

# 习题答案

## 第一章

### 一、是非题

1. 家庭中子女数是离散型的定量变量。

答：对。

2. 同质个体之间的变异称为个体变异。

答：对。

3. 学校对某个课程进行 1 次考试，可以理解为对学生掌握该课程知识的一次随机抽样。

答：对。

4. 某医生用某个新药治疗了 100 名牛皮癣患者，其中 55 个人有效，则该药的有效率为 55%。

答：错。只能说该样本有效率为 55% 或称用此药总体有效率的样本估计值为 55%。

5. 已知在某个人群中，糖尿病的患病率为 8%，则可以认为在该人群中，随机抽一个对象，其患糖尿病的概率为 8%。

答：对，人群的患病率称为总体患病率。在该人群中随机抽取一个对象，每个对象均有相同的机会被抽中，抽到是糖尿病患者的概率为 8%。

### 二、选择题

1. 下列属于连续型变量的是 A。

A 血压    B 职业    C 性别    D 民族

2. 某高校欲了解大学新生心理健康状况，随机选取了 1000 例大学新生调查，这 1000 例大学生新生调查问卷是 A。

A 一份随机样本    B 研究总体    C 目标总体    D 个体

3. 某研究用  $X$  表示儿童在一年中患感冒的次数，共收集了 1000 人，请问：儿童在一年中患感冒次数的资料属于 C。

A 连续型资料    B 有序分类资料    C 不具有分类的离散型资料    D 以上均不对

4. 下列描述中，不正确的是 D。

- A 总体中的个体具有同质性
- B 总体中的个体大同小异
- C 总体中的个体在同质的基础上有变异
- D 如果个体间有变异那它们肯定不是来自同一总体

5. 用某个降糖药物对糖尿病患者进行治疗，根据某个大规模随机抽样调查的研究结果得到该药的降糖有效率为 85% 的结论，请问降糖有效率是指 D。

- A 每治疗 100 个糖尿病患者，正好有 85 个人降糖有效，15 个人降糖无效  
B 每个接受该药物治疗的糖尿病患者，降糖有效的机会为 85%  
C 接受该药物治疗的糖尿病人群中，降糖有效的比例为 85%  
D 根据该研究的入选标准所规定的糖尿病患者人群中，估计该药降糖有效的比例为 85%

### 三、简答题

1. 某医生收治 200 名患者，随机分成 2 组，每组 100 人。一组用 A 药，另一组用 B 药。经过 2 个月的治疗，A 药组治愈了 90 人，B 组治愈了 85 名患者，请根据现有结果评议下列说法是否正确，为什么？

a) A 药组的疗效高于 B 药组。

b) A 药的疗效高于 B 药。

答：a) 正确，因为就两组样本而言，的确 A 组疗效高于 B 组。

b) 不正确，因为样本的结果存在抽样误差，因此有可能人群的 A 药疗效高于 B 药，也可能人群的两药的疗效相同甚至人群 B 药的疗效高于 A 药，

2. 某校同一年级的 A 班和 B 班用同一试卷进行一次数学测验。经过盲态改卷后，公布成绩：A 班的平均成绩为 80 分，B 班的平均成绩为 81 分，请评议下列说法是否正确，为什么？

a) 可以称 A 班的这次考试的平均成绩低于 B 班，不存在抽样误差。

b) 可以称 A 班的数学平均水平低于 B 班。

答：a) 正确，因为此处将 A 班和 B 班作为研究总体，故不存在抽样误差。

b) 不正确，因为这一次数学平均成绩只是两班数学成绩总体中的两个样本，样本的差异可能仅仅由抽样误差造成。

3. 在某个治疗儿童哮喘的激素喷雾剂新药的临床试验中，研究者收集了 300 名哮喘儿童患者，随机分为试验组和对照组，试验组在哮喘缓解期内采用激素喷雾剂，在哮喘发作期内采用激素喷雾剂+扩展气管药；对照组在哮喘缓解期不使用任何药物，在哮喘发作期内采用扩展气管药物。通过治疗 3 个月，以肺功能检查中的第 1 秒用力呼吸率 ( $FEV_1/FRC_1$ ) 作为主要有效性评价指标，评价两种治疗方案的有效性和安全性。请阐述这个研究中的总体和总体均数是什么？

答：试验组的研究总体是接受试验组治疗方案的全体哮喘儿童患者在治疗 3 个月时的  $FEV_1/FRC_1$  值的全体。对照组的研究总体是接受对照组治疗方案的全体哮喘儿童患者在治疗 3 个月时的  $FEV_1/FRC_1$  值的全体。

试验组对应的总体均数是接受试验组治疗方案的全体哮喘儿童患者在治疗 3 个月时的  $FEV_1/FRC_1$  的平均值；对照组对应的总体均数是接受对照组治疗方案的全体哮喘儿童患者在治疗 3 个月时的  $FEV_1/FRC_1$  的平均值。

4. 请简述什么是小概率事件？对于一次随机抽样，能否认为小概率事件是不可能发生的？

答：在统计学中，如果随机事件发生的概率小于或等于 0.05，则通常可以认为是一个小概率事件，表示该事件在大多数情况下不会发生，并且一般可以认为小概率事件在一次随机抽样中不会发生，这就是小概率事件原理。小概率事件原理是统计学检验的基础。

5. 变量的类型有哪几种？请举例说明，各有什么特点？

答：（1）连续型变量，可以一个区间中任意取值的变量，即在忽略测量精度的情况下，连续型变量在理论上可以取到区间中的任意一个值，并且通常含有测量单位。观察连续型变量所得到的数据资料称为计量资料(measurement data)。如例 1-1 中的身高变量就是连续型变量，身高资料为计量资料。（2）离散型变量，变量的取值范围是有限个值或者为一个数列。离散型变量的取值情况可以分为具有分类性质的资料和不具有分类性质的资料，表示分类情况的离散型变量亦称分类变量(categorical variable)。观察分类变量所得到的资料称为分类资料(categorical data)。分类资料可以分为二分类资料和多分类资料，而多分类资料又分成无序分类资料和有序分类资料，二分类资料如症状指标分为感染或未感染，无序多分类资料(nominal data) 如血型可以分为 A、B、AB 和 O 型，有序多分类资料(ordinal data) 如病情指标分为无症状、轻度、中度和重度。

## 第二章

### 一、是非题

1. 不论数据呈何种分布，都可以用算术均数和中位数表示其平均水平。

答：错。只有资料满足正态或近似正态分布时计算算术均数是比较有统计学意义的。

2. 在一组变量值中少数几个变量值比大多数变量值大几百倍，一般不宜用算术均数表示其平均水平。

答：对，可以采用中位数表示。

3. 只要单位相同，用 s 和用 CV 来表示两组资料的离散程度，结论是完全一样的。

答：错，标准差 S 是绝对误差的一种度量，变异系数 CV 是相对误差的一种度量，对于两组资料离散程度的比较，即使两组资料的度量单位相同，也完全有可能出现两个指标的结论是不同的。在实际应用时，选择离散程度的指标时，考虑其结果是否有研究背景意义。例如：一组资料为成人的身高观察值，另一组资料为 2 岁幼儿的身高观察值，虽然可以用标准差 S 比较两组的离散程度，也不能认为这是错误的，但根本没有研究背景意义，相反选择变异系数 CV 比较两组资料的相对变异程度，这就有一定的研究背景意义。

4. 描述 200 人血压的分布，应绘制频数图。

答：对。

5. 算术均数与中位数均不容易受极值的影响。

答：错。算术均数比中位数容易受到极值的影响。

### 二、选择题

1. 中位数是表示变量值\_\_\_\_\_A\_\_\_\_\_的指标。
- A. 平均水平  
B. 变化范围  
C. 频数分布  
D. 相互间差别大小
2. 对于最小组段无确定下限值和（或）最大组段无确定上限值的频数分布表资料，宜用下列哪些指标进行统计描述？\_\_\_\_\_C\_\_\_\_\_
- A 中位数，极差  
B 中位数，四分位数间距  
C 中位数，四分位数范围  
D 中位数，标准差
3. 描述年龄（分 8 组）与疗效（有效率）的关系，应绘制\_\_\_\_\_A\_\_\_\_\_。
- A. 线图    B. 圆图    C. 直方图    D. 百分条图
4. 为了描述资料分布概况，绘制直方图时，直方图的纵轴可以为\_\_\_\_\_D\_\_\_\_\_。
- A 频数    B 频率    C 频率密度(频率/组距)    D 都可以

三、简答与分析题

1. 100 名健康成年女子血清总蛋白含量（g/L）如表 2-14，试描述之。

表 2-12 100 名成年健康女子血清总蛋白含量（g/L）

73.5	74.3	78.8	78.0	70.4	80.5	84.3	68.8	69.7	71.2
72.0	79.5	75.6	78.8	72.0	72.0	72.7	75.0	74.3	71.2
68.0	75.0	75.0	74.3	75.8	65.0	67.3	78.8	71.2	69.7
73.5	73.5	75.8	64.3	75.8	80.3	81.6	72.0	74.3	73.5
68.0	75.8	72.0	76.5	70.4	71.2	67.3	68.8	75.0	70.4
74.3	70.4	79.5	74.3	76.5	77.6	81.2	76.5	72.0	75.0
72.7	73.5	76.5	74.7	65.0	76.5	69.7	73.5	75.4	72.7
72.7	67.2	73.5	70.4	77.2	68.8	74.3	72.7	67.3	67.3
74.3	75.8	79.5	72.7	73.5	73.5	72.0	75.0	81.6	74.3
70.4	73.5	73.5	76.5	72.7	77.2	80.5	70.4	75.0	76.5

答：制作频数表如下：

组段	频数	百分比	累积频数	累积百分比
64~	3	3.00	3	3.00
66~	5	5.00	8	8.00
68~	8	8.00	16	16.00
70~	11	11.00	27	27.00
72~	25	25.00	52	52.00
74~	24	24.00	76	76.00
76~	10	10.00	86	86.00
78~	7	7.00	93	93.00
80~	6	6.00	99	99.00
84~	1	1.00	100	100.00

变量	例数	均数	标准差	最小值	最大值	中位数	25 百分位数	75 百分位数
x	100	73.7	3.925	64.3	84.3	73.5	71.2	75.8

2. 某医师测得 300 名正常人尿汞值 (ng/L) 如表 2-15, 试描述资料。

表 2-13 300 名正常人尿汞值 (ng/L)

尿 汞	例 数	累计例数	累计百分数 (%)
0~	49	49	16.3
4~	27	76	25.3
8~	58	134	44.7
12~	50	184	61.3
16~	45	229	76.3
20~	22	251	83.7
24~	16	267	89.0
28~	10	277	92.3
32~	7	284	94.7
36~	5	289	96.3
40~	5	294	98.0
44~	0	294	98.0
48~	3	297	99.0
52~	0	297	99.0
56~	2	299	99.7
60~	1	300	100.0
合计	300	—	—

答：根据资料给出统计描述的指标如下：

例数	均数	标准差	最小值	最大值
16	15.053	49.014	2	62

3. 对于同一的非负样本资料，其算数均数一定大于等于几何均数。

答：根据初等数学中的不等式  $\frac{a_1 + a_2 + \cdots + a_n}{n} \geq \sqrt[n]{a_1 a_2 \cdots a_n}$ ，可以得到算数均数一定大于等于几何均数。

4. 常用的描述集中趋势的指标有哪些，并简述其适用条件。

答：（1）算术均数：适用对称分布，特别是正态或近似正态分布的数值变量资料。

（2）几何均数：适用于频数分布呈正偏态的资料，或者经对数变换后服从正态分布（对数正态分布）的资料，以及等比数列资料。

（3）中位数：适用各种类型的资料，尤其以下情况：

A 资料分布呈明显偏态；B 资料一端或两端存在不确定数值（开口资料或无界资料）；C 资料分布不明。

### 第三章

#### 一、是非题

1. 二项分布越接近 Poisson 分布时，也越接近正态分布。

答：错。当二项分布的  $\pi$  不太接近 0 或者 1，随着  $n$  的增大， $n\pi$  和  $n(1-\pi)$  均较大时，二项分布的  $X$  的逐渐近似正态分布； $n$  较大， $\pi$  较小，二项分布的  $X$  近似总体均数为  $\mu = n\pi$  的 Poisson 分布，只有  $n$  较大、 $\pi$  较小并且  $n\pi$  较大时，二项分布的  $X$  既近似 Poisson 分布又近似正态分布，其本质是当  $n$  较大、 $\pi$  较小时二项分布的  $X$  所近似的 Poisson 分布在其总体均数  $\mu = n\pi$  较大时逼近正态分布。

2. 从同一新生儿总体（无限总体）中随机抽样 200 人，其中新生儿窒息人数服从二项分布。

答：对。因为可以假定每个新生发生窒息的概率  $\pi$  是相同的并且相互独立，对于随机抽取 200 人，新生儿窒息人数  $X$  服从二项分布  $B(n, \pi)$ 。

3. 在  $n$  趋向无穷大、总体比例  $\pi$  趋向于 0，且  $n\pi$  保持常数时的二项分布的极限分布是 Poisson 分布。

答：对。这是二项分布的性质。

4. 某一放射物体，以一分钟为单位的放射性计数为 50, 40, 30, 30, 10，如果以 5 分钟为时间单位，其标准差为  $\sqrt{160}/5$ 。

答：错。设  $X_i$  服从总体均数为  $\mu$  的 Poisson 分布， $i = 1, 2, 3, 4, 5$ ，并且相互独立。根据 Poisson 分布的可加性， $X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5$  服从总体均数为  $5\mu$ ，其总体方差为  $5\mu$ ，本题 5 分钟的总体方差  $5\mu$  的估计值为  $50 + 40 + 30 + 30 + 10 = 160$ ，所以其标准差为  $\sqrt{160}$ 。

5. 一个放射性物体一分钟脉冲数为 20 次，另一个放射性物体一分钟脉冲数为 50 次。假定两种放射性物体的脉冲性质相同，并且两种放射性物体发生脉冲是相互独立的，则这两种物体混合后，其一分钟脉冲数的总体均数估计值为 70 次。

答：对。根据 Poisson 分布的可加性，这两种物体混合后发生的脉冲数为  $X_1 + X_2$ ，混合后一分钟脉冲数的总体均数估计值为  $20 + 50 = 70$  次。

6. 一个放射性物体平均每分钟脉冲数为 5 次（可以认为服从 Poisson 分布），用  $X$  表示连续观察 20 分钟的脉冲数，则  $X$  也服从 Poisson 分布。

答：对，这是 Poisson 分布的可加性。

7. 一个放射性物体平均每分钟脉冲数为 5 次（可以认为服从 Poisson 分布），用  $X$  表示连续观察 20 分钟的脉冲数，则  $X$  的总体均数和总体方差均为 100 次。

答：对。Poisson 分布的可加性原理。

8. 用  $X$  表示某个放射性物体的每分钟脉冲数，其平均每分钟脉冲数为 5 次（可以认为服从 Poisson 分布），用  $Y$  表示连续观察 20 分钟的脉冲数，则可以认为  $Y$  近似服从正态分布，但不能认为  $X$  近似服从正态分布。

答：对。因为  $Y$  的总体均数为 100，当  $\mu$  比较小的时候，Poisson 分布是一个偏态的分布，但是当  $\mu$  增大时，Poisson 分布会逐渐趋于对称。

## 二、选择题

1. 理论上，二项分布是一种 B。

A 连续性分布

B 离散分布

C 均匀分布

D 标准正态分布

2. 在样本例数不变的情况下，下列何种情况时，二项分布越接近对称分布。 C

A 总体率  $\pi$  越大

B 样本率  $P$  越大

C 总体率  $\pi$  越接近 0.5

D 总体率  $\pi$  越小

3. 医学上认为人的尿氟浓度以偏高为不正常，若正常人的尿氟浓度  $X$  呈对数正态分布， $Y = \lg X$ ， $G$  为  $X$  的几何均数，尿氟浓度的 95% 参考值范围的界值计算公式是 A。

A  $\lg^{-1}(\bar{Y} + 1.64S_Y)$     B  $G + 1.96S_X$     C  $G + 1.64S_X$     D  $\lg^{-1}(\bar{Y} + 1.96S_Y)$

4. 设  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  均服从  $B(4, 0.01)$ ，并且  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  相互独立。令

$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_{10}$ ，则 D

A  $Y$  近似服从二项分布

B  $Y$  近似服从 Poisson 分布

C  $Y$  近似服从正态分布

D  $Y \sim B(40, 0.01)$

5. 设  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  均服从  $Poisson(2.2)$ ，并且  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  相互独立。令

$Y = (X_1 + X_2 + \dots + X_{10})/10$ ，则 C

- A  $Y$  近似服从  $B(10, 0.22)$     B  $Y$  服从  $Poisson(22)$  分布  
C  $Y$  近似服从正态分布    D  $Y$  服从  $Poisson(2.2)$  分布

### 三、简答题

1. 如果  $X$  的总体均数为  $\mu$ , 总体标准差为  $\sigma$ , 令  $Y = a + bX$ , 则可以证明:  $Y$  的总体均数为  $a + b\mu$ , 标准差为  $b\sigma$ 。如果  $X$  服从  $\mu = 40$  的 Poisson 分布, 请问:  $Y = X/2$  的总体均数和标准差是多少?

