



第七章内容回顾

- t检验是以t分布为基础的一类比较均数的假设检验法方法。
- **t检验的应用条件：随机样本、来自正态总体、方差齐性（两组独立样本）**





➤ **单样本t检验**
$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S_{\bar{X}}} = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}, \quad v=n-1$$

适用于样本均数与已知总体均数 μ_0 的比较。比较目的是检验**样本均数**所代表的**总体均数 μ** 是否与**已知总体均数 μ_0** 有差别。

➤ **配对样本均数t检验 Page196**
$$t = \frac{\bar{d} - \mu_d}{S_{\bar{d}}} = \frac{\bar{d} - 0}{S_{\bar{d}}} = \frac{\bar{d}}{S_d/\sqrt{n}}$$

又称非独立两样本均数t检验，适用于配对设计计量资料均数的比较，其比较目的是检验**两相关样本均数所代表的未知总体均数**是否有差别。

因此可将该检验理解为差值样本均数 $\bar{d}$ 与已知总体均数 $\mu_d=0$ 比较的单样本 t 检验

➤ **两独立样本均数比较t检验 Page198**
$$t = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2| - 0}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} \quad v = n_1 + n_2 - 2$$

适用于**完全随机设计**下两样本均数的比较，其目的是检验**两样本所来自总体的均数是否相等**。



- **应用条件：**两独立样本 t 检验要求两样本所代表的总体服从正态分布 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ，且两总体方差 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ，即方差齐性 (homogeneity of variance)。若两者总体方差不齐，可采用 t' 检验、变量变换或用秩和检验方法处理。

若两样本所属总体方差不等，以 t' 为统计量。

样本含量不大时，需对自由度、或临界值进行校正

样本含量较大时，可近似采用正态分布的临界值。

$$t' = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$



第八章

方差分析



人民卫生出版社
PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE

目录

- 第一节 完全随机设计的方差分析
- 第二节 随机区组设计的方差分析
- 第三节 多个样本均数的两两比较
- 第四节 方差齐性检验





学习目标



方差分析的基本思想、完全随机设计和随机区组设计方差分析中变异和自由度的分解及假设检验过程。



第一节

完全随机设计的方差分析



人民卫生出版社
PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE



为什么需要方差分析?

前面介绍了t检验：用于**两个**样本均数比较的。

对于**多于两组 ($k > 2$)** 样本均数的比较，t检验不再适用，方差分析 (analysis of variance, ANOVA) 则是解决多组样本均数比较的分析方法。





方差分析由英国统计学家R.A.Fisher提出，为纪念Fisher，以F命名，故方差分析又称 F 检验

1. 方差分析基本思想

- 根据研究目的和设计类型，将全部观测值的**总变异**按影响因素分解为相应的**若干部分变异**，在此基础上，计算假设检验的统计量值，进行统计推断。

变异分解：总变异=变异来源1+变异来源2+-----+变异来源n++误差

各部分变异除以相应自由度得到相应平均变异，平均变异与误差平均变异比较，构成F统计量，服从自由度为 (k-1, n-k) 的F分布，k表示水平数，n总例数。





2. 完全随机设计方差分析

- 完全随机设计 (completely random design) 是一种将同质实验对象随机分配到不同处理组的**单因素**设计方法。完全随机设计方差分析通过**比较组间方差与组内 (误差) 方差**，可理解为**若与误差方差差别不大，认为处理因素没有统计学意义，即组间均值完全相等**。

完全随机设计方差分析的数据结构

		处理因素						合计
		水平1	水平2	...	水平 <i>i</i>	...	水平 <i>k</i>	
第 <i>i</i> 组观察例数		X_{11}	X_{21}	...	X_{i1}	...	X_{k1}	
		X_{12}	X_{22}	...	X_{i2}	...	X_{k2}	
		...	...	...	...	...	...	
		X_{1j}	X_{2j}	...	X_{ij}	...	X_{kj}	
		...	...	...	...	...	...	
第 <i>i</i> 组均数		X_{1n}	X_{2n}	...	X_{in}	...	X_{kn}	
	n_i	n_1	n_2	...	n_i	...	n_k	n
第 <i>i</i> 组方差	$\bar{X}_i$	$\bar{X}_1$	$\bar{X}_2$	...	$\bar{X}_i$	...	$\bar{X}_k$	$\bar{X}$
	S_i^2	S_1^2	S_2^2	...	S_i^2	...	S_k^2	S^2

