	102.0	16	6.38	
总和	139.8	19		

对给定 α

$\alpha=0.05$, 4 种处理间没有显著差异.

这一错误结论是没有重视区组作用而导致的.

所以在试验中, 凡是试验单元间有较大差异时, 应运用区组概念去减少数据中的误差.

注释二. 可以把区组看作另一个因子

• 我们的注意力总是放在 v 个处理间是否有显著差异上. 区组就象一个垃圾桶, 把区组平方和分解出来就可以了.

• 若还要关注区组平方和的大小, 即考察区组间是否存在显著差异, 可把区组也看作一个因子. 要检验如下一对假设:

$$H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_b = 0$$

$$H_1: \text{诸 } b_i \text{ 中至少有一个不为零}$$

在此假设下, 检验统计量为

$$F = \frac{MS_B}{MS_e}$$

• 尽管对此检验的合理性存在着争论, 但从双因子方差分析看, 再一次使用 F 检验也未尝不可, 把检验结果作为一种参考也是有价值的.

注释三. 随机效应问题, 有三种情况

- 仅仅处理效应是随机的.
- 仅仅区组效应是随机的.
- 处理效应和区组效应都是随机的.

这里仅讨论第二种情况, 其它情况可作类似讨论.

随机区组效应场合下的统计模型

其中

$$y_{ij} = \mu + a_i + b_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, v, j = 1, 2, \dots, b$$

y_{ij} 第 i 个处理在第 j 个区组内的观察值.

μ

— 总均值.

a_i

— 第 i 个固定处理的效应, 且满足

$$a_1 + a_2 + \dots + a_v = 0$$

b_j

— 第 j 个随机区组的效应, 诸

$$\sigma_b^2$$

是来正态分布

的一个样本, 其中

b_j

$$N(0, \sigma_b^2)$$

ε_{ij}

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

是区组效应的方差分量.

b_j

$$\sigma^2$$

— 试验误差,

, 诸

与诸

相互独立, 是误

在上述假设下有

$$y_{ij} \sim N(\mu + a_i, \sigma_b^2 + \sigma^2), \quad i = 1, 2, \dots, v, j = 1, \dots, b$$

其中 μ 和 a_i 的最小二乘估计是

$$\hat{\mu} = \bar{y} \quad \hat{a}_i = \bar{T}_i - \bar{y}, \quad i = 1, 2, \dots, v$$

σ_b^2 与

σ^2

方差分量

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{MS_B - MS_e}{v} \quad \hat{\sigma}^2 = MS_e$$

的无偏估计为

这是因为各平方和的期望值如下：

$$E(S_A) = (v-1)\sigma^2 + b \sum_{i=1}^v a_i^2$$

$$E(S_B) = (b-1)\sigma^2 + v(b-1)\sigma_b^2$$

$$E(S_e) = (v-1)(b-1)\sigma^2$$

假设检验问题

在随机区组效应场合的模型中，常需作如下二个检验。

•对固定处理效应要建立的一对假设是：

$$H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_v = 0$$

$$H_1: a_i \text{ 不全为零.}$$

•对随机区组效应要建立的一对假设是：

$$H_{01}: \sigma_b^2 = 0$$

$$H_{11}: \sigma_b^2 > 0$$

$$H_0 \quad H_1$$

$$F = \frac{MS_A}{MS_e}$$

与
所用的检验统计量是：
拒绝域

$$W = \{F > F_{1-\alpha}(f_A, f_e)\}$$

$$H_{01} \quad H_{11}$$

$$F = \frac{MS_B}{MS_e}$$

与
所用的检验统计量是：
拒绝域

•对

$$W = \{F > F_{1-\alpha}(f_B, f_e)\}$$

注释四. 多重比较问题

• 在固定处理效应场合，不论区组效应是否是随机的，只要处理效应间有显著差异，都应对处理效应施行多重比较。

所用方法同§2.3，但要注意：

随机化完全区组设计中，若并且方差分析确认

Δ 把重复数改为区组数 b ，水平数改为处理数.

Δ 误差自由度 $f_e = (v - 1)(b - 1)$

=

例 3.1.6 (略)

注释五. 模型的适合性

在随机化完全区组设计场合（不管诸效应中是否有随机的），模型中都有正态性和方差齐性等两个问题。

- 在缺少重复情况下，对误差方差齐性的检验还缺少方法。只能从产生数据的过程来判断。若数据是在相同的或类似的环境下产生的，常可以认为误差方差近似达到齐性。

- 关于正态性诊断仍可借助残差分析进行。

例 3.1.7 在例 3.1.3 的 20 个数据中，利用残差计算公式

$$e_{ij} = y_{ij} - \bar{T}_i - \bar{B}_j + \bar{y}$$

可算得 20 个残差，它们（按从小到大次序）：
 -1.35 -1.3 -1.1 -0.8 -0.5 -0.35 -0.25 -0.1 0.05 0.0
 0.15 0.15 0.25 0.4 0.4 0.5 0.7 0.9 0.9 1.45
 从其正态概率图看出：没有非正态性的严重标志，可认为该组残差近似为正态分布。

图 3.1.3 例 3.1.3 的残差的正态概率图

平衡不完全区组设计(BIB设计)

在随机化完全区组设计中若省去部分试验,余下部分试验就组成一个不完全区组设计.

表3.2.1a 完全区组设计

区组 \ 处理	1	2	3	4
1	y_{11}	y_{12}	y_{13}	y_{14}
2	y_{21}	y_{22}	y_{23}	y_{24}
3	y_{31}	y_{32}	y_{33}	y_{34}
4	y_{41}	y_{42}	y_{43}	y_{44}

表3.2.1b 不完全区组设计

区组 \ 处理	1	2	3	4
1	y_{11}	y_{12}	y_{13}	
2	y_{21}	y_{22}	y_{23}	y_{24}
3	y_{31}	y_{32}	y_{33}	y_{34}
4		y_{42}		y_{44}

评论: 减少总试验
这就不能随
织不完全区

表3.2.1c 不完全区组设计

处理	区组				
		1	2	3	4
1		y_{11}	y_{12}		y_{14}
			y_{22}	y_{23}	y_{24}
		y_{31}	y_{32}	y_{33}	
		y_{41}		y_{43}	y_{44}

- 要求:
- 每个区组含有的处理数相等, 都为3个;
 - 每个处理在不同区组中出现次数相等, 都为3次;
 - 每对处理在同一区组内相遇次数相等, 都为2次.

BIB设计的一般定义

将 v 个处理安排到 b 个区组的一个不完全区组设计称为平衡不完全区组设计(**BIB设计**), 假如该设计满足下列三个条件:

1. 每个区组都含 k 个不同处理, k 称为区组大小.

2. 每个处理都在 r 个不同区组中出现, r 称为处理重复数.

3. 任一对处理在 λ

λ

个不同区组中相遇,

数.

从这个定义可以看出,

- 一个BIB设计中的 v 个处理可以得到公平
- 任一BIB设计由五个设计参数 v, k, r, b, λ

λ

定理3.2.1 BIB设计存在的必要条件是：在5个设计参数间同时有下列三个关系式：

$$(1) \quad vr = bk$$

(2)

$$r(k-1) = \lambda(v-1)$$

(3)

$$b \geq v, \quad r \geq k$$

至今人们已经找到很多 BIB 设计.

附表 9 对

$$4 \leq v \leq 10 \quad r \leq 10$$

以上内容仅为本文档的试下载部分，为可阅读页数的一半内容。如要下载或阅读全文，请访问：<https://d.book118.com/698050053001007001>