答: 总体均数 = 20, 总体标准差 =  $\sqrt{40}/2$ 。

2. 设  $X$  服从  $\mu = 40$  的 Poisson 分布, 请问:  $Y = X/2$  是否服从 Poisson 分布? 为什么?

答: 不是的。因为  $Y = X/2$  的总体均数 = 20, 不等于总体方差 10。

3. 设  $X$  服从  $\mu = 40$  的 Poisson 分布, 可以认为  $X$  近似服从正态分布。令  $Y = X/10$ , 试问: 是否可以认为  $Y$  也近似服从正态分布?

答: 正态分布的随机变量乘以一个非 0 常数仍服从正态分布, 所以可以认为  $Y$  也近似服从正态分布。

4. 设  $X$  服从均数为  $\mu$  的 Poisson 分布。请利用两个概率之比:  $P(X+1)/P(X)$ , 证明:

当  $x < \mu - 1$  时, 概率  $P(X)$  随着  $x$  增大而增加; 当  $x > \mu$  时, 概率  $P(X)$  随着  $x$  增大而减小。

答:  $P(X = x+1)/P(X = x) = \left(\frac{\mu^{x+1}}{(x+1)!} e^{-\mu}\right) / \left[\frac{\mu^x}{x!} e^{-\mu}\right] = \mu/(x+1)$ , 显然, 当

$x < \mu - 1$  时, 对应  $x+1 < \mu$ , 由此得到  $\frac{\mu}{x+1} > 1$ , 所以  $P(X = x+1)/P(X = x) > 1$ ,

说明概率  $P(X)$  随着  $x$  增大而增加; 当  $x > \mu$  时, 则

$P(X = x+1)/P(X = x) = \frac{\mu}{x+1} < \frac{\mu}{x} < 1$ , 说明当  $x > \mu$  时, 概率  $P(X)$  随着  $x$  增大而减小。

5. 已知某饮用水的合格标准是每升水的大肠杆菌数  $\leq 2$  个, 如果随机抽取 1 升饮用水, 检测出大肠杆菌数的 95% 参考值范围是多少? (提示考虑合格标准的总体均数最大值为 2 个/L, 求 95% 参考值范围)。

答: 由于合格标准的总体均数最大值为 2 个/L, 对于正常而言, 大肠杆菌数越少越好,



所以这是单侧参考值范围。即求满足累计概率的不等式  $\sum_{k=0}^X P(k | \mu = 2) = \sum_{k=0}^X \frac{2^k}{k!} e^{-2} \leq 0.95$

的最大 X 的解。

X	0	1	2	3	4	5	6
$P(X)$	0.135335	0.270671	0.270671	0.180447	0.090224	0.036089	0.01203
$\sum_{k=0}^X P(k)$	0.135335	0.406006	0.676676	0.857123	0.947347	0.983436	0.995466

根据上述计算得到 X 的 95% 参考值范围是  $X < 5$  个/L。?

## 第四章

### 一、是非题

1、设 X 的总体均数为  $\mu$ ，则样本均数  $\bar{X}$  的总体均数也为  $\mu$ 。

答：对。经随机抽样得到的样本均数  $\bar{X}$  的总体均数也为  $\mu$ 。

2、设 X 的总体方差为  $\sigma^2$ ，则样本均数  $\bar{X}$  的总体方差也为  $\sigma^2$ 。

答：错。经随机抽样后得到的样本均数  $\bar{X}$  的总体方差为  $\sigma^2/n$ 。

3、设随机变量  $X_1, \dots, X_n$  均服从  $B(1, \pi)$ ， $n$  很大时，则  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  近似服从

$N(\pi, \pi(1-\pi)/n)$

答：对。

4、某研究者做了一个儿童血铅浓度的流行病学调查，共调查了 1000 人，检测了每个人血铅浓度。虽然血铅浓度一般呈非正态分布，但由于该研究样本量很大，可以认为这些血铅浓度近似服从正态分布。

答：错。血铅浓度的分布与样本量是否很大无关，如果样本量充分大时，血铅浓度的样本均数的分布近似正态分布。

5、某研究者做了一个儿童血铅浓度的流行病学调查，共调查了 1000 人，检测了每个人血铅浓度，计算这 1000 人的血铅平均浓度。对于现有的 1000 人的血铅浓度资料，可以认为该资料的样本均数近似服从正态分布。

答：错。样本均数的概率分布是指随机抽样前将要随机抽取的样本，其样本均数近似服从某个概率分布，样本量很大时，样本均数逼近正态分布。对于这个资料而言，这是已经完成随机抽样的资料，这个资料的样本均数只是一个数，不存在服从哪种分布的问题。

6、某研究者做了一个儿童血铅浓度的流行病学调查，已知血铅测量值非正态分布，计划调查 1000 人，并将计算 1000 人的血铅浓度的样本均数，由于该研究样本量很大，可以认为随机抽样所获得血铅浓度的样本均数将近似服从正态分布。

答：对。如果从某个均数为  $\mu$ ，标准差为  $\sigma$  的非正态分布的总体中抽样，只要样本量足够大，则样本均数  $\bar{X}$  的分布也将近似于正态分布  $N(\mu, \sigma^2/n)$ 。

### 二、选择题

1、以下方法中唯一可行的减小抽样误差的方法是 B。

- A、减少个体变异
- B、增加样本量
- C、设立对照
- D、严格贯彻随机抽样的原则

- 2、 $S_{\bar{X}}$ 表示\_\_\_C\_\_\_。
- A、总体均数的离散程度                      B、总体标准差的离散程度  
C、样本均数的离散程度                      D、样本标准差的离散程度
- 3、设连续性随机变量 $X$ 的总体均数为 $\mu$ ,从 $X$ 总体中反复随机抽样,随样本量 $n$ 增大, $\frac{\bar{X}-\mu}{S_{\bar{X}}}$ 将趋于\_\_\_D\_\_\_。
- A、 $X$ 的原始分布                                      B、正态分布  
C、均数的抽样分布                                      D、标准正态分布
- 4、在均数为 $\mu$ ,标准差为 $\sigma$ 的正态总体中随机抽样,理论上 $|\bar{X}-\mu| \geq$ \_\_\_B\_\_\_的可能性为5%。
- A、 $1.96\sigma$                       B  $1.96\sigma_{\bar{X}}$                       C、 $t_{0.05/2,v}S$                       D  $1.96S_{\bar{X}}$
- 5、下面关于标准误的四种说法中,哪一种是不正确\_\_\_C\_\_\_。
- A、标准误是样本统计量的标准差  
B、标准误反映了样本统计量的变异  
C、标准误反映了总体参数的变异  
D、标准误反映了抽样误差的大小
- 6、变量 $X$ 偏离正态分布,只要样本量足够大,样本均数\_\_\_C\_\_\_。
- A、偏离正态分布                                      B、服从 $F$ 分布  
C、近似正态分布                                      D、服从 $t$ 分布

### 三、简答题

1、样本均数的抽样误差定义是什么?

答:样本均数的抽样误差是指样本均数和总体均数间的差异,但同时可以表现为从同一总体中多次随机抽样所得的样本均数间的差异,通常用样本均数的标准误差度量平均的抽样误差大小。

2、估计样本均数的平均抽样误差的统计量是什么?

答:是样本均数的标准差,即样本均数的标准误。

3、简述样本均数的抽样误差的规律?。

答:样本均数的标准误的理论值为 $\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ,而其估计值为 $S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$ ;

4、简述 $t$ 分布、 $F$ 分布、 $\chi^2$ 分布曲线的特征与自由度的关系。

答: $t$ 分布是一簇以0为中心,左右对称的单峰曲线,随着自由度的增加, $t$ 分布曲线将越来越接近于标准正态分布曲线,当自由度为无穷大时, $t$ 分布就是标准正态分布。 $t$ 分布的曲线下两侧尾部的面积可以通过查对应自由度下的 $t$ 分布界值表得到。

$\chi^2$ 分布的图形为一簇单峰正偏态分布曲线,且随着自由度的增加,正偏的程度越来越小。 $\chi^2$ 分布的曲线下右侧尾部的面积可通过查 $\chi^2$ 界值表得到。

$F$  分布的特征有：(1)  $F$  分布有两个自由度， $F$  的取值范围为  $0 \sim \infty$ 。(2)  $F$  分布为一簇单峰正偏态分布曲线，与两个自由度有关。(3) 每一对自由度下的  $F$  分布曲线下面积，见方差分析用  $F$  界值表(附表 4)，横标目为第一自由度，纵标目为第二自由度，表中分别给出了概率为 0.05 和 0.01 时的  $F$  界值，记为  $F_{\alpha, \nu_1, \nu_2}$ 。

$t$  分布， $\chi^2$  分布和  $F$  分布是三种没有未知参数，只有自由度的概率分布，常用于抽样研究中，故称为三种常见的抽样分布。

5、简述正态分布、 $t$  分布、 $F$  分布、 $\chi^2$  分布之间的关系。

答：(1) 若随机变量  $X$  服从于正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ，那么从总体中随机抽取的样本，其样本

均数  $\bar{X}$  将服从于正态分布  $N(\mu, \sigma_{\bar{X}}^2)$ 。令  $Z$  为对  $\bar{X}$  进行标准化变换的结果， $Z$  将服从于标

准正态分布，即  $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$  服从标准正态分布。(2) 自由度为 1 的  $\chi^2$  分布可以

通过将服从标准正态分布的变量平方得到。(3) 若随机变量  $X_1$  和  $X_2$  分别为服从自由度为  $\nu_1$  和  $\nu_2$  的  $\chi^2$  分布，并且相互独立，则比值

$F = \frac{\chi_{\text{分布}(\nu_1)}^2 / \nu_1}{\chi_{\text{分布}(\nu_2)}^2 / \nu_2} = \frac{X_1 / \nu_1}{X_2 / \nu_2}$  服从自由度为  $(\nu_1, \nu_2)$  的  $F$  分布( $F$ -distribution)。

6、目前一般的统计软件（如 SAS，SPSS 和 Stata）均能随机模拟产生服从均匀分布、正态分布、二项分布的随机数。利用这些程序，可以生成指定参数下的随机数据，这种产生随机数的方法称为“蒙特卡洛方法”(Monte-Carlo Method)。请参考光盘中随机模拟操作，借助统计软件随机模拟产生随机数据，重现本章中关于均数和率的抽样分布规律。

答：以 Stata 为例

[正态分布资料的样本均数的分布模拟。](#)

用记事本写入下来语句

```
clear
set memory 100m
di "输入 样本量 总体均数 总体标准差"
scalar m='1'
scalar mm='2'
scalar oo='3'
set obs 10000
local j=1
gen xx=0
gen ss=0
while `j'<=m{
    gen x`j'=invnorm(uniform())*oo+mm
    replace xx=xx+x`j'
    replace ss=ss+x`j'*x`j'
    local j=j+1
}
```

```

gen ssd=sqrt((ss-xx*xx/m)/(m-1))
replace xx=xx/m
di "mean=" xx
di "sd=" ssd
用文件名"simumean.do"保存
在 Stata 窗口中打入
do [路径]simumean 样本量 总体均数 总体标准差
对于 Stata 7.0,输入下列命令显示样本均数的频数图
graph xx,bin(50) xlabel
对于 Stata 8.0,输入下列命令显示样本均数的频数图
graph7 xx,bin(50) xlabel

```

### 非正态分布的样本均数的分布模拟。

用记事本写入下来语句

```

clear
set memory 100m
di "输入 样本量 "
scalar m=`1'
set obs 10000
local j=1
gen xx=0
gen ss=0
while `j'<=m{
    gen x`j'=invnorm(uniform())^2
    replace xx=xx+x`j'
    replace ss=ss+x`j'*x`j'
    local j=`j'+1
}
gen ssd=sqrt((ss-xx*xx/m)/(m-1))
replace xx=xx/m
di "mean=" xx
di "sd=" ssd
用文件名"simumean1.do"保存
在 Stata 窗口中打入
do [路径]simumean1 样本量 总体均数 总体标准差
对于 Stata 7.0,输入下列命令显示样本均数的频数图
graph xx,bin(50) xlabel
显示原始资料的频数分布图
graph x1,bin(50) xlabel

```

对于 Stata 8.0,输入下列命令显示样本均数的频数图

```

graph7 xx,bin(50) xlabel
显示原始资料的频数分布图

```

```
graph7 x1,bin(50) xlabel
```

### 样本率的分布模拟。

用记事本写入下来语句

```
clear
set memory 100m
di "输入 样本量 总体率 "
scalar m=`1'
scalar pp=`2'
set obs 10000
local j=1
gen xx=0
gen ss=0
while `j'<=m{
    replace xx=xx+int(uniform()+pp)
    local j=`j'+1
}
gen ppp=xx/m
su ppp
```

用文件名"simumean3.do"保存

在 Stata 窗口中打入

```
do [路径]simumean3 样本量 总体率
```

对于 Stata 7.0,输入下列命令显示样本率的频数图

```
graph ppp,bin(50) xlabel
```

对于 Stata 8.0,输入下列命令显示样本率的频数图

```
graph7 ppp,bin(50) xlabel
```

7、利用蒙特卡洛方法，产生标准正态分布的随机数，并计算样本方差，验证方差乘自由度  $(n-1)S^2$  服从于自由度为  $n-1$  的  $\chi^2$  分布，两个独立样本的方差之比服从于自由度为  $n_1-1$ ， $n_2-1$  的  $F$  分布。