所有例数

所有样本均数

所有样本方差



例8-1 在评价某药物耐受性及安全性的I期临床试验中，将符合纳入标准的30名健康志愿者随机分为3组，每组10名，各组注射剂量分别为0.5U、1U、2U，观察48小时部分凝血活酶时间（s）。试问不同剂量组的部分凝血活酶时间有无不同？

三种不同剂量组48小时部分凝血活酶时间（s）				
	0.5 U	1 U	2 U	合计
	36.8 (X ₁₁)	40.0 (X ₂₁)	32.9 (X ₃₁)	
	34.4 (X ₁₂)	35.5 (X ₂₂)	37.9 (X ₃₂)	
	34.3 (X ₁₃)	36.7 (X ₂₃)	30.5 (X ₃₃)	
	35.7 (X ₁₄)	39.3 (X ₂₄)	31.1 (X ₃₄)	
	33.2 (X ₁₅)	40.1 (X ₂₅)	34.7 (X ₃₅)	
	31.1 (X ₁₆)	36.8 (X ₂₆)	37.6 (X ₃₆)	
	34.3 (X ₁₇)	33.4 (X ₂₇)	40.2 (X ₃₇)	
	29.8 (X ₁₈)	38.3 (X ₂₈)	38.1 (X ₃₈)	
	35.4 (X ₁₉)	38.4 (X ₂₉)	32.4 (X ₃₉)	
	31.2 (X ₁₁₀)	39.8 (X ₂₁₀)	35.6 (X ₃₁₀)	
n _i	10 (n ₁)	10 (n ₂)	10 (n ₃)	30 (n)
$\bar{X}_i$	33.62	37.83	35.10	35.5167 ($\bar{X}$)
S _i	2.2636	2.2071	3.3133	3.1072 (S)



$$\begin{aligned} SS_{\text{总}} &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} [(X_{ij} - \bar{X}_i) + (\bar{X}_i - \bar{X})]^2 \\ &= \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \end{aligned}$$

组间变异

组内变异

反映了处理因素各个水平组间的差异，也包含了随机误差





➤ 完全随机设计方差分析变异分解

总变异与自由度的分解：

$$SS_{\text{总}} = SS_{\text{组间}} + SS_{\text{组内}}, \quad \nu_{\text{总}} = \nu_{\text{组间}} + \nu_{\text{组内}}$$

各变异的平均变异（方差，均方）： $MS_{\text{组间}} = \frac{SS_{\text{组间}}}{\nu_{\text{组间}}}$ ， $MS_{\text{组内}} = \frac{SS_{\text{组内}}}{\nu_{\text{组内}}}$