答：

### 标准正态分布资料的样本方差×（n-1）的分布模拟。

用记事本写入下来语句

```
clear
set memory 100m
di "输入 样本量 "
scalar m=`1'
set obs 10000
local j=1
gen xx=0
gen ss=0
while `j'<=m{
```

```

gen x`j'=invnorm(uniform())
replace xx=xx+x`j'
replace ss=ss+x`j'*x`j'
local j=j'+1
}
gen ss= ss-xx*xx/m
用文件名"simuvariance.do"保存
在 Stata 窗口中打入
do [路径] simuvariance.do 样本量
对于 Stata 7.0,输入下列命令显示样本均数的频数图
graph ss,bin(50) xlabel
对于 Stata 8.0,输入下列命令显示样本均数的频数图
graph7 ss,bin(50) xlabel

```

### F 分布的模拟。

用记事本写入下来语句

```

clear
set memory 100m
di "输入 样本量 1 总体均数 1 样本量 2 总体均数 2 总体标准差 "
scalar m1=`1'
local mn1=`1'
scalar mm1=`2'
scalar m2=`3'
scalar mm2=`4'
scalar oo=`5'
set obs 10000
local j=1
gen xx=0
gen ss=0
gen xx0=0
while `j'<=m1 {
    replace xx0=invnorm(uniform())*oo+mn1
    replace xx=xx+xx0
    replace ss=ss+xx0*xx0
    local j=j'+1
}
gen ss1=(ss-xx*xx/m1)/(m1-1)
replace ss=0
replace xx=0
local j=1
while `j'<=m2{

```

```

gen xx0=invnorm(uniform())*oo+m2
replace xx=xx+xx0
replace ss=ss+xx0*xx0
local j=`j'+1
}
gen ss2=(ss-xx*xx/m2)/(m2-1)
gen f=ss1/ss2
用文件名"simuf.do"保存
在 Stata 窗口中打入
do [路径] simuf.do 样本量
对于 Stata 7.0,输入下列命令显示统计量 F 的频数图
graph f,bin(50) xlabel
对于 Stata 8.0,输入下列命令显示统计量 F 的频数图
graph7 f,bin(50) xlabel

```

## 第五章

### 一、是非题

1.  $t$  检验统计量服从自由度为  $\nu$  的  $t$  分布。

答：错。只有在  $H_0$  假设为真时才成立。

2. 当拒绝  $H_0$  时，只可能发生第一类错误。

答：对。

3. 对于  $H_0: \mu = \mu_0$   $H_1: \mu \neq \mu_0$  的  $t$  检验，当  $H_1$  为真时，检验统计量  $|t| > t_{\alpha/2, n-1}$  的概率为  $1 - \beta$ 。

答：对。当  $H_1$  为真时，作出正确推断的概率即为  $1 - \beta$ 。

4. 对于  $H_0: \mu = \mu_0$   $H_1: \mu \neq \mu_0$  的  $t$  检验， $H_0$  为真而言，发生拒绝  $H_0$  的机会与样本量  $n$  无关。

答：对。无论样本量  $n$  多大，犯第一类错误的概率为  $\alpha$ 。

5. 对于定量资料用 95% 可信区间的公式  $\bar{X} \pm t_{0.05/2, n-1} S_{\bar{X}}$  估计总体均数所在范围，要求资料服从正态分布或样本量很大。

答：对。

### 二、选择题

1. 在同一总体随机抽样，其他条件不变，样本量越大，则总体均数的 95% 可信区间（ A ）。

A 越窄                      B 越宽                      C 越可靠                      D 越稳定

2. 从两个不同总体中随机抽样，样本含量相同，则两总体均数 95% 可信区间

(D)。

A 标准差小者，可信度大

B 标准差小者，准确度高

C 标准差小者，可信度大且准确度高

D 两者的可信度相同

3. 其他条件不变，可信度  $1-\alpha$  越大，则总体均数可信区间 (A)

A 越宽

B 越窄

C 不变

D 还与第二类错误有关

4. 其他条件不变，可信度  $1-\alpha$  越大，则随机抽样所获得的总体均数可信区间将不包含总体均数的概率 (B)。

A 越大

B 越小

C 不变

D 不确定

5.  $\mu \pm 1.96\sigma_{\bar{x}}$  区间内包含总体均数的概率为 (D)。

A 95%

B 97.5%

C 99%

D 100%

6 从某正态总体中随机抽样，样本含量固定， $\mu \pm 1.96\sigma_{\bar{x}}$  区间内包含样本均数的概率为 (A)。

A 95%

B 97.5%

C 99%

D 不确定

7. 增大样本含量，则错误的是 (A)。

A 可信区间的可信度变大

B  $S_{\bar{x}}$  变小

C 同样可信度情况下，可信区间变窄

D 抽样误差减少

8. 下列公式中，哪一个可以用于正态分布总体均数的 95%可信区间的估计 (C)。

A  $\mu \pm 1.96\sigma_{\bar{x}}$

B  $\mu \pm 1.96\sigma_{\bar{x}}$

C  $\bar{X} \pm t_{0.05(v)} S_{\bar{X}}$

D  $\bar{X} \pm t_{0.05(v)} S$

9. 由两个独立样本计算得到两个总体均数的可信区间，则下列结论中正确的是 (C)。

A 如果两个可信区间无重叠，可认为两样本均数差别无统计意义

B 如果两个可信区间有重叠，可认为两样本均数差别有统计意义

C 如果两个可信区间无重叠，可认为两样本均数差别有统计意义

D 以上都不对

10. 在总体方差相等的条件下，由两个独立样本计算两个总体均数之差的可信区间包含了 0，则 (B)。

A 可认为两样本均数差别无统计学意义

B 可认为两样本均数差别有统计学意义

C 可认为两总体均数差别无统计学意义

D 可认为两总体均数差别有统计学意义

11. 假设检验中的第二类错误是指 (D) 所犯的错误。



- A 拒绝了实际上成立的  $H_0$                       B 未拒绝实际上成立的  $H_0$   
C 拒绝了实际上不成立的  $H_0$                   D 未拒绝实际上不成立的  $H_0$

12. 两样本均数比较的假设检验中, 差别有统计学意义时,  $P$  越小, 说明( **D** )。

- A. 两样本均数差别越大                      B. 两总体均数差别越大  
C. 越有理由认为两样本均数不同          D. 越有理由认为两总体均数不同

13. 作两样本均数差别的  $t$  检验中,  $P$  值与  $\alpha$  值中 ( **A** )。

- A.  $\alpha$  值是研究者指定的                      B.  $P$  值是研究者指定的  
C. 两者意义相同, 数值不同                  D. 两者意义相同, 数值相同

14. 两样本均数的  $t$  检验, 按 0.05 的检验水准拒绝  $H_0$ , 若此时推断有误, 其错误的概率为 ( **A** )。

- A 0.05              B  $>0.05$               C  $<0.05$               D 不一定

15. 在样本均数与总体均数差别的双侧显著性检验中, 结果为  $P < \alpha$  而拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 原因是 ( **D** )。

- A.  $H_0$  假设成立的可能性小于  $\alpha$   
B.  $H_1$  假设成立的可能性大于  $1-\alpha$   
C.  $H_0$  成立的可能性小于  $\alpha$  且  $H_1$  成立的可能性大于  $1-\alpha$   
D. 从  $H_0$  成立的总体中随机抽取一个样本, 其样本均数比现有样本的均数更远离 ( $H_0$  为真时) 总体均数的可能性小于  $\alpha$

注: 假设检验是反证法思想, 即: 考察  $H_0$  为真情况下, 样本统计量出现背离  $H_0$  并且逼近  $H_1$  的概率是否为小概率事件, 所以假设检验中不涉及到  $H_0$  成立的概率。

### 三、统计分析题和简答题

1. 在假设检验中, 当出现  $P > \alpha$  时, 虽然不能拒绝  $H_0$ , 但不能推断  $H_0$  成立。  
(提示: 假设检验是基于反证法的思想)。

答: 假设检验是基于反证法的思想。拒绝  $H_0$  是因为在  $H_0$  为真的假设下样本

统计量出现在小概率事件范围内, 所以可以推断  $H_0$  非真; 反之, 在  $H_0$  为真的假设下样本统计量未出现在小概率事件范围, 只是没有足够证据支持不能拒绝  $H_0$ 。正如反证法只是寻找推翻假设的证据, 并不是寻找支持假设的证据, 不能推翻假设的结果并不能成为证实假设成立的证据。事实上, 不拒绝  $H_0$  时犯第二类错误的概率  $\beta$  有时还很大, 并且无法由研究者直接控制, 所以不拒绝  $H_0$  时, 不能直接推断  $H_0$  成立。

2. 下面是 18 例冠心病患者高密度脂蛋白(HDL, g/L)的测定结果, 请回答下列问题。

0.30, 0.43, 0.26, 0.34, 0.57, 0.49, 0.35, 0.22, 0.33, 0.37, 0.28, 0.35,  
0.40, 0.36, 0.42, 0.28, 0.41, 0.30

1) 本题所研究的总体是什么?

答: 满足者该研究中入选标准的全部冠心病患者的高密度脂蛋白(HDL, g/L)

实际值的全体构成的集合。

- 2) 根据本题的研究背景和研究问题, 请用研究背景语言给出本题总体均数的具体定义。

答: 满足者该研究中入选标准的全部冠心病患者的高密度脂蛋白(HDL,g/L)实际值的平均数。

- 3) 试估计本题的总体均数及其 95%可信区间, 并用通俗的研究背景语言论述您的结果。

答:  $\bar{X} = 0.3589, S = 0.08567, n = 18, S_{\bar{X}} = 0.08567 / \sqrt{18} = 0.02,$

95%可信区间为:  $\bar{X} \pm t_{0.05,17} S_{\bar{X}} = 0.3589 \pm 2.11 \times 0.02 = (0.3167, 0.4011)。$

以 95%可信度推断冠心病患者人群的高密度脂蛋白(HDL,g/L)的平均数在 0.3167~0.4011 g/L。

3. 已知大肠杆菌在饮用水中呈 Poisson 分布, 根据有关规定: 对于合格的饮用水而言, 平均每升饮用水中的大肠杆菌个数不超过 2 个, 先在某饮用水生产处抽样 2L 水, 经检测发现 6 个大肠杆菌, 请估计该处的饮用水平均 1L 中的大肠杆菌数在什么范围内?

答:  $X=6$ , 查 Poisson 分布总体均数的可信区间界值表得, 95%的可信区间为  $(2.20/2, 13.06/2) = (1.10, 6.53)。$

4. 续第 3 题, 在实际的卫生监督执法中, 一般不进行统计分析, 但需要根据统计学原理和饮用水卫生标准, 指定一个饮用水大肠杆菌数的界值: 随机抽取 1L 水, 当检测到的细菌数低于这个界值, 可以推断该处饮用水的平均 1L 水的大肠杆菌数不会超过 2 个, 请以 95%的可信度确定这个界值。

答:  $\mu = 2$ , 查 Poisson 分布总体均数的 95%可信区间界值表得到大于 2 的最小下限为  $X=6$ , 其 95%可信区间为  $(2.2, 13.1)$ , 而  $X=5$  的 95%可信区间为  $(1.6, 11.7)$ , 所以当检测结果为大肠杆菌数  $\geq 6$  时, 可以推断该处饮用水的平均每升水的大肠杆菌数  $\mu > 2$ , 即该饮用水不合格。

5. 续第 3 题和第 4 题, 请推敲下列描述有何不同, 适用于何种情况?

- 1) 每 1L 饮用水中的平均大肠杆菌个数不超过 2 个是合格的
- 2) 合格的饮用水中, 1L 饮用水的大肠杆菌个数不得高于 2 个
- 3) 第 3 题中, 能否按 1L 水检测到 3 个大肠杆菌估计该处的饮用水平均每 1L 中的大肠杆菌数在什么范围内, 为什么?

答: 第一个问题对于合格的饮用水而言, 平均每 1L 饮用水的大肠杆菌个数不超过 2 ( $\mu \leq 2$ ), 也就是在检测样品为 1 升饮用水时, 容许样品中的大肠杆菌数超过 2 个。

第二个问题是指检测样品为 1 升水时, 不容许样品中的大肠杆菌数超过 2 个。( $X \leq 2$ )

- 3) 根据 Poisson 分布的 95%可信区间推断该处的饮用水平均每升中的大肠杆菌数在  $(0.62, 8.8)$

## 第六章

### 一、是非题

1. 随机区组设计的检验效能一定高于完全随机设计

答：错。如果在完全随机设计中，实验条件和实验过程控制都非常好，研究对象的同质性非常好，几乎不存在可能的混杂因素，即可以认为可能混杂效应很小甚至可以忽略，则完全随机设计的检验效能可能要高于随机区组设计。

2. 随机对照试验就是实验性研究

答：对。随机对照试验的英文名是 Random control trial，缩写为 RCT。在随机分组前，随机对照试验的研究对象来自同一人群，通过选择不同的干预，构成试验组和对照组，由此评价干预效应。因此随机对照试验就是实验性研究，但要注意：实验性研究未必是随机对照试验。

3. 随机对照试验就是完全随机设计

答：错。随机对照试验贯彻了随机化原则，对照组和实验组间除实验因素不同外，其他条件基本相同，研究设计可以是完全随机对照设计，也可以是随机区组设计。

4. 采取随机分组可以提高检验效能

答：错。采取随机分组的主要目的是控制或减少混杂因素对结果的影响，与检验效能没有直接的连续。

5. 为了研究 A 因素与死亡的关系，采用队列研究，但所获样本资料不能估计人群的 A 因素暴露比例。

答：对。因为队列研究是根据 A 因素的不同暴露水平分别入选研究对象，由此建立不同暴露水平的队列进行随访研究的。如按 A 因素暴露和非暴露分别入组 2000 人进行随访，因此暴露人数与非暴露人数是 1:1，与人群中的暴露比例无关。即：队列研究中的研究对象中的暴露比例是人为确定的，不是人群的暴露比例。

### 二、选择题

1. 病例对照研究的主要缺点之一是\_\_C\_\_

- A. 研究周期长
- B. 病例不容易收集
- C. 容易产生选择性偏倚
- D. 容易失访

2. 病例对照研究的主要优点之一是\_\_C\_\_

- A. 容易失访
- B. 不容易发生测量偏倚
- C. 患病率很低的疾病也适用
- D. 很容易选择和收集对照

3. 病例对照研究最好应选择\_\_D\_\_为对照

- A. 健康人
- B. 医院中未患该疾病的人
- C. 医院中的正常人
- D. 根据研究背景选择符合一定条件的未患该疾病的人

4. 采用配对设计的主要目的是\_\_B\_\_。

- A 减少样本含量
- B 减少混杂因素对结果的影响
- C 提高统计检验的功效
- D 有利于统计分析

5. 下列说法哪一个是正确的\_\_\_\_\_。

- A. 采用完全随机设计可以使试验组和对照组同时减少混杂因素的影响
- B. 采用随机区组设计可以控制了混杂因素对结果的影响
- C. 采用随机区组设计可以减少混杂因素对结果的影响，当效应指标与研究因素之间存在混杂效应的情况下，采用配对设计可以提高了统计检验的效能。
- D. 采用完全随机设计可以控制混杂因素在试验组和对照组达到概率意义下的平衡，由此提高了统计检验的效能。

### 三、简答题

1. 实验性研究和观察性研究的根本区别是什么？

答：主要区别在于是否人为给予干预措施，如果研究者人为施加了干预措施那么就是实验性研究，如果研究者没有施加干预措施，而是以客观、真实的观察为依据，对观察结果进行描述和对比分析，那么就是观察性研究。另外在干预前，实验性研究的研究对象来自同一群体；比较性质的观察性研究的对象一般来自不同人群。