$$F = \frac{MS_{\text{组间}}}{MS_{\text{组内}}}$$

组间自由度

组内自由度

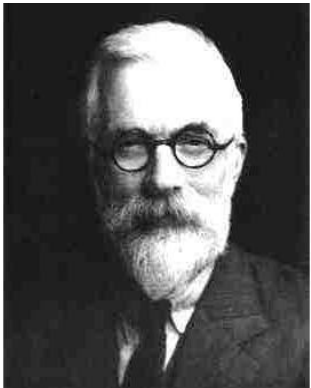
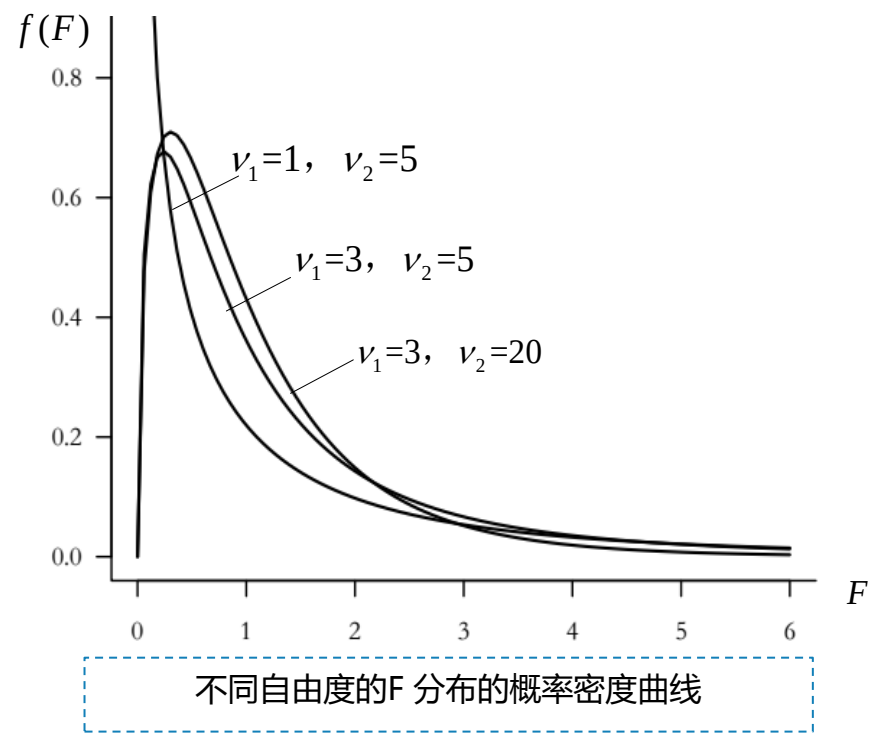
当原假设 H_0 成立时，统计量 F 服从自由度为 $(k-1, n-k)$ 的 F 分布； F 值接近1，可认为均值的差异只源于随机波动； F 值大于1并且 $F > F_{\alpha(k-1, n-k)}$ ， $P < \alpha$ ，则按 α 水准拒绝 H_0 ，表明有随机波动之外的处理因素造成了均值的差异。





完全随机设计方差分析表

完全随机设计方差分析表				
变异来源	平方和 (SS)	自由度 (ν)	均方 (MS)	F 值
总变异	$SS_{总} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X})^2$ $= (n-1)S^2$	$\nu_{总} = n - 1$		
处理组间	$SS_{组间} = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2$	$\nu_{组间} = k - 1$	$MS_{组间} = \frac{SS_{组间}}{\nu_{组间}}$	$F = \frac{MS_{组间}}{MS_{组内}}$
组内(误差)	$SS_{组内} = SS_{总} - SS_{组间}$	$\nu_{组内} = \nu_{总} - \nu_{组间}$	$MS_{组内} = \frac{SS_{组内}}{\nu_{组内}}$	



Ronald Fisher

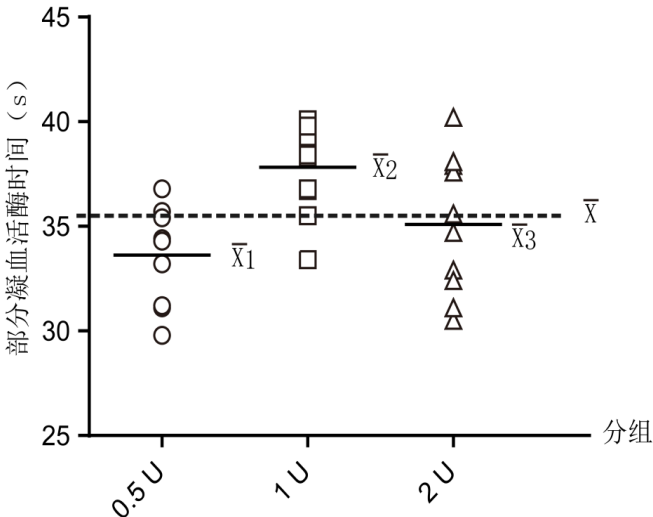
P232 查附表4 F界值表



例题

例8-1 在评价某药物耐受性及安全性的I期临床试验中，将符合纳入标准的30名健康志愿者随机分为3组，每组10名，各组注射剂量分别为0.5U、1U、2U，观察48小时部分凝血活酶时间（s）。试问不同剂量组的部分凝血活酶时间有无不同？