2. 实验设计的三个基本原则是什么？

答：实验设计的基本原则：对照、随机、重复。设立对照和贯彻随机化是使各组均衡可比的两个非常重要的手段。重复就是指试验组和对照组需要满足一定的样本量。

3. 随机化的作用是什么？

答：随机化是采用随机的方式，使每个受试对象都有同等的机会被抽取或分到不同的实验组和对照组。随机化使不可控制的混杂因素在实验组和对照组中的影响较为均匀，并可归于实验误差之中；它也是对资料进行统计推断的前提，各种统计分析方法都是建立在随机化的基础上。

4. 为比较两种药物对小鼠移植性肉瘤生长有无抑制作用的效果，如果由文献报道，小鼠肿瘤重量的标准差在 0.7g 左右而小鼠肿瘤重量测量的有效精度在 0.5g 左右，规定此检验分辨的能力  $\Delta = 0.5\text{ g}$ ，标准差  $S = 0.7\text{ g}$ ， $\alpha = 0.05$ ， $Z_{0.05/2} = 1.96$  以及  $\beta = 0.20$ ，试估计每组所需样本量？如何将小鼠分组？并写出分组结果。

答： 每组样本量估计 
$$n = \frac{2(Z_{0.05/2} + Z_{0.2})^2 \sigma^2}{\Delta^2} = \frac{2(1.96 + 0.842)^2 0.7^2}{0.5^2} = 31$$

考虑到可能存在一定的脱落，增加 20% 样本量，故每组样本量取  $n = 1.2 \times 31 = 38$ 。随机分组方案如下：

将 76 只小鼠编号：1, 2, ..., 76。

设置种子数 200（可以任意设置一个数值作为种子数）

借助 Stata 软件产生 76 个在 (0, 1) 上均匀分布的随机数，每个随机数对应一个研究对象：小鼠。

对 76 个随机数从小到大排序，最小的 38 个随机数对应的小鼠编号为试验组，最大的 38 个随机数对应的小鼠编号为对照组。

借助 Stata 软件实现如下：

set obs 76	设置观察记录数为 76
gen id=_n	产生编号 1~76
set seed 200	设置种子数 200
gen r=uniform()	产生随机数
sort r	对随机数进行排序
gen group=1-int((_n-1)/38)	设置最小的 38 个随机数为 group=1, 其它为 group=0
sort id	按编号排序
list id group	列出随机分组名单

## 第七章

### 一、是非题

1. 在两样本  $t$  检验中,  $t$  检验统计量服从自由度为  $n_1+n_2-2$  的  $t$  分布。

答: 错, 只有  $H_0: \mu_1 = \mu_2$  为真才成立

2. 对于两个样本的样本量都很大时,  $t$  检验对正态性的要求可以忽略。

答: 对, 根据中心极限定理可知, 样本量很大时, 样本均数的分布逼近正态分布。

3. 对于两个样本的样本量都很大时,  $t$  检验对方差齐性的要求可以忽略。

答: 不对, 方差齐性与样本量大小无关。

4. 对于观察单位不一致的两样本 Poisson 分布资料的平均水平检验, 要求两个样本的均数  $\bar{X}_1$ ,  $\bar{X}_2$  均大于 30。

答: 不对, 只要求在原始观察单位的情况下, 原始观察值均大于 30, 详细见本章基本概念辨析。

5. 在假设检验中, 当拒绝  $H_0$  时, 还可能存在第二类错误。

答: 不对, 犯第一类错只可能发生在拒绝  $H_0$  时, 犯第二类错误只可能发生在拒绝  $H_0$  时。所以当拒绝  $H_0$  时, 就不可能存在第二类错误。

### 二、选择题:

1. 两个样本均数不一致,  $t$  检验时  $P>0.05$ , 则 ( C )

- A. 可以认为两个总体均数相等
- B. 可以认为总体均数不同
- C. 没有足够证据可以推断总体均数不同
- D. 可以认为两个样本来自同一总体

2. 两独立样本均数的比较,  $P<0.001$ , 拒绝  $H_0$  时可推论为 ( A )。

- A.  $\bar{X}_1$  与  $\bar{X}_2$  间差异有统计学意义
- B.  $\bar{X}_1$  与  $\bar{X}_2$  的差异无统计学意义
- C.  $\mu_1$  与  $\mu_2$  间差异无统计学意义
- D.  $\mu_1$  与  $\mu_2$  间差异有统计学意义

3. 完全随机设计的两样本比较的秩和检验中, 编秩次的方法是 ( C )。

- A. 将两组数据分别编秩, 各组秩次分别相加求秩和
- B. 将两组数据混合, 从小到大统一编秩, 再相加求总秩和

- C. 将两组数据混合，从小到大统一编秩，再将各组秩次分别相加求秩和
- D. 将两组数据分别编秩，全部秩次相加求秩和
4. 两独立样本连续型定量资料比较，当分布类型不清时选择（ **C** ）总是正确的。
- A.  $t$  检验                  B.  $Z$  检验          C. 秩和检验                  D.  $\chi^2$  检验
5. 两独立样本连续型定量资料的比较，应首先考虑（ **D** ）。
- A.  $t$  检验                  B. 秩和检验          C.  $\chi^2$  检验
- D. 资料符合哪些统计检验方法的条件，在符合的统计方法中选择 Power 高的检验方法。
6. 对两样本均数做比较时，已知  $n_1, n_2$  均小于 30，总体方差不齐且分布呈偏态，宜用（ **C** ）。
- A.  $t$  检验                  B.  $t'$  检验                  C. 秩和检验                  D. 无法检验
7. 对两样本均数比较的  $t$  检验，无效假设正确的是（ **A** ）。
- A.  $H_0: \mu_1 = \mu_2$           B.  $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$           C.  $H_0: X_1 = X_2$                   D.  $H_0: X_1 \neq X_2$
8. 两样本秩和检验的备择假设是（ **C** ）。
- A. 两组所对应总体分布相同                  B. 两组所对应总体均数相等
- C. 两组所对应总体分布不相同                  D. 两组所对应总体均数不全相等
9. 秩和检验和  $t$  检验相比，秩和检验的优点是（ **A** ）。
- A. 不受分布限制      B. 公式更为合理      C. 检验效能高                  D. 抽样误差小
10. 两 Poisson 分布资料的均数比较，正确的是（ **B** ）。
- A. 观察单位不等时，可以直接比较
- B. 观察单位不等时，应先将观察单位化为相等，再进行比较
- C. 比较时不用考虑观察单位
- D. 观察单位相等时，不可以直接比较
11.  $Y$  服从 Poisson 分布，如果  $Y$  观察值为 40，则可以认为  $X = Y/10$  （ **D** ）
- A. 服从 Poisson 分布但也近似正态分布
- B. 服从 Poisson 分布
- C. 不能认为近似正态分布
- D. 不服从 Poisson 分布但近似服从正态分布

注：借助 Poisson 分布的 95% 可信区间可知：观察值  $Y = 40$ ，其 95% 可信区间的下限为  $28.58 > 20$ ，可以推断 Poisson 分布的总体均数  $\mu > 20$ ，并且可以认为  $Y$  近似服从正态分布，根据正态分布的随机变量乘以一个非 0 常数仍旧服从正态分布的原理，所以可以认为  $X = Y/10$  近似服从正态分布。

三、简答题：

1. 某医院用新药与常规药物治疗婴幼儿贫血，将 20 名贫血患儿随机分为两组，分别接受两种药物治疗，测得血红蛋白增加量 (g/L) 如下表，请回答下列问题：

- 1) 新药与常规药的疗效有无差别？
- 2) 根据研究问题，请分别给出两个样本所在总体的定义。

表 7-8 两种药物治疗婴幼儿贫血的血红蛋白增加量 (g/L)

新药组	24	36	25	14	26	34	23	20	15	19
常规组	14	18	20	15	22	24	21	25	27	23

解：方差齐性检验  $P = 0.1258 > 0.1$ ，不能认为方差不齐

正态性检验：两组资料的正态性检验的  $P$  分别为 0.55 和 0.81，均不能否认两组资料分别服从正态分布。

故可以采用成组  $t$  检验比较两组资料的平均水平。

(1) 采用完全随机设计两样本比较的  $t$  检验。

建立检验假设：

$H_0: \mu_1 = \mu_2$ ，新药与常规药治疗后的血红蛋白增加量总体均数相同；

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ ，新药与常规药治疗后的血红蛋白增加量总体均数不同。

$\alpha = 0.05$ 。

计算  $t$  统计量： $t = 1.02$ ,  $P = 0.3215 > 0.05$

结论：不能拒绝  $H_0$ ，两个样本均数的差异无统计学意义，尚不能认为接受新药与常规药治疗后的两个婴幼儿人群的平均血红蛋白增加量有不同。

(2) 新药组的总体定义：接受新药治疗的贫血婴幼儿人群的血蛋白增加量

常规组的总体定义：接受常规药治疗的贫血婴幼儿人群的血蛋白增加量

2. 测量从事贸易的 33 名代谢综合征患者和从事贸易的 31 名健康者的血清瘦素水平，其  $\bar{X} \pm S$  分别为  $49.14 \pm 6.72 \text{ ng/ml}$  和  $16.18 \pm 3.99 \text{ ng/ml}$ （假定血清瘦素实际值近似服从正态分布）。试比较两个人群血清瘦素平均水平有无差异。

解：假定资料近似正态分布，所以首先考虑方差齐性检验。

$$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 \quad H_1: \sigma_1 \neq \sigma_2$$



$$\alpha = 0.10$$

齐性检验的统计量  $F = 2.837$ ， $P = 0.0052 < \alpha$ ，所以应认为方差不齐。故选用  $t'$  检验。

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

$$\alpha = 0.05$$

$t' = 1.0195$ ， $\nu = 14.5$ ， $P = 0.3247$ ，差异无统计学意义。没有充分证据可以认为两个人群血清瘦素的平均水平是不同的。

3. 为研究冠心病对眼底动脉硬化的影响，某医院调查了 40 例冠心病患者和 32 例非冠心病患者，检查每个人的眼底动脉硬化情况，整理如表 2，请回答下列问题。

- 1) 这两个样本属于哪一类研究设计得到的
- 2) 请根据上述样本资料作统计分析
- 3) 根据研究背景，请问：下结论时应考虑哪些非研究因素最可能会影响统计分析结果。

表 7-9 冠心病患者和非冠心病患者眼底动脉硬化情况

组别	眼底动脉硬化级别				合计
	0 级	I 级	II 级	III 级	
冠心病组	5	18	12	5	40
非冠心病组	20	9	3	0	32

答：这是观察性研究中的病例对照研究，评价观察指标为眼底动脉硬化级别，这是一个有序分类资料，根据研究问题，可以作两组的秩和检验。

$$H_0: \text{两个人群的眼底动脉硬化级别的分布相同}$$

$$H_1: \text{两个人群的眼底动脉硬化级别的分布不同}$$

$$\alpha = 0.05$$

检验统计量  $Z = 4.5$ ， $P < 0.0001$ ，两个人群的眼底动脉硬化级别的分布不同，基于冠心病组的平均秩(46)高于非冠心病组的平均秩(25)，可以推断冠心病人群的眼底动脉硬化的平均程度高于非冠心病患者。

4. 在两个样本  $t$  检验，如果方差不齐，但两组样本量相同并且很大，能否忽略  $t$  检验对方差不齐的要求？（提示：比较  $t$  检验和  $t'$  检验公式）

解：对于  $n_1 = n_2 = n$ ，

$$\begin{aligned}
 t &= \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{2n-2} \left(\frac{2}{n}\right)}} \\
 &= \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n} + \frac{S_2^2}{n}}} = t' \\
 \nu &= \frac{(S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1-1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2-1}} = \frac{(S_1^2 + S_2^2)^2 / n^2}{\frac{(S_1^4 + S_2^4)}{(n-1)n^2}} = \frac{S_1^4 + S_2^4 + 2S_1^2 S_2^2}{(S_1^4 + S_2^4)} (n-1) \geq n-1
 \end{aligned}$$

当样本量  $n$  充分大时，自由度  $\nu$  也是充分大， $t$  分布逼近标准正态分布，即

$$t_{\alpha/2, n-1} \approx t_{\alpha/2, 2(n-1)} \approx Z_{\alpha/2}。 综上所述，如果两个样本量相同并且充分大，则  $t$$$

检验与  $t'$  检验使非常接近的，所以如果方差不齐，但两组样本量相同并且充分大，可以忽略方差不齐的条件。

5. 对于两组资料进行正态性检验，应该两组分别进行正态性检验还是两组资料合在一起作正态性检验？请讨论在大样本的情况下，两组资料合在一起作频数图可能会出现哪些情况。

解：应该分别做正态性检验。因为两组可能来自不同的正态分布，例如：两组来自正态分布，但第一组资料所在的总体，其总体均数 100，第二组资料所在总体，其总体均数为 120，在样本量较大的情况下，频数图可以分析，第一组的频数图的峰在 100 左右，第二组的频数图的峰在 120 左右，两组资料合并作频数图往往会出现两个峰：一个峰在 100 左右，另一个峰在 120 左右，对于双峰的分布的资料一般会认为非正态分布，对这样两组合并，频数图呈双峰的资料做正态性检验，其结果往往是非正态分布的结果，所以要分组分别作正态分布。

6. 如果  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7$  相互独立并且服从总体均数为 3 的 Poisson 分

布，问：能否认为样本均数  $\bar{X}$  近似服从正态分布？为什么？

解：因为  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7$  相互独立并且服从总体均数为 3 的 Poisson 分布，由 Poisson 分布的可加性可知： $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_7$  服从总体均数为 21 的 Poisson 分布，对于总体均数 > 20 的 Poisson 分布已经可以较好地近似正态分布，既然  $Y$  已经可以很好地近似正态分布，而除以一个非 0 常数或乘以一个非 0 常数，其正态性不会改变，所以  $\bar{X} = Y/7$  同样很好地近似正态分布。

## 第八章

### 一、是非题

1. 方差分析是双侧检验

答：是否为双侧检验是考察被选假设  $H_1$ ：各个均数不等，所以方差分析是双侧检验。

2. 在样本量较大时，方差分析对资料的正态性要求可以忽略

答：对，当样本量大时，其样本均数近似正态分布，所以可以忽略资料对正态性的要求。

3. 在样本量较大时，方差分析对资料的方差齐性要求可以忽略

答：错。方差齐性与样本量大小没有直接。

4. 对于完全随机设计，总样本量不变的情况下，如果各组的样本量相同，则检验效能相对较高

答：对。可以证明：在总样本量相同的情况下，当各组样本量相同时，检验效能最大。

5. 如果各组的样本标准差相差不超过 0.1，则可以认为各组之间的方差是齐性的。

答：错。例如 3 组样本标准差分别为 0.1, 0.01, 0.05，每组样本量均为 20，作方差齐性检验，可以验证方差齐性的差异有统计学意义，所以需做方差齐性检验。

### 二、选择题

1. 完全随机设计资料的方差分析中，必然有（ C ）。

A.  $SS_{\text{组间}} > SS_{\text{组内}}$       B.  $MS_{\text{总}} = MS_{\text{组间}} + MS_{\text{组内}}$       C.  $SS_{\text{总}} = SS_{\text{组间}} + SS_{\text{组内}}$

D.  $MS_{\text{组间}} > MS_{\text{组内}}$

2. 多个样本定量资料比较, 当不满足独立、正态、方差齐性等条件情况下应选择( **D** )。

A. 方差分析      B.  $t$  检验      C.  $Z$  检验      D. Kruskal-Wallis 检验

3. 当组数等于 2 时, 对于同一资料的双侧检验, 方差分析结果与  $t$  检验结果( **D** )。

A. 完全等价且  $F = \sqrt{t}$       B. 方差分析结果更准确

C.  $t$  检验结果更准确      D. 完全等价且  $t = \sqrt{F}$

4. 方差分析结果,  $F > F_{0.05(v_1, v_2)}$ , 则统计推论结论是 ( **A** )。

A. 各总体均数不全相等  
B. 各总体均数都不相等  
C. 各样本均数都不相等  
D. 各样本均数间差别都有显著性

5. 单因素方差分析中的组内均方是 ( **A** ) 的统计量。

A. 表示平均的随机误差度量  
B. 表示某处理因素的效应作用度量  
C. 表示某处理因素的效应和随机误差两者综合影响的结果  
D. 表示  $N$  个数据的离散程度

6.  $g$  个组方差齐性检验拒绝  $H_0$ , 可认为 ( **A** )。

A.  $\sigma_1^2$ 、 $\sigma_2^2$ 、 $\dots$ 、 $\sigma_g^2$  不全相等  
B.  $\mu_1$ 、 $\mu_2$ 、 $\dots$ 、 $\mu_g$  不全相等  
C.  $S_1$ 、 $S_2$ 、 $\dots$ 、 $S_g$  不全相等  
D.  $\bar{X}_1$ 、 $\bar{X}_2$ 、 $\dots$ 、 $\bar{X}_g$  不全相等

### 三、简答和分析题

1. 方差分析的基本思想和应用条件是什么?