三种不同剂量组48小时部分凝血活酶时间 (s)				
	0.5 U	1 U	2 U	合计
	36.8	40.0	32.9	
	34.4	35.5	37.9	
	34.3	36.7	30.5	
	35.7	39.3	31.1	
	33.2	40.1	34.7	
	31.1	36.8	37.6	
	34.3	33.4	40.2	
	29.8	38.3	38.1	
	35.4	38.4	32.4	
	31.2	39.8	35.6	
n_i	10	10	10	30 (n)
$\bar{X}_i$	33.62	37.83	35.10	35.5167 ($\bar{X}$)
S_i	2.2636	2.2071	3.3133	3.1072 (S)



48小时部分凝血活酶时间变异分解示意图



☑ 具体步骤

(1) 提出检验假设，确定检验水准

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ ，即三个组部分凝血活酶时间的总体均数相同

$H_1 : \mu_1, \mu_2, \mu_3$ **不全相同**，即三个组部分凝血活酶时间的总体均数不全相同

$\alpha = 0.05$

(2) 计算检验统计量 F 值

完全随机设计的方差分析表

变异来源	SS	DF	MS	F	P
总变异	279.9861	29			
处理组间	91.2247	2	45.6124	6.52	<0.05
组内 (误差)	188.7614	27	6.9912		

$$SS_{总} = (n-1)S^2$$

$$SS_{组间} = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

$$SS_{组内} = SS_{总} - SS_{组间}$$





(3) 确定 P 值, 做出推断结论

因 F 界值 $\nu_{\text{组内}} = 27, \nu_{\text{组间}} = 2$

$$F_{0.05(2, 27)} = 3.35, \quad F = 6.52$$

$$F > F_{0.05(2, 27)}, \quad P < 0.05$$

结论: 按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准拒绝 H_0 , 可以认为三种不同剂量48小时部分凝血活酶时间**不全**相同。



第二节

随机区组设计的方差分析



人民卫生出版社

PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE



➤ **配对设计** (paired design) 是将受试对象按某些重要特征相近的原则配成对子，每对中的两个个体随机地给予两种处理。应用配对设计可以减少实验误差和控制非处理因素，提高统计处理效率。配对设计有两种情况：

1. **同源配对** 同一受试对象或同一标本的两个部分，随机分配接受两种不同处理；

同一受试对象分别接受两种不同的处理：两种测定方法的比较

同一受试对象接受一种处理前后：同一组高血压患者接受降压治疗前后的血压比较

2. **异源配对** 为消除混杂因素的影响，将两个同质受试对象配对分别接受**两种处理**。

把同窝、同性别和体重相近的动物配成一对。

把身高、体重、性别、年龄等因素相同的患者配成一对。

超过两种处理方法？





☑ 随机区组设计方差分析

➤ 随机区组设计 (randomized block design) :又称为配伍组设计，其做法是先将受试对象按条件相同或相近组成 m 个**区组**(或称配伍组)，每个区组中有 k 个受试对象，再将其随机地分到 k 个**处理组**中。属于两因素方差分析 (two-way ANOVA) 。

随机区组设计方差分析的数据结构

区组 (B)	处理因素 (A)			
	水平1	水平2	...	水平 k
区组1	X_{11}	X_{21}	...	X_{k1}
区组2	X_{12}	X_{22}	...	X_{k2}
...	...	...	...	...
区组 m	X_{1m}	X_{2m}	...	X_{km}

m个区组， k个处理水平， mk个格子
 $X_{ij}(i=1,2,3...,k,j=1,2,3,...,m)$ 代表水平i、 区组j的数据



➤ 随机区组设计方差分析变异分解

$$SS_{\text{总}} = SS_{\text{处理}} + SS_{\text{区组}} + SS_{\text{误差}}$$

相应的自由度有 $\nu_{\text{总}} = \nu_{\text{处理}} + \nu_{\text{区组}} + \nu_{\text{误差}}$

$SS_{\text{总}}$ 、 $SS_{\text{处理}}$ 的计算与完全随机设计的方差分析相同

$$SS_{\text{总}} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2 = (n-1)S^2$$

$$SS_{\text{处理}} = \sum_{i=1}^k m(\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

$$SS_{\text{区组}} = \sum_{j=1}^m k(\bar{X}_j - \bar{X})^2$$

其中, $\bar{X}_j$ 为各区组的均数, m 和 k 分别为区组和处理的水平数。





➤ 随机区组设计方差分析表

随机区组设计方差分析表

变异来源	平方和 (SS)	自由度 (ν)	均方 (MS)	F 值
总变异	$SS_{总} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2 = (n-1)S^2$	$\nu_{总} = n - 1$		
处理间	$SS_{处理} = \sum_{i=1}^k m(\bar{X}_i - \bar{X})^2$	$\nu_{处理} = k - 1$	$MS_{处理} = \frac{SS_{处理}}{\nu_{处理}}$	$F_{处理} = \frac{MS_{处理}}{MS_{误差}}$
区组间	$SS_{区组} = \sum_{j=1}^m k(\bar{X}_j - \bar{X})^2$	$\nu_{区组} = m - 1$	$MS_{区组} = \frac{SS_{区组}}{\nu_{区组}}$	$F_{区组} = \frac{MS_{区组}}{MS_{误差}}$
误差	$SS_{误差} = SS_{总} - SS_{处理} - SS_{区组}$	$\nu_{误差} = \nu_{总} - \nu_{处理} - \nu_{区组} = (k - 1)(m - 1)$	$MS_{误差} = \frac{SS_{误差}}{\nu_{误差}}$	





例题

例8-2 为探讨Rgl对镉诱导大鼠睾丸损伤的保护作用，研究者按照窝别把大鼠分成10个区组，然后将同一区组内的3只大鼠随机地分配到三个实验组，分别给予一定时间后测量大鼠的睾丸MT含量（ $\mu\text{g/g}$ ）。试问三种不同处理的大鼠是否不同？

3个处理组
10个区组

三组大鼠MT含量值 ($\mu\text{g/g}$)

窝别	对照组	氯化镉组	Rgl+氯化镉组	$\bar{X}_j$
1	40.6	78.3	116.3	78.4000
2	44.8	86.0	124.6	85.1333
3	36.7	72.1	149.0	85.9333
4	49.9	95.4	128.8	91.3667
5	59.8	99.2	134.1	97.7000
6	54.5	95.9	133.0	94.4667
7	38.4	76.4	115.6	76.8000
8	41.6	79.9	117.0	79.5000
9	46.8	86.5	128.4	87.2333
10	44.7	85.3	124.3	84.7667
$\bar{X}_i$	45.78	85.50	127.11	86.13($\bar{X}$)





具体步骤:

(1) 提出检验假设, 确定检验水准

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$, 即三组大鼠MT含量的总体均值相同

$H_1: \mu_1, \mu_2, \mu_3$ 不全相等, 即三组大鼠MT含量的总体均值不全相同

$\alpha = 0.05$

(2) 计算检验统计量 F 值

$$SS_{总} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2$$

$$SS_{处理} = \sum_{i=1}^k m(\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

$$SS_{区组} = \sum_{j=1}^m k(\bar{X}_j - \bar{X})^2$$

随机区组设计的方差分析表				
变异来源	SS	DF	MS	F 值
总变异	35226.4630	29		
处理组间	33078.7980	2	16539.3990	341.92
区组间	1276.9630	9	141.8848	2.93
误 差	870.7020	18	48.3723	