答: 方差分析的基本思想均是变异分解, 通过比较各种成分的变异程度的大小, 来确定各个样本对应的总体均数是否相同。方差分析要求各组资料相互独立, 方差齐性和每组资料服从正态分布(样本较大时可忽略正态性要求)。

2. Kruskal-Wallis 检验的基本思想是什么?

答: Kruskal-Wallis 检验是一种类似于 Wilcoxon 秩和检验的方法, 可看作 Wilcoxon 秩和检验的推广, 用来检验多个样本所来自的总体分布是否相同。

Kruskal-Wallis 检验的基本思想是: 先将各处理组数据混合在一起按小到大顺序进行编秩, 如果有相同数据则取平均秩次, 记观测值  $Y_{ij}$  的秩为  $R_{ij}$ , 对每一个处理组观测值的秩求和得

到  $R_i = \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij}$ ，其中  $i=1, \dots, g$  是每一处理组的编号， $j=1, \dots, n_i$  是每一处理组内部个体

值的编号。由  $\bar{R}_i = R_i/n_i$  计算每一处理组的平均秩次，如果无效假设（ $H_0$ :  $g$  个总体分布相同）为真，各组资料来自同一总体，则秩应该在  $g$  个处理组样本之间均匀分布，每个样本实际的平均秩  $\bar{R}_i$  与所有资料的平均秩  $R = (N+1)/2$  的偏差应该很小或较小；如果被择假设（ $H_1$ :  $g$  个总体分布不全相同）为真，这些  $\bar{R}_i$  之间的差异可能较大或很大，相应的  $(\bar{R}_i - \bar{R})^2$  可能较大或很大。

3. 为什么在拒绝  $H_0$ 、接受  $H_1$  之后，对多个样本均数的两两比较要用多重比较的方法？

答：因为比较  $g$  个总体均数的方差分析的无效假设与备择假设分别为：

$H_0$ : 所有总体均数相等（ $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_g$ ）

$H_1$ : 并非所有的总体均数  $\mu_i$  相等

只要有任意两个总体均数之间不相等，即  $H_1$  成立。

4. 实验分为 4 个组，每组例数分别为  $n_1=5, n_2=8, n_3=4$  及  $n_4=8$ 。已计算出  $F$  统计量， $F=4.77$ ，如何评价这项实验结果？

答：  $F_{0.05(3,21)}=3.07$ ， $F=4.77>3.07$ ， $P<0.05$ 。

结论：按  $\alpha = 0.05$  水准，拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，即认为四个实验组总体均数不等或不全相等。

5. 24 名甲状腺功能低下的婴儿，按病情严重程度把他们分为 3 个水平：轻度组 9 名，中度组 8 名，重度组 7 名。表 8-14 列出了他们的血清甲状腺素含量( $n \text{ mol/l}$ )。试分析不同严重程度的婴儿血清甲状腺素水平是否差异有统计学意义。分别用 LSD 法和 Bonferroni 法作多重比较，对结果作出统计学和专业领域内的解释。

表 8-14 24 名甲状腺功能低下的婴儿血清甲状腺素含量( $n \text{ mol/l}$ )

病情分类	例数	甲状腺素含量									
轻度	9	34	45	49	55	58	59	60	72	86	
中度	8	8	25	36	40	42	53	65	74		
重度	7	5	8	18	32	45	47	65			

答：对 3 组资料分别作正态性检验， $P$  值分别为 0.86, 0.98 和 0.66，方差齐性检验的  $P$  值为 0.558，所以可以按方差齐性和正态分布资料进行单因素方差分析。

(1) 建立检验假设：

$H_0$ : 三个总体均数相等，即三个不同病情组的婴儿血清甲状腺素含量相等

$H_1$ : 三个总体均数不全相等，即三个不同病情组的婴儿血清甲状腺素含量不全相等

$\alpha = 0.05$

(2) 计算统计量:  $F = 3.62$ ,  $F_{0.05(2,21)} = 3.47$ ,  $P < 0.05$ 。

(3) 结论: 拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 可认为三个总体均数不全相等, 即三个不同病情组的婴儿血清甲状腺素含量不全相等。

(4)

	两个样本均数之差	LSD P 值	Bonferroni P 值
mean1-mean2	14.680556	0.135482	0.406
mean1-mean3	26.126984	0.014519	0.044
mean2-mean3	11.446429	0.268553	0.806

经 LSD 和 Bonferroni 法作多重比较结果均提示: 病情轻度组与重度组的总体均数差异有统计学意义, 说明病情轻度组与重度组的婴儿血清甲状腺素含量不相等。

6. 某地用四种药物杀灭钉螺, 每次用 200 只活钉螺, 用药后清点每批钉螺的死亡率(%) 见表 8-15, 请分析这四种药物的效果有无差异。

表 8-15 四种药物杀灭钉螺试验结果								
试验组	试验次数	钉螺死亡率(%)						
甲	6	46.5	39.5	40.5	32.5	49.5	30.0	
乙	6	36.0	29.0	20.5	22.5	16.5	26.0	
丙	4	24.0	8.5	9.2	6.5			
丁	7	4.5	6.5	2.5	4.5	18.2	50.0	43.1

答: 本题资料为百分率, 不符合正态条件, 现用 Kruskal-Wallis 检验。

(1) 建立检验假设:

$H_0$ : 四种药物致钉螺死亡率的总体分布相同

$H_1$ : 四种药物致钉螺死亡率的总体分布不全相同

$\alpha = 0.05$

(2) 编秩, 求秩和, 计算检验统计量:

Kruskal-Wallis Test  $\chi^2 = 8.8188$ ,  $\nu = 2$ ,  $P = 0.0318$ 。

(3) 结论:

按  $\alpha = 0.05$  拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 认为四种药物致钉螺死亡率的总体分布不全相同, 即四种药物的效果有差异。

## 第九章

## 一、是非题

1. 成组设计的资料作配对  $t$  检验, 不但合理, 而且平均起来可以提高统计效率。

答: 错。成组设计的资料不含有配对信息, 所以无法作配对  $t$  检验, 即使勉强配对, 也将时期配对后随机分组, 所以不可行。

2. 满足参数检验的配伍区组设计资料, 如果采用非参数检验, 会增大第 I 类错误。

答: 错, 会增大第 2 类错误。

3. 随机区组设计的方差分析通常需要从背景上排除了研究因素与区组因素的交互作用。

答: 对。

4. 设配对设计资料的一对变量为  $(X_1, X_2)$ , 则相应配对符号秩检验的编秩方法是把  $X_1$ 、 $X_2$  的差数  $d = X_1 - X_2$  从小到大进行编秩。

答: 不对, 按  $d$  的绝对值从小到大进行编秩, 然后按照  $d$  的正负号赋予秩。

5. 对于配伍区组设计资料, 只有在总的检验结论有统计学意义之后, 才用两两比较的方法来进一步确定哪二组之间有差别。

答: 对。主要控制第一类错误。

6. 为分析某市 2005 年不同区域大气中的氮化物含量, 某研究者选取了 8 个采样点, 对每个采样点的 4 个不同时点进行监测与资料收集, 则该资料属于配伍区组设计资料。

答: 错, 同一城市不同采样点之间的氮化物含量是不独立的, 同样同一采样点的 4 个不同时点的氮化物含量也是不独立的, 所以该资料不属于配伍区组设计资料。

## 二、选择题

1. 对于配对  $t$  检验, 下列说法错误的是 ( B )

A. 对于配对设计的资料应作配对  $t$  检验, 如果作成组  $t$  检验是无法控制犯第一类错误的概率, 所以配对设计资料作成组  $t$  检验是错的。

B. 成组设计的资料作配对  $t$  检验, 不但合理, 而且平均起来可以提高统计效率

C. 成组设计的资料, 无法作配对  $t$  检验

D. 作配对  $t$  检验或成组  $t$  检验, 应根据原始设计类型而定

2. 配对设计的秩检验中, 其  $H_0$  假设为 ( C )

A. 差值的总体均数为 0

B. 差值的总体均数不为 0

C. 差值的总体中位数为 0

D. 差值的总体中位数不为 0

3. 满足方差分析检验方法的配伍区组设计资料, 如果采用 Friedman 检验, 则将 ( B )

- A. 犯第 I 类错误的概率增大                      B. 犯第 II 类错误的概率增大  
C. 犯第 I 类错误的概率减小                      D. 犯第 II 类错误的概率减小
4. 随机区组设计的方差分析中，必然有( A )
- A.  $SS_{\text{总}} = SS_{\text{处理}} + SS_{\text{区组}} + SS_{\text{误差}}$                       B.  $MS_{\text{处理}} < MS_{\text{区组}} + MS_{\text{误差}}$   
C.  $SS_{\text{处理}} > SS_{\text{区组}} + SS_{\text{误差}}$                       D.  $MS_{\text{总}} = MS_{\text{处理}} + MS_{\text{区组}} + MS_{\text{误差}}$
5. 在随机区组设计的方差分析中，通常已经从研究背景排除了可能存在( C )
- A. 研究因素的作用                      B. 区组因素的作用  
C. 研究因素与区组因素的交互作用                      D. 变异的分解

### 三、统计分析题和简答题

1. 为比较两种方法对乳酸饮料中脂肪含量测定结果有无区别，某研究者随机抽取了 10 份乳酸饮料制品，分别用脂肪酸水解法和哥特里—罗紫法测定结果（表 9-1），假设该资料满足参数检验条件，问该两种方法所测定的乳酸饮料中脂肪平均含量是否不同？

表 9—19 两种方法对乳酸饮料中脂肪含量的测定结果（%）

序号	脂肪酸水解法	哥特里-罗紫法
1	0.580	0.840
2	0.509	0.591
3	0.500	0.674
4	0.316	0.632
5	0.337	0.687
6	0.517	0.978
7	0.454	0.750
8	0.512	0.730
9	0.997	1.200
10	0.506	0.870

答：计算配对差值 = 脂肪酸水解法测量脂肪含量 - 哥特里-罗紫法测量脂肪含量，做正态性检验， $P=0.999$ ，故采用配对  $t$  检验。

(1) 建立检验假设，确定检验水准

$H_0: \mu_d = 0$ ，该两种方法所测定的乳酸饮料中脂肪平均含量相同

$H_1: \mu_d \neq 0$ ，该两种方法所测定的乳酸饮料中脂肪平均含量不同



$$\alpha = 0.05$$

(2) 差值的均数为-0.2774，计算统计量  $t$  值： $t=-7.93$ ， $\nu=10$ ， $P<0.01$ 。

(3) 下结论：按  $\alpha = 0.05$  水准拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，可以认为该两种方法所测定的乳酸饮料中脂肪平均含量不同，基于差值的样本均数 $<0$ ，推断哥特里-罗紫法测定乳酸饮料中脂肪平均含量高于脂肪酸水解法测定乳酸饮料中脂肪平均含量。

2. 采用重量法和 EDTA 法对 9 个水样中硫酸盐的含量进行测定，结果见表 9-2，若该资料不满足参数检验的条件，试比较两法测定水样中硫酸盐的平均含量有无差别？

表 9-20 两种方法测定水中硫酸盐含量 (mg/l) 的比较

水样号	重量法	EDTA 法
1	115.3	115.3
2	354.0	355.4
3	337.5	336.2
4	222.3	215.2
5	156.4	159.5
6	56.6	57.6
7	58.5	59.5
8	678.6	653.2
9	1792.6	1786.7

答：计算差值=重量法水中硫酸盐含量- EDTA 法水中硫酸盐含量，对差值作正态性检验， $P=0.00238<0.05$ ，可以认为不满足差值正态性要求，故采用 Wilcoxon 符号秩和检验，检验步骤如下：

(1) 建立检验假设，确定检验水准

$$H_0: M_d = 0, \text{ 差值的总体中位数为 } 0$$

$$H_1: M_d \neq 0, \text{ 差值的总体中位数不为 } 0$$

$$\alpha = 0.05$$

(2) 计算统计量  $T$

首先编秩，求秩和：总的对子数  $n=8$ ，正秩和  $T_+=24$ ，负秩和  $T_-=12$

$$\text{计算统计量 } T = \min(T_+, T_-) = 12$$

(3) 确定概率，作出推论

本例， $n=8$ ，查附表 10，在  $\alpha = 0.05$  检验水准下，得到不拒绝  $H_0$  的 T 界值范围为(3,33)，本例  $T=12$ ，在不拒绝范围内， $P>0.05$ ，即不拒绝  $H_0$ ，尚不能认为重量法和 EDTA 法两法测定水样中硫酸盐的平均含量有差异。

3. 为研究雌激素对大白鼠子宫重量的影响，取 4 窝大白鼠，每窝 3 只，随机地分配到 3 个组内接受不同剂量雌激素的注射，经一定时间后测定其子宫重量，结果见表 9—3。假定资料满足参数检验条件，问：注射雌激素对大白鼠子宫重量是否有影响？

表 9—21 不同剂量组大白鼠的子宫重量 (g)

大白鼠窝别	雌激素剂量 ( $\mu\text{g}/100\text{g}$ )		
	0.2	0.4	0.8
A	106	116	145
B	42	68	115
C	70	111	133
D	42	63	87

答：计算残差  $e_{ij} = X_{ij} + \bar{X} - \bar{X}_{i\cdot} - \bar{X}_{\cdot j}$ ，对残差做正态性检验， $P=0.095>0.05$

用 leven 方法作残差作方差齐性检验， $P=0.701>0.10$ ，故采用随机区组方差分析。

(1) 建立检验假设，确定检验水准

针对处理组

$H_0$ : 注射 3 种剂量的大白鼠子宫的平均重量相同

$H_1$ : 注射 3 种剂量的大白鼠子宫的平均重量不全相同

$\alpha = 0.05$

(2) 计算统计量  $F$  值

计算可得到如下表的方差分析表。

方差分析表

变异来源	SS	v	MS	F	P
处理组	6074.00	2	3037.00	33.54	0.0006
区 组	6457.67	3	2152.56	23.77	0.0010
误 差	543.33	6	90.56		
总	13075.00	11			