(3) 确定 P 值, 做出推断结论

对于处理因素

$$F_{0.05(2,18)} = 3.55, F = 341.92$$

$$F > F_{0.05(2,18)}, P < 0.05$$

处理组间DF=2
误差DF=18

按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准拒绝 H_0 , 可以认为三组大鼠MT含量的总体均数不全相同, 即不同处理对大鼠MT含量有影响($P < 0.05$)。

对于区组因素

$$F_{0.05(9,18)} = 2.46, F = 2.93$$

$$F > F_{0.05(9,18)}, P < 0.05$$

区组DF=9
误差DF=18

按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准拒绝 H_0 , 可以认为不同窝别大鼠的MT含量不全相同 ($P < 0.05$)。



第三节

多个样本均数的两两比较



人民卫生出版社
PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE



☑ 多重比较的概念

多组均数 ($k > 2$) 间多重比较不能直接使用 t 检验

- 经方差分析, 若拒绝 H_0 、接受 H_1 , 则可以推断 k 组均数**不全**相同, 需要进一步明确哪些组间有差异。当基于观察数据同时进行一系列统计学推断或者推断多个参数时, 会出现多重检验的问题。**典型的问题是多个处理组之间进行两两比较**。共需比较 $\binom{k}{2}$ 次。
- 可以证明: 如果需要进行 m 次独立的比较, 则整个研究的检验水准为 $\bar{\alpha} = 1 - (1 - \alpha)^m$, 由此可以看出随着比较次数的增多 $\bar{\alpha}$ 会增大。例如 $k = 5$, 则 $m = 10$, 在单个检验水准规定 $\alpha = 0.05$ 时, $\bar{\alpha} = 1 - (1 - 0.05)^{10} = 0.4013$, I类错误的概率明显增加。





☑ 多重比较方法

Bonferroni t 检验: 将两两比较时检验水准调整为 $\alpha' = \alpha / m$, 以使多次比较 (m)

$$\begin{aligned}\text{若 } m=3, \quad \alpha' &= 0.05 / 3 = 0.017 \\ \alpha &= 1 - (1 - 0.017)^3 = 0.05\end{aligned}$$





☑ SNK- q 检验

- SNK (Student - Newman - Keuls) 法的检验统计量为 q ，故又称为 q 检验。方法适用于多组样本均数之间两两全面比较，是实际中经常使用的一种方法。这种检验方法对不同组间的比较有不同的检验界值。

$$q = \frac{\bar{X}_A - \bar{X}_B}{\sqrt{\frac{MS_E}{2} \left(\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}}$$





例题

例8-3 对例8-1中不同注射剂量组受试者部分凝血活酶时间的均数作两两比较。

具体步骤：

(1) 提出检验假设，确定检验水准

$H_0 : \mu_A = \mu_B$, 即任意两组的部分凝血活酶时间的总体均数相等

$H_1 : \mu_A \neq \mu_B$, 即任意两组的部分凝血活酶时间的总体均数不等

$\alpha = 0.05$

(2) 计算检验统计量 q 值首先将三个样本均数由大到小排序，并编组：

三组均数共需做 $\binom{2}{3} = \frac{3!}{2!(3-2)!} = 3$ 次两两比较。

原组别	1U	2U	0.5U
均数	37.83	35.10	33.62
组次	1	2	3



例8-3的SNK法两两比较计算表

对比组A与B	$\bar{X}_A - \bar{X}_B$	q值	组数a	$q_{0.05(a,27)}$ 界值	P 值
组次1与3	4.2100	5.04	3	3.52	<0.05
组次1与2	2.7300	3.27	2	2.91	<0.05
组次2与3	1.4800	1.77	2	2.91	>0.05

(3) 确定 P 值，做出推断结论

1U与2U组、1U与0.5U组比较时， $P < 0.05$ ，拒绝 H_0 ，差别有统计学意义。

2U组与0.5U组之间的差别无统计学意义 ($P > 0.05$) 。

第四节

方差齐性检验



人民卫生出版社
PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE



☑ 方差齐性检验

➤ 方差分析应用条件:

◆ 各样本相互独立

相关性检验，如相关系数计算

◆ 服从正态分布

P200页正态性检验

◆ 方差相同 (homogeneity of variance)

两组数据的方差齐性检验用的F检验

➤ 多组数据的方差齐性检验，应用较多的是 Bartlett 检验法和 Levene 检验法。

◆ Bartlett 检验法主要适用于正态分布资料的方差齐性检验问题，

◆ 资料不服从正态分布，则可采用 Levene 检验法。



本章小结

1. 方差分析常用于三个及以上均数的比较，当用于两个均数的比较时，同一资料所得结果与 t 检验等价。
2. 方差分析基本思想：根据研究目的和设计类型，将全部观测值的总变异按影响因素分解为相应的若干部分变异，在此基础上，计算假设检验的统计量 F 值，实现对总体均数是否有差别的推断。
3. 方差分析有其应用条件，理论上要求各样本相互独立，服从正态分布且方差齐同。方差齐性检验可以应用Bartlett和Levene检验法。
4. 多重比较有多种方法，如 Dunnett- t 检验、LSD- t 检验、SNK- q 法、Tukey法、Schéffe法、Bonferroni t 检验和 Sidak t 检验。学习中需要注意各种方法的适用性。





课后习题二-1

本例为完全随机设计三个均数比较问题，若资料满足方差齐性要求，可采用完全随机设计方差分析。

采用 Bartlett 法方差齐性检验， $\chi^2 = 2.69$ ， $P > 0.10$ ，按 $\alpha = 0.10$ 检验水准，不拒绝 H_0 ，尚不能认为 3 个总体方差不齐。因此，资料满足方差分析条件。





方差分析具体步骤:

(1) 提出检验假设, 确定检验水准

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$, 即三种病情慢性乙型肝炎患者血清 sFasL 水平总体均数相同

$H_1: \mu_1, \mu_2, \mu_3$ 不全相同, 即三种病情慢性乙型肝炎患者血清 sFasL 水平总体均数不全相同

$\alpha = 0.05$



(2) 计算检验统计量 F 值

完全随机设计的方差分析表

变异来源	平方和 SS	自由度 ν	均方 MS	F 值	P 值
总变异	11.3057	35			
处理组间	11.0996	2	5.5498	888.58	<0.05
组内 (误差)	0.2061	33	0.0062		





(3) 确定 P 值, 做出推断结论

分子自由度 $\nu_{\text{组间}} = 2$, 分母自由度 $\nu_{\text{组内}} = 33$, 查 F 界值表 (方差分析用), 因 F 界值表中无 $\nu_{\text{组内}} = 33$, 取 $\nu_{\text{组内}} = 32$, $F_{0.05(2,32)} = 3.29$ 。由于 $F > F_{0.05(2,32)}$, 从而 $P < 0.05$, 按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准拒绝 H_0 , 可以认为三种病情慢性乙型肝炎患者血清 sFasL 水平总体均数不全相同。





课后习题二-2

本例为随机区组设计三个均数比较问题，若资料满足方差齐性要求，可采用随机区组设计方差分析。

采用 Bartlett 法方差齐性检验， $\chi^2 = 2.3304$ ， $P > 0.10$ ，按 $\alpha = 0.10$ 检验水准，不拒绝 H_0 ，尚不能认为 3 个总体方差不齐。因此，资料满足方差分析条件。





(1) 建立检验假设, 确定检验水准

$H_{0(A)}: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$, 即 3 组大鼠总蛋白水平的总体均值相同

$H_{1(A)}: \mu_1, \mu_2, \mu_3$ 不全相等, 即 3 组大鼠总蛋白水平的总体均值不全相同

$H_{0(B)}: \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_{12}$, 即不同区组大鼠总蛋白水平的总体均值相同