即统计量  $F_{\text{处理}}=33.54$ ， $F_{\text{区组}}=23.77$

(3) 确定概率，作出推论

对于处理效应，按  $\alpha = 0.05$  水准，拒绝  $H_0$ ，可认为不同剂量组大白鼠的子宫重量不同或不全相同，注射雌激素对大白鼠子宫重量有影响。  
 做两两比较,用 Bonferroni 校正  $\alpha = 0.05 / 3 = 0.0167$ 。

注射剂量	平均数 $\bar{X}$	两组样本均数之差	P 值
0.2μg/100g	65	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 = -34.5$	<0.001
0.4μg/100g	89.5	$\bar{X}_1 - \bar{X}_3 = -55$	0.004
0.8μg/100g	120	$\bar{X}_2 - \bar{X}_3 = -30.5$	0.0108

P 值均小于校正的 $\alpha$ ，各个均数之间的差异均有统计学意义，故可以推断注射 0.8μg/100g 剂量的大白鼠子宫的平均重量高于注射 0.4μg/100g 剂量的大白鼠子宫的平均重量，注射 0.4μg/100g 剂量的大白鼠子宫的平均重量高于注射 0.2μg/100g 剂量的大白鼠子宫的平均重量。

4. 将 24 只小白鼠按窝别不同分为 8 个区组，再把每个区组中的观察单位随机分配到 3 种不同的饲料组，喂养一定时间后，测得小鼠肝脏中铁含量，结果见表 9—4，若资料不满足参数检验条件，试分析不同饲料小鼠肝脏中的铁平均含量是否有差别？

表 9—22 不同饲料组小鼠肝脏中铁含量（μg/g）

区组	饲料 A	饲料 B	饲料 C
1	1.00	0.96	2.07
2	1.01	1.23	3.72
3	1.13	1.54	4.50
4	1.14	1.96	4.90
5	1.70	2.94	6.00
6	2.01	3.68	6.84
7	2.23	5.59	8.23
8	2.63	6.96	10.33

答：计算残差  $e_{ij} = X_{ij} + \bar{X} - \bar{X}_{i\cdot} - \bar{X}_{\cdot j}$ ，对残差做正态性检验，P=0.44>0.05

用 leven 方法作残差作方差齐性检验，P=0.0081<0.10，故可以认为残差的方差不齐，故采用 Friedman 非参数检验。

（1） 建立检验假设，确定检验水准

$H_0$ : 三个总体分布相同

$H_1$ : 三个总体分布不同或不全相同

$$\alpha = 0.05$$

(2) 计算统计量 Pearson  $\chi_p^2$  值, 下结论。

$\chi^2=14.0625$ ,  $P<0.01$ 。可以认为三种不同饲料小鼠肝脏中铁的平均含量有差异。

用配对符号秩检验进行两两比较, 用 Bonferroni 校正  $\alpha = 0.05/3 = 0.0167$

两两比较的组别	差值定义	正秩和	负秩和	P	与 $\alpha$ 比较
第一组 vs 第二组	第一组-第二组	1	35	0.0173	$> \alpha$
第一组 vs 第三组	第一组-第三组	0	36	0.0117	$< \alpha$
第二组 vs 第三组	第二组-第三组	0	36	0.0117	$< \alpha$

第三组与第一组和第二组小鼠的肝脏中铁的平均含量差异有统计学意义, 可以推断食用饲料 C 的小鼠的肝脏中铁的平均含量分别高于食用饲料 A 和食用饲料 B 的小鼠的肝脏中铁的平均含量。

## 5、简答题

1) 配对设计资料的分析方法有哪些? 其应用条件各是什么?

答: 常用的统计方法有配对 t 检验和配对符号秩检验: 两种方法均要求配对差值之间独立, 并且配对 t 检验要求配对差值近似服从正态分布, 配对符号秩检验不要求正态性。

2) 配对设计差值的符号秩和检验的基本思想是什么? 其主要步骤是什么?

答: Wilcoxon 符号配对秩检验的基本思想是: 推断配对资料的差值是否来自中位数为 0 的总体。具体检验步骤为: 建立检验假设, 确定检验水准,  $H_0: M_d = 0$ , 差值的总体中位数为 0; 接着计算统计量  $T$ : (a) 编秩, 求秩和: 先根据差值的绝对值由小到大进行编秩, 然后按差值的正负在秩次前加上正负号。若差值为 0, 舍去不计, 同时总的对子数也相应减掉之; 若差值的绝对值相等, 取其平均秩次。最后, 分别求出正负秩次之和  $T_+$  与  $T_-$ 。(b) 计算统计量: 在  $T_+$  与  $T_-$  中, 以绝对值较小者作为统计量  $T$ , 即  $T = \min(T_+, T_-)$ 。(c) 确定概率, 作出推论: 通过查表法 (当  $5 \leq n \leq 50$  时) 或正态近似法 (当  $n > 50$  时)。

3) 配伍区组设计资料的分析方法有哪些? 其应用条件各是什么?

答: 配伍区组资料的分析方法有随机区组设计的方差分析和 Friedman 非参数检验。

随机区组设计的方差分析, 应满足如下条件: ①各区组之间观察资料是相互独立的随机样本;

②正态性: 残差服从正态分布; ③方差齐性: 各处理组残差的总体方差相等。

非参数检验方法——Friedman 检验: 要求资料满足各区组之间观察资料是相互独立的随机样本。

4) 配对  $t$  检验与随机区组设计资料的 ANOVA 有何关系?

答: 对于配对  $t$  检验的双侧检验, 处理水平为 2 时, 两种方法是完全等价的, 并且  $t = \sqrt{F}$ ,  $P$  值相同。

5) 符合方差分析检验方法的配伍区组设计资料, 如果采用 Friedman 检验, 则会导致什么问题?

答: 符合方差分析检验方法的配伍区组设计资料, 如果采用 Friedman 检验, 将会降低检验效能, 增大犯第二类错误的概率。

6) 配伍区组设计的优点是什么?

答: 配伍区组设计为双因素设计, 它考虑的因素有一个处理因素和一个区组因素, 在确实存在混杂因素的情况下, 选择合适的控制措施, 可以提高实验效率。

## 第十章

### 一、是非题

1 双变量正态分布的资料, 样本回归系数  $b < 0$ , 经假设检验  $P < 0.05$ , 可以认为两变量间呈负相关。

答: 对。由于资料服从双正态分布, 所以可以做 Pearson 相关, 而线性相关的检验统计量与线性回归的检验统计量相等:  $t_b = t_r$ , 自由度相同, 故两者检验的  $P$  值相同, 所以两者的检验是等价的, 故由回归系数  $b < 0$  说明相关系数  $r < 0$ , 由  $P < 0.05$ , 所以两个变量之间的相关性有统计学意义, 可以推断两个变量呈负相关。

2 相关系数的假设检验  $P > 0.05$ , 说明两变量无关系。

答: 错, 只能说明没有足够的证据说明两变量呈相关的。

3  $|r|$  越接近 1, 两变量间相关关系越密切。

答: 错, 只能说明样本中两个变量取值所呈现的相关交往密切, 不能说明两个变量之间的关系密切, 因为样本的相关系数大小与样本量关系密切, 特别  $n=2$  时, 样本相关系数的绝对值往往为 1。

4 直线回归系数的数值表示自变量变动一个单位时因变量的值变动的量。

答: 错。应该是因变量的值平均改变的量。

5. 回归系数越大, 两变量的数量关系越密切。

答: 错。回归系数越大, 说明自变量变化 1 个单位时, 因变量的值平均改变的量越大。

### 二、选择题

1. 第一组的资料的相关系数  $r_1$  检验  $P < 0.05$ , 第二组的相关系数  $r_2$  假设检验  $P < 0.01$ , 则可以认为 C。

A 第一组资料两变量关系密切

B 第二组资料两变量关系密切

C 很难说哪一组变量关系密切

D 至少能说明两变量关系密切程度不一样

2. 如果相关系数  $r=1$ ，则一定有 C。

A.  $SS_{\text{总}} = SS_{\text{残差}}$

B.  $SS_{\text{残差}} = SS_{\text{回归}}$

C.  $SS_{\text{总}} = SS_{\text{回归}}$

D.  $SS_{\text{总}} > SS_{\text{回归}}$

3. 如果两样本的相关系数  $r_1 = r_2$ ，那么 C。

A. 回归系数  $b_1 = b_2$

B.  $t$  统计量  $t_{r1} = t_{r2}$

C. 两样本的决定系数相等

D.  $t$  统计量  $t_{b1} = t_{b2}$

注：当两个样本的样本量不同时， $t$  统计量  $t_{b1} = t_{b2}$  和  $t$  统计量  $t_{r1} = t_{r2}$  均不成立。

4. 记  $\rho$  为总体相关系数， $r$  为样本相关系数， $b$  为样本回归系数，下列哪项正确 D。

A.  $\rho=0$  时， $r=0$

B.  $|r|>0$ ， $b>0$

C.  $r>0$  时， $b<0$

D.  $r<0$  时， $b<0$

5.  $\hat{Y} = 14 + 4X$  是 1~7 岁儿童以年龄（岁）估计体重（市斤）的回归方程，若体重换成国际单位 kg，则此方程 C。

A. 截距改变

B. 回归系数改变

C. 截距和回归系数都改变

D. 两者都不改变

6. 一组双变量正态分布资料，用最小二乘法建立回归方程： $\hat{Y} = a_1 + b_1X$ ， $\hat{X} = a_2 + b_2Y$ ，计算得到的相关系数为  $r$ ，则 A。

A.  $r^2 = b_1b_2$

B.  $b_1 + b_2 = 0$

C.  $|b_1| = |b_2|$

D.  $b_1b_2 = 1$

### 三、简答题与统计分析题

1. 某研究者分别在 8 岁和 9 岁的男孩中各随机抽取 8 人，测量了他们的身高，得到下列资料。

表 10-8 8 名 8 岁男孩和 8 名 9 岁男孩的身高(cm)资料

8 岁组	123	129	128	129	129	123	129	121
9 岁组	133	137	130	126	132	138	133	137

请回答下列问题

1) 如果比较两个年龄组的平均身高，应该用什么方法进行统计检验

答：1) 在满足正态分布、方差齐性的条件下，采用成组设计的  $t$  检验。

2) 对于比较两个年龄组的平均身高的统计检验而言，这两个总体的具体定义分别是什么？这两个总体均数的具体定义分别是什么？

答：两个总体的定义分别是 8 岁男孩人群的身高和 9 岁男孩人群的身高实际值。两个总体均数的定义分别是 8 岁男孩人群的平均身高和 9 岁男孩人群的平均身高。

3) 如果以年龄为横坐标，身高总体均数为纵指标，是否可以认为 8 岁男孩人群和 9 岁男孩人群的身高总体均数在某条直线上。

答: 因为 8 岁男孩与 9 岁男孩的身高总体均数与其年龄构成平面上的两点  $(8, \mu_8)$  和  $(9, \mu_9)$ , 故可以认为 8 岁男孩人群和 9 岁男孩人群的身高总体均数在某条直线上, 因为两点连线构成一条直线。

4) 如果这两组资料满足每组资料服从正态分布并且方差齐性, 现以年龄为自变量, 身高为因变量, 请验证: 年龄与身高的资料满足简单线性回归对资料的要求, 并写出总体回归方程, 并用年龄=8 和年龄=9 分别代入总体回归方程, 解出总体回归系数。

答: 对于 8 岁的男孩身高可以表示为  $Y_8 \sim N(\mu_8, \sigma^2)$ , 即  $\varepsilon = Y_8 - \mu_8 \sim N(0, \sigma^2)$  对于 9 岁的男孩身高可以表示为  $Y_9 \sim N(\mu_9, \sigma^2)$ ,  $\varepsilon = Y_9 - \mu_9 \sim N(0, \sigma^2)$  记  $\beta = \mu_9 - \mu_8$ , 因此对于 8 岁的男孩身高  $Y = \mu_8 + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , 对于 9 岁的男孩身高  $Y = \mu_9 + \varepsilon = \mu_8 + \beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , 记变量  $x=1$  表示 9 岁,  $x=0$  表示 8 岁,  $\beta_0 = \mu_8$ 。因此  $Y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , 相应的总体回归方程为  $\mu_{Y|x} = \beta_0 + \beta_1 x$ , 其中回归系数  $\beta = \mu_9 - \mu_8$ 。

2. 随机抽取 12 名成年人, 测得他们的身高 (cm) 和体重(kg)如表 10-9。

表 10-9 12 名成人的身高 (cm) 和体重(kg)

指标	受 试 者 编 号											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
体重	56.5	69.1	64.5	75.0	65.0	76.0	47.5	71.5	68.0	49.5	57.5	82.0
身高	156.5	172.0	167.5	176.0	170.0	167.5	145.0	158.5	161.0	150.0	159.0	180.5

(1) 分析这两项指标是否相关以及相关程度的大小。

答: (1)  $r=0.8720$ ,  $P=0.0002$ , 说明身高与体重这两项指标存在相关关系。

(2) 求身高和体重之间的直线回归方程并对回归方程进行解释。

答: 体重 (X) 与身高 (Y) 之间的直线回归方程为:  $Y=107.61055+0.85945X$ 。

对回归系数的假设检验结果  $t_b=5.64$ ,  $P<0.01$ , 说明直线回归方程是有统计学意义的。

即成年人体重每增加 1kg, 估计身高平均增加 0.85945cm。

(3) 假如知道了一个人的身高是 173.8cm, 如何预测它的体重?