$H_{1(B)}: \tau_1, \tau_2, \cdots, \tau_{12}$ 不全相等, 即不同区组大鼠总蛋白水平的总体均值不全

相同

$\alpha = 0.05$



(2) 计算检验统计量 F 值

随机区组设计的方差分析表

变异来源	平方和 SS	自由度 ν	均方 MS	F 值
总变异	9.8109	35		
处理组间	9.5512	2	4.7756	719.80
区组间	0.1138	11	0.0103	1.56
误差	0.1459	22	0.0066	





(3) 确定 P 值, 做出推断结论

对于处理因素, 分子自由度 $\nu_{\text{处理}} = 2$, 分母自由度 $\nu_{\text{误差}} = 22$, 查 F 界值表 (方差分析用), $F_{0.05(2,22)} = 3.44$ 。由于 $F = 719.80$, $F > F_{0.05(2,22)}$, 故 $P < 0.05$, 差别有统计学意义, 按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准, 拒绝 $H_{0(A)}$, 可认为 3 组大鼠总蛋白水平的总体均值不全相同; 对于区组因素 B, 分子自由度 $\nu_{\text{区组}} = 11$, 分母自由度 $\nu_{\text{误差}} = 22$, 查 F 界值表 (方差分析用), $F_{0.05(11,22)} = 2.27$ (内插值法)。由于 $F = 1.56$, $F < F_{0.05(11,22)}$, 故 $P > 0.05$, 按照 $\alpha = 0.05$ 的检验水准, 不拒绝 $H_{0(B)}$, 尚不能认为不同性别、体重大鼠总蛋白水平的总体均值不同。





课后习题二-3*

本例为析因设计均数比较问题，若资料满足方差齐性要求，可采用析因设计方差分析。

采用 Bartlett 法方差齐性检验， $\chi^2 = 2.4238$ ， $P > 0.10$ ，按 $\alpha = 0.10$ 检验水准，不拒绝 H_0 ，尚不能认为比较组总体方差不齐。因此，资料满足方差分析条件。

为便于叙述，将“药物”定为 A 因素，“时间”定为 B 因素。





方差分析步骤如下:

(1) 提出检验假设, 确定检验水准

$H_{0(A)}: \mu_1 = \mu_2$, 即 A 因素两个不同水平的 WBC 值相同

$H_{1(A)}: \mu_1 \neq \mu_2$, 即 A 因素两个不同水平的 WBC 值不同

$H_{0(B)}: \tau_1 = \tau_2$, 即 B 因素两个不同水平的 WBC 值相同

$H_{1(B)}: \tau_1 \neq \tau_2$, 即 B 因素两个不同水平的 WBC 值不同

$H_{0(AB)}: A$ 与 B 无交互效应

$H_{1(AB)}: A$ 与 B 存在交互效应

$\alpha = 0.05$



(2) 计算检验统计量 F 值

析因设计的方差分析表

变异来源	平方和 SS	自由度 ν	均方 MS	F 值	P 值
总变异	1030.6978	39			
A 因素	291.0603	1	291.0603	33.48	<0.05
B 因素	423.1503	1	423.1503	48.68	<0.05
AB 因素	3.5402	1	3.5402	0.41	>0.05
误差	312.9470	36	8.6930		





(3) 确定 P 值, 做出推断结论

查 F 界值表, 对于 A 因素 $F_{0.05(1,36)}=4.11$, $F_A > F_{0.05(1,36)}$, $P < 0.05$, 按照

$\alpha = 0.05$ 的检验水准拒绝 $H_{0(A)}$, 认为不同药物处理大鼠 WBC 值不同。同理, 对于 B 因素, $F_B > F_{0.05(1,36)}$, $P < 0.05$, 拒绝 $H_{0(B)}$, 不同处死时间大鼠 WBC 值不同; 对于 AB 交互作用, $F_{AB} < F_{0.05(1,36)}$, $P > 0.05$, 不拒绝 $H_{0(AB)}$, 尚不能认为 A 与 B 两处理因素存在交互作用。





人民卫生出版社
PEOPLE'S MEDICAL PUBLISHING HOUSE

谢谢观看