答: 首先建立 Y 与 X 的回归方程:  $X=-79.65729+0.88515Y$ ,

再将  $Y=173.8$  代入该回归方程, 得  $X=74.1818$ 。

3 某医师研究污染源距离和尘肺浓度的关系, 数据如下

表 10-10 污染源距离和尘肺浓度

离污染源距离 (m)	200	300	400	500	600	700	800	900	1000
尘肺浓度(0.01mg/m <sup>3</sup> )	4.5	3.7	3.2	2.4	2.0	1.5	1.2	0.8	0.7

请作统计分析。

答：建立污染源距离  $X$  与尘肺浓度  $Y$  的回归方程式： $Y = 5.10222 + (-0.00480)X$ 。

对回归系数的假设检验  $t_b = -14.03$ ， $P < 0.01$ 。说明：离污染源距离增加 1m，尘肺浓度减少 0.00480(0.01mg/m<sup>3</sup>)单位。

4. 在线性回归分析中，如果决定系数  $R^2 = 0.01$ ，请问：回归分析是否有意义？请说明理由。

答： $R^2 = 0.01$ 时，回归分析作预测没有意义，因为  $R^2 = 0.01$ 反应了  $Y$  的总变异中回归关系所能解释的部分只占1%，但仍有可能两个变量存在线性回归关系。

5. 如果两个变量的资料做Spearman相关分析，得到相关有统计学意义( $P < 0.05$ )，你能否认为这种相关是线性相关？还是非线性相关？请解释这种相关意义的背景特点是什么？

答：可以认为这种相关是线性相关。Spearman 等级相关系数的计算公式类似与 pearson 相关系数，不过在此应用的是数据的秩次，而不是原始数据本身。

6. 在线性回归中，如果所有的样本点均在一条斜率不为0的直线上，请问：回归系数的标准误  $S_b$  有什么特点（提示：由  $t_r = t_b$ ，解出  $S_b$  与相关系数  $r$ ）？

答： $t_r = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2}$ ， $t_b = \frac{b}{S_b}$ ，由  $t_r = t_b$  得， $S_b = \frac{b\sqrt{1-r^2}}{r\sqrt{n-2}}$ ，由此可以发现：当

$r \rightarrow 0$ 并且 $b \neq 0$ 时， $S_b \rightarrow \infty$ ； $|r| \rightarrow 1$ 时， $S_b \rightarrow 0$ ，说明：当 $b \neq 0$ 时，相关系数的绝对值越大， $Y$ 与 $X$ 伴随变化的离散程度就越小。

## 第十一章

### 一、是非题

1、两独立样本四格表资料的  $\chi^2$  检验要求  $n \geq 40$  且理论数  $T \geq 5$ 。

答：对

2、3 个样本率比较的 Pearson  $\chi_p^2$  检验中， $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3$ ， $H_1: \pi_1, \pi_2, \pi_3$  互不相同。

答：对

3、在样本量很大时，两独立样本四格表资料符合 Pearson  $\chi_p^2$  检验要求，但仍可以用 Fisher 检验，并且从检验的效果上考虑，可以认为 Fisher 检验优于 Pearson  $\chi_p^2$  检验。

答：错。因为 Fisher 检验假定行合计数和列合计数是固定的，这与实际抽样的情况不一致，所以也是一种近似。当样本量较大时，Pearson  $\chi_p^2$  检验可以非常适合四格表资料统计分析，所以这时 Fisher 检验反而较差。

4、配对设计的四格表资料也可以用 Pearson  $\chi_p^2$  检验，只是检验效能较低。



答：错，Pearson  $\chi_p^2$  检验只能检验行变量与列变量之间的关联性，不能检验配对四格表中的两个率是否相等。

5、 $\chi^2$  分布是一种连续型随机变量的概率分布，因此 Pearson  $\chi_p^2$  检验也可用于均数的比较。

答：错，均数比较往往还应考虑消除标准差的影响，如 t 检验，而 Pearson  $\chi_p^2$  检验无法完成此类检验。

6. 对于某个统计方法检验一类资料，当  $H_0$  为真时，拒绝  $H_0$  的概率  $\leq \alpha$ ；当  $H_0$  非真时，检验效能很低，则称该资料统计分析方法的选择是错误的。（     ）

答：错。不能认为该资料统计分析方法的选择是错误的，只是所选择的统计方法不够优。

二．选择题

1. 多个样本率比较的 Pearson  $\chi_p^2$  检验，若  $P < \alpha$ ，说明：   D  。

- A. 各样本率均不相等
- B. 各总体率均不相等
- C. 各样本率不全相等
- D. 各总体率不全相等

2. 四格表中，如果有一个实际数为 0，   D  。

- A. 根本不能检验
- B. 不能作  $\chi^2$  检验
- C. 能够作  $\chi^2$  检验
- D. 根据实际数尚不能决定是否可以作  $\chi^2$  检验

3. 对于总合计数  $n$  为 51 的 5 个样本率比较的 Pearson  $\chi_p^2$  检验，其自由度为   B  。

- A. 50
- B. 4
- C. 1
- D. 47

4．欲比较丙氨酸氨基转移酶两种水平对 HBeAg 阴转的影响，资料见表 11—21，应进行   C  。

- A. 两独立样本四格表资料  $\chi^2$  检验
- B. 配对四格表资料  $\chi^2$  检验
- C. 四格表资料 Fisher 精确概率检验
- D.  $t$  检验

表 11—21 丙氨酶氨基转移酶水平对疗效的影响

丙氨酸氨基转移酶	HBeAg	
	+	—
$\leq 3\text{ULN}$	16	4
$> 3\text{ULN}$	4	8

5. 为考察食物频数问卷的可重复性，某研究者采用同一问卷对每一个人在不同时间分别进

行 2 次调查，共调查了 100 人。其中，胆固醇摄入量的两次调查结果见表 11-22。欲分析两次调查胆固醇摄入量的关联性，宜采用  B 。

表 11-22 食物频数问卷中胆固醇摄入量调查结果

第 1 次调查	第 2 次调查	
	高	正常
高	32	9
正常	13	46

- A.  $\chi^2 = \frac{(b-c)^2}{b+c}$

B.  $\chi^2 = \frac{(|b-c|-1)^2}{b+c}$
- C.  $\chi^2 = \sum \frac{(A-T)^2}{T}$

D.  $t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{S_{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}}$

三、计算题

1. 某地 7 岁健康男童身高(cm) 抽样调查资料表 11-23。请采用拟合优度的  $\chi^2$  检验，推断该资料是否服从正态分布？

表 11-23 某地 7 岁健康男童身高(cm)

身高组段	人 数
108~	1
110~	3
112~	9
114~	9
116~	15
118~	18
120~	21
122~	14
124~	10
126~	4
128~	3
130~	2
132~134	1
合计	110

解：先计算均数和标准差

用表中的组段中组中值作为原始数据进行计算，得到  $\bar{X} = 119.9455$ ， $S = 4.72129$ ，由于样本量较大，视为总体参数估计值，对组段的上下限作标准正态分布变换

$$Z = \frac{X - 119.9455}{4.72129}$$

，并计算各个组段的概率和期望值，得到结果如下

身高组段	人数 $A_i$	标化后的下限	标化后的上限	出现在组段的概率	期望人数 $T_i$
108~	1	-2.530	-2.107	0.012	1.307
110~	3	-2.107	-1.683	0.029	3.148
112~	9	-1.683	-1.259	0.058	6.354
114~	9	-1.259	-0.836	0.098	10.748
116~	15	-0.836	-0.412	0.138	15.233
118~	18	-0.412	0.012	0.164	18.091
120~	21	0.012	0.435	0.164	18.004
122~	14	0.435	0.859	0.136	15.014
124~	10	0.859	1.282	0.095	10.492
126~	4	1.282	1.706	0.056	6.143
128~	3	1.706	2.130	0.027	3.014
130~	2	2.130	2.553	0.011	1.239
132-134	1	2.553	2.977	0.004	0.427
合计	110				

其中出现在组段的概率 =  $\Phi(\text{标化后组段上限}) - \Phi(\text{标化后组段下限})$ ,  $\Phi(z)$  为标准正态分布的累计概率;

期望人数  $T_i = \text{总人数} \times \text{出现在该组段的概率} = 110 \times \text{出现在该组段的概率}$ 。

按下列公式计算拟合优度, 其中  $A_i$  为第  $i$  个组段的实际人数,  $T_i$  为第  $i$  个组段的期望人数

$$\chi^2 = \sum \frac{(A_i - T_i)^2}{T_i} = \frac{(1 - 1.307)^2}{1.307} + \frac{(3 - 3.148)^2}{3.148} + \dots + \frac{(1 - 0.427)^2}{0.427} = 4.04$$

自由度 = 组段数 - 1 - 估计的参数个数 = 13 - 1 - 2 = 10

$H_0$ : 资料服从正态分布

$H_1$ : 资料不服从正态分布

$\alpha = 0.05$

$H_0$  为真时, 统计量  $\chi^2$  服从自由度为 10 的  $\chi^2$  分布, 即: 如果统计量  $\chi^2 > \chi_{0.05(10)}^2$ , 则拒绝  $H_0$ 。因为  $\chi_{0.05(10)}^2 = 10.83$ , 拟合优度统计量  $\chi^2$  远远小于临界值 10.83, 所以不能否认该资料服从正态分布。

2、某研究者测定了 29 例燃煤型砷中毒患者皮肤组织中 P<sub>53</sub>mt 蛋白表达, 29 例中有 9 例为病理证实癌变患者 (A 组), 另 20 例未发现癌变 (B 组), 结果见表 11-24。试比较两组间 P<sub>53</sub>mt 蛋白阳性水平。

表 11-24 两组间 P<sub>53</sub>mt 蛋白阳性水平

组别	例数	P <sub>53</sub> mt 蛋白阳性数
----	----	--------------------------

A 组	9	7
B 组	20	6

答：把上述表格改写为下列表格

组别	P <sub>53</sub> mt 蛋白阴性数	P <sub>53</sub> mt 蛋白阳性数
A 组	2	7
B 组	14	6

总样本量<40，用 Fisher 检验：

$H_0$ ：P<sub>53</sub> mt 蛋白阳性与癌变无关联

$H_1$ ：P<sub>53</sub> mt 蛋白阳性与癌变有关联

$\alpha=0.05$

Fisher 检验  $P=0.041<0.05$

可以认为 P<sub>53</sub> mt 蛋白阳性与癌变有关联。

3、某研究者欲观察物理因子与基础疗法综合治疗粘连性不全性肠梗阻的疗效，将100例符合粘连性不全性肠梗阻诊断标准的患者随机分为治疗组和对照组，每组各50例。治疗组采用物理因子与基础疗法综合治疗，对照组仅给予基础疗法治疗，观察比较两组疗效。结果见表 11-25。问两种治疗方案的疗效是否相同？

表11-25 治疗组与对照组治疗粘连性不全性肠梗阻的疗效

组别	有效	无效
治疗组	49	1
对照组	40	10

答：因为最小理论数 $=\frac{11 \times 50}{100} = 5.5 > 5$ ，总样本量>40，所以可以用 Pearson  $\chi_p^2$  进行统计检验。

$H_0$ ：两种治疗方案疗效相同

$H_1$ ：两种治疗方案疗效不同

$\alpha = 0.05$

计算 Pearson  $\chi_p^2 = 8.2737$ ， $P=0.004<0.05$ ，差异有统计学意义，所以可以认为采用物理因子与基础疗法综合治疗的疗效优于基础疗法治疗的疗效。

4、为研究甲、乙、丙三种疗法治疗小儿单纯性消化不良的效果，某医生将 106 例符合入选标准的患儿随机分为三组，分别采用甲、乙、丙三种疗法治疗，结果见表 11-26。问三种疗法的疗效是否相同？

表 11-26 三种疗法治疗小儿单纯性消化不良的效果

疗法	病例数	痊愈数	治愈率 (%)
甲	33	26	78.79
乙	38	36	94.74
丙	35	24	68.57

$H_0$ : 三种治疗方案疗效相同

$H_1$ : 三种治疗方案疗效不全相同

$\alpha = 0.05$

计算 Pearson  $\chi_p^2 = 8.3203$ ,  $P=0.016<0.05$ , 差异有统计学意义, 所以可以认为三种治疗方案疗效不全相同。

两两比较:  $\alpha = 0.05/3 = 0.0167$

两种治疗方案比较	Pearson $\chi_p^2$	P 值	
甲疗法 vs 乙疗法	4.0587	0.044	差异无统计学意义
甲疗法 vs 丙疗法	0.9109	0.340	差异无统计学意义
乙疗法 vs 丙疗法	8.5219	0.004	差异有统计学意义

基于上述结果, 可以认为乙疗法的疗效优于丙疗法的疗效。

5、为比较乳房切除术后两种不同化疗方法治疗效果, 共治疗 500 对患者, 每一对内 2 名患者的年龄 (差别在  $\pm 2.5$  岁以内) 及临床状况基本一致, 随机分配各对中的 2 人, 分别进入 A 疗法组与 B 疗法组, 结果见表 11-27。问两种化疗方法治疗效果是否相同?

表 11-27 两种化疗方法治疗效果

A	B		合计
	生存5年及以上	5年内死亡	
生存5年及以上	407	15	422
5年内死亡	4	74	78
合计	411	89	500

用配对的确切概率法:  $n = 4 + 15 = 19$   $x = 4$

$H_0$ : 两种治疗方案疗效相同,  $\pi = 0.5$

$H_1$ : 两种治疗方案疗效不同,  $\pi \neq 0.5$

$\alpha = 0.05$

$P = 0.019211$ , 差异有统计学意义, 可以认为 A 方案的疗效优于 B 方案。

## 第十二章

### 一、是非题

1. 反因变量为有序多分类的多组资料比较的统计分析首选 Pearson  $\chi_p^2$  检验。

答：错。反因变量为有序多分类变量，多组资料比较一般不选 Pearson  $\chi_p^2$ ，而是可以采用秩和检验，包括 Wilcoxon 秩和检验和 Kruskal-Wallis 检验（Kruskal-Wallis test）分别用来推断两个或多个独立样本有序分类资料的总体分布是否有差别。

2. 比较某两种药物的有效率，在样本量较大时可用 Pearson  $\chi_p^2$  检验。

答：对。可用四格表 Pearson  $\chi_p^2$  检验。

3. 比较某两种药物治疗疼痛的疗效，把疼痛分为无，轻，中和重 4 个等级。可以考虑用 Wilcoxon 秩和检验。

答：对。这是两独立样本的有序多分类资料，可以考虑选用 Wilcoxon 秩和检验。

4. 双变量有序分类资料相关性的分析可进行秩变换后计算 Pearson 线性相关系数。

答：对。这就是 Spearman 等级相关系数。

5. 秩和检验不同于秩变换的统计方法。

答：对。秩变换的方法中，取秩后秩次数据是代入对应的 t 检验或方差分析等公式进行统计分析；而秩和检验是将原变量值按照从小到大的顺序排秩后，采用秩次进行假设检验。两者是不同的。

## 二、选择题

1. 两组有序分类资料的比较宜用（ B ）。

- A.  $t$  检验
- B. 秩和检验
- C.  $F$  检验
- D. 四格表  $\chi^2$  检验

2. 两组有序分类资料的秩和检验中，各等级的平均秩次为（ C ）。

- A. 该等级的秩次范围的上界
- B. 该等级的秩次范围的下界
- C. 该等级的秩次范围的上界、下界的平均数
- D. 该等级的秩次范围的上界、下界的之和

3. 有序分类资料两样本比较的秩和检验中，如相同秩次过多，应计算校正  $Z_c$  值，校正的结果使（ A ）。

- A.  $Z$  值增加， $P$  值减小
- B.  $Z$  值增加， $P$  值增加
- C.  $Z$  值减小， $P$  值增加
- D.  $Z$  值减小， $P$  值减小

4. 按等级分组的资料做秩和检验时，如果用  $H$  值而不用校正后的  $H_c$  值，则会（ C ）。

- A. 提高检验效能
  - B. 会把一些相同总体推断为不同总体
  - C. 会把来自不同总体的样本差异推断为无统计学意义
  - D. 第 I、II 类错误概率不变
5. 四组病人疗效（痊愈、显效、好转、有效、无效）的比较，宜用什么方法分析（ B ）。
- A. 方差分析
  - B. 秩和检验
  - C. Pearson  $\chi_p^2$  检验
  - D. 四格表直接概率法
6. 两独立样本比较的秩和检验，其检验统计量是（ C ）。
- A. 一般取秩和较小者为  $T$
  - B. 一般取秩和较大者为  $T$
  - C. 一般取例数较小者的秩和为  $T$
  - D. 一般取例数较大者的秩和为  $T$

### 三、简答题与计算题

1. 两组或多组的因变量为有序分类资料的比较，为什么不能用 Pearson  $\chi_p^2$  检验，而用秩转换的非参数检验？

答：对于因变量为有序分类资料，一般根据研究背景可知需要各组之间的某种平均水平的差异，而不是概率分布的差异。若选用 Pearson  $\chi_p^2$  检验，其研究问题为两组或多组所对应的总体分布是否相同，不是检验两组或多组所对应的总体平均水平是否相同，所以用 Pearson  $\chi^2$  检验不能回答背景所面临的研究问题，而秩和检验的原理是基于平均秩，即：基于平均秩为平均水平的比较，所以其检验结果和推断是基于平均秩意义下的平均水平的比较。

2. 多组的因变量为有序分类资料比较的 Kruskal Wallis  $H$  检验，备择假设  $H_1$  如何写？为什么？

答： $H_1$ ：多个总体的分布不全相同。只能作出多组资料所来自的总体分布总的有无差别的检验。

3. 当多组的因变量为有序分类资料得到拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$  的结论时，需进行样本之间的两两比较，可以采取的方法有哪些？使用中要注意什么？

答：可以采用的方法有：多个样本两两比较的 Nemenyi 法和 Wilcoxon 秩和检验，但采

用 Wilcoxon 秩和检验进行对比组间的比较时，检验水平  $\alpha$  要调整为： $\alpha' = \alpha / k$ ， $k$  为比较的次数，以减少犯第一类错误的概率，但检验效能会下降。



4. 表12-15的资料是某药治疗两种不同病情的老年慢性支气管炎病人的疗效，问该药对两种病情的疗效是否不同？

表12-15 某药对两种不同病情的老年慢性支气管炎病人的疗效

疗 效	单纯型	单纯型合并肺气肿
无 效	13	11
有 效	30	23
显 效	18	6
痊 愈	65	42
合 计	126	82

答：（1）建立检验假设，确定检验水准。

$H_0$ ：该药对两种病情的疗效相同

$H_1$ ：该药对两种病情的疗效不同

$\alpha = 0.05$

（2）混合编秩，求各组秩和。

某药对两种病情的疗效秩和检验计算表

疗 效	单纯型 (1)	合并肺 气肿(2)	合计 (3)=(1)+(2)	秩号范围 (4)	平均秩次 (5)	秩和	
						单纯型 (6)=(1)×(5)	合并肺气肿 (7)=(2)×(5)
无 效	13	11	24	1~24	12.5	162.5	137.5
有 效	30	23	53	25~77	51	1530	1173
显 效	18	6	24	78~101	89.5	1611	537
痊 愈	65	42	107	102~208	155	10075	6510
合计	126	82	208	-	-	13378.5	8357.5

根据第(5)列和第(1)、(2)列可分别算出两组的秩和：

单纯型的秩和： $R_1 = 13378.5$

单纯型合并肺气肿： $R_2 = 8357.5$

（3）计算秩检验统计量。

$Z = 0.543$ ， $P = 0.5874 > 0.05$ 。

（4）下结论：

以  $\alpha = 0.05$  检验水准接受  $H_0$ ，不能认为两样本来自不同的总体，即没有足够的证据可以推断该药对两种病情的疗效不同。

5. 对某病采用西药治疗与中西药结合治疗，对两组病人的疗效观察结果如表12-16，试比较两组的疗效是否相同。

表12-16 不同治疗组的疗效观察

疗 效	中西药结合	西药
无 效	21	79
有 效	30	70

显 效	39	61
痊 愈	32	68
合 计	122	278

答：（1）建立检验假设，确定检验水准。

$H_0$ ：两组疗效相同

$H_1$ ：两组疗效不同

$\alpha = 0.05$

（2）混合编秩，求各组秩和。

不同治疗组的疗效秩和检验计算表

疗 效	中西药 结合 (1)	西药 (2)	合计 (3)=(1)+(2)	秩号范围 (4)	平均秩次 (5)	秩和	
						中西药结合 (6)=(1)×(5)	西药 (7)=(2)×(5)
无 效	21	79	100	1~100	50.5	1060.5	3989.5
有 效	30	70	100	101~200	150.5	4515	10535
显 效	39	61	100	201~300	250.5	9769.5	15280.5
痊 愈	32	68	100	301~400	350.5	11216	23834
合计	122	278	400	-	-	26561	53639

根据第(5)列和第(1)、(2)列可分别算出两组的秩和：

中西药结合组的秩和： $R_1 = 26561$ ，平均秩为 217.7

西药组的秩和： $R_2 = 53639$ ，平均秩为 192.9

（3）计算秩检验统计量。

$Z = 2.037$ ， $P = 0.0416 < 0.05$ 。

（4）下结论：

以  $\alpha = 0.05$  检验水准拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，两组疗效差异有统计学意义，认为中西药结合治疗的疗效优于单纯西医的疗效。

6. 对54例牙病患者的64颗患牙依据根端形态不同分为三种，X线片显示喇叭口状为A型，管壁平行状为B型，管壁由聚状为C型。经一段时间治疗后的结果列于表12-17，试比较不同根端形态的患牙的疗效有否差别。

表12-17 不同根端形态分型的疗效比较

根端形态	牙数	成功	进步	失败
A 型	18	3	9	6
B 型	24	10	10	4
C 型	22	10	11	1
合 计	64	23	30	11

答：（1）建立检验假设，确定检验水准。

$H_0$ ：三个根端形态的患牙的疗效相同

$H_1$ : 三个根端形态的患牙的疗效不全相同

$\alpha = 0.05$

(2) 混合编秩号, 分组求秩和  $R_1, R_2, R_3$

三个根端形态的患牙的疗效秩和检验计算表

疗效	根端形态			合计 (4)	秩次范围 (5)	平均秩次 (6)	根端形态		
	A (1)	B (2)	C (3)				A (7)=(1)×(6)	B (8)=(2)×(6)	C (9)=(3)×(6)
成功	3	10	10	23	1~23	12	36	120	120
进步	9	10	11	30	24~53	38.5	346.5	385	423.5
失败	6	4	1	11	54~64	59	354	236	59
合计	18	24	22	64			736.5	741	602.5

(3) 计算检验统计量H。

由于有序分类资料存在大量的同秩情况, 采用校正公式:  $H_c = H / c$ , 计算检验统计量。

$$H = \frac{12}{64 \times (64 + 1)} \left( \frac{736.5^2}{18} + \frac{741^2}{24} + \frac{602.5^2}{22} \right) - 3 \times (64 + 1) = 5.521$$

校正系数 c 为:

$$c = 1 - \frac{\sum (t_i^3 - t_i)}{N^3 - N} = 1 - \frac{(23^3 - 23) + (30^3 - 30) + (11^3 - 11)}{64^3 - 64} = 0.846$$

校正后得检验统计量为:  $H_c = H / c = 5.521 / 0.846 = 5.521$

(4) 求 P 值, 下结论。

由于有序分类资料的样本例数往往较大, 在  $H_0$  为真的情况下, 检验统计量  $H$  近似服从自由度为  $k-1$  ( $k$  为处理组数) 的  $\chi^2$  分布, 因此, 可查  $\chi^2$  界值表 (附表 8) 确定  $P$  值。

本例, 查自由度为 2 的  $\chi^2$  值表得  $\chi_{0.05, 2}^2 = 3.84 < H_c = 5.521$ , 有  $P < 0.05$ 。差异有统计学意义, 可以认为三种根端形态的牙治疗效果不全相同。

两两比较, 用 Wilcoxon rank-sum test,  $\alpha = 0.05 / 3 = 0.0167$

两种根端形态疗效比较	Z	P	推断
A型 与 B型	1.804	0.0712	差异无统计学意义
A型 与 C型	2.542	0.0110	差异有统计学意义
B型 与 C型	0.655	0.5125	差异无统计学意义

基于平均秩, 可以认为 A 型根端形态的牙治疗效果优于 C 型。

7. 根据表 12-18 的资料，问三种产妇在产后一个月内的泌乳量有无差别？

表12-18 三种产妇在产后一个月内的泌乳量

泌乳量	早产	足月产	过产期
无	30	132	10
少	36	292	14
多	31	414	34
合计	97	838	58

答：  $H_0$ : 三种产妇在产后一个月内的泌乳量分布相同

$H_1$ : 三种产妇在产后一个月内的泌乳量分布不全相同

$\alpha = 0.05$

用Kruskal Wallis test ,  $H_c = 15.458$  , 自由度为2,  $P = 0.0001 < \alpha$ , 差异有统计学意义。

所以可以认为三种产妇在产后一个月内的泌乳量分布不全相同。

由于该资料是双向有序，故作Spearman相关，得到Spearman 相关系数为0.1286,  $P = 0.0001$ , 相关性有统计学意义，可以认为泌乳量与产期长短呈秩正相关。

8. 某研究者欲研究不同年龄下冠状动脉粥样硬化等级有无差别，将 278 例尸解资料整理成表 12-19，根据该组资料可以得到怎样的结论？若想考察年龄（ $X$ ）与冠状动脉粥样硬化等级（ $Y$ ）之间有无线性变化趋势，又该如何分析？

表 12-19 不同年龄冠状动脉粥样硬化的等级情况

年龄（岁）	冠状动脉粥样硬化等级				合计
	—	+	++	+++	
20~	70	22	4	2	98
30~	27	24	9	3	63
40~	16	23	13	7	59
≥50	9	20	15	14	58
合 计	122	89	41	26	278

答：根据题意，先分析不同年龄的冠状动脉粥样硬化等级分布是否相同

$H_0$ : 四个年龄组的冠状动脉粥样硬化等级总体分布相同

$H_1$ : 四个年龄组的冠状动脉粥样硬化等级总体分布不全相同

$\alpha = 0.05$

用Kruskal Wallis test ,  $H_c = 66.104$  , 自由度为3,  $P = 0.0001 < \alpha$ , 差异有统计学意义。

所以可以认为四个年龄组的冠状动脉粥样硬化等级总体分布不全相同

由于该资料是双向有序，故作Spearman相关，得到Spearman 相关系数为0.4885,  $P < 0.0001$ , 相关性有统计学意义，可以认为年龄与冠状动脉粥样硬化等级呈秩正相关。

作线性趋势分析

$H_0$ : 年龄与冠状动脉粥样硬化等级没有线性趋势

$H_1$ : 年龄与冠状动脉粥样硬化等级呈线性趋势

$\alpha = 0.05$

记年龄为X, 冠状动脉粥样硬化等级为Y, 则

$$l_{YY} = 0.952978, \quad l_{XX} = 1.32734, \quad l_{XY} = 0.538023,$$

$$b = \frac{l_{XY}}{l_{XX}} = 0.4053398, \quad S_b^2 = \frac{l_{YY}}{nl_{XX}} = \frac{0.952978}{278 \times 1.32734} = 0.00258259$$

$$\chi_b^2 = \frac{b^2}{S_b^2} = 63.62, \quad \text{自由度为1, } P < 0.0001, \quad \text{可以认为两者呈线性趋势。}$$

Pearson  $\chi_p^2 = 71.4325$ , 自由度为9,  $P < 0.0001$ , 可以认为冠状动脉粥样硬化等级与年龄有关联。

$$\chi_{\text{偏离回归}}^2 = \chi_p^2 - \chi_b^2 = 71.43 - 63.62 = 7.81 \quad \text{自由度为9-1=8}$$

查表可知:  $\chi_{0.05(8)}^2 = 15.5 < \chi_{\text{偏离回归}}^2$ , 差异无统计学意义, 可以认为冠状动脉粥样硬化等级与年龄的关联性主要是两者呈线性趋势的关联性。

### 第十三章

#### 一、是非题

1. 对于样本量很大时, 已知总体率为 $\pi_0$ , 样本量所对应的总体率为 $\pi$  (未知), 则单样本

率的检验统计量  $Z = \frac{P - \pi_0}{\sqrt{\pi_0(1 - \pi_0)/n}}$  近似服从标准正态分布。( )

答: 错, 当样本量很大的情况下, 只有样本对应的总体总体率  $\pi = \pi_0$ , 检验统计量  $Z$  近似服从标准正态分布。

2. 在单样本率的统计检验中,  $\alpha = 0.05$ ,  $P = 0.001$ , 则可以认为这是一个小概率事件。

答: 错,  $P$  值的计算是基于  $H_0$  为真情况下计算的概率, 对于  $H_0$  为真的情况下, 样本统计检验的  $P < 0.05$ , 可以认为这是一个小概率事件, 当  $H_0$  非真时, 出现  $P = 0.001$  时未必是小概率事件。

3. 如果国家对饮用水规定平均每毫升合格饮用水中的细菌总数不超过 100 个, 因此检验人员在待检的饮用水中随机抽取 1 毫升样品进行检验, 如果 1 毫升样品中的细菌总数超过 100 个, 则可以认为该饮用水不合格。( )

答: 错, 因为平均每毫升合格饮用水中的细菌总数不超过 100 个是指 1 毫升合格饮用水中的细菌总数的平均数不超过 100 个, 所以从合格饮用水中随机抽取 1 毫升样品, 其细菌总数超过 100 个的机会还是相对较大的。

4. 如果卫生监督部门的法规规定: 合格的饮用水要求 1 毫升饮用水中, 细菌总数不得超过 100 个, 即: 可以理解 1 毫升合格饮用水中的平均细菌数总数不能超过 100 个。( )

答: 错, 因为卫生监督部门的法规规定就是针对样品中的细菌总数而言的, 不是针对总体平均数而言的, 事实上制定合格饮用水的样品细菌总数的标准也是为了控制细菌总数的总体均数在某个范围内的目标。为了法规执行方便, 通过计算样品中的细菌总数在某个范围内才能以一定概率 (如 95%) 保证控制细菌总数的总体均数在预定的范围内。

5. 对于单样本率的检验, 确切概率法检验的准确性要优于正态近似的检验方法。( )

答: 对, 单样本确切概率法的计算完全符合其背景, 所以确切概率法所计算的  $P$  值是准确的。

6. 对同一资料, 使用双侧检验所得的  $P$  值一定是单侧检验的两倍。( )

答: 错, 只有在  $H_0$  为真时的分布为对称分布时才成立。

7. 对于样本量较小时, 单个样本定量资料平均水平的检验应当首先考虑使用 Wilcoxon 符号秩检验。( )

答: 错, 选用 Wilcoxon 符号秩检验进行单个样本定量资料平均水平的检验是可以的, 但不一定是最佳的, 如果其资料符合单个样本的  $t$  检验条件, 应选择单个样本的  $t$  检验为更好。

8. 采用近似正态法对样本率  $P$  进行检验时, 若  $H_0$  确实不成立, 当样本含量一定时, 检验效能仅受  $\pi - \pi_0$  的影响。( )

答: 错, 采用近似正态法对样本率  $P$  进行检验时, 若  $H_0$  确实不成立, 当样本含量一定时, 检验效能不仅受  $\pi - \pi_0$  差异大小的影响, 还与  $\pi_0$  大小有关, 在固定样本量和  $\pi - \pi_0$  差异大小的情况下,  $\pi_0$  越接近 0.5, 检验效能越低, 反之检验效能越高。

9. 利用直接计算概率法对样本率进行检验时, 其假设检验的  $P$  值是指假定  $H_0$  成立时, 从  $H_0$  所对应的总体中随机抽样, 获得现有样本的概率。( )

答: 错, 对于双侧检验,  $P$  值是指从  $H_0$  所对应的总体中随机抽样, 获得样本的概率小于或等于现有样本的概率的累积概率; 单侧检验指从  $H_0$  所对应的总体中随机抽样, 获得样本的样本率比现有样本的样本率更加或相当背离  $H_0$  和更加符合  $H_1$  的累积概率。(例如:

$H_0: \pi = 0.7, H_1: \pi > 0.7$ , 则  $P$  值 =  $\sum_{X/n \geq p} P(X|H_0)$ , 其中  $p$  是样本率。)

## 二、选择题

1. 若需用正态近似法检验样本所来自总体之总体率是否等于已知常数  $\pi_0$ , 资料需满足 C。

A、 $n > 100$     B、 $p = 0.5$     C、 $np \geq 5$  且  $n(1-p) \geq 5$     D、 $np \geq 5$  或  $n(1-p) \geq 5$

2. 用正态近似法检验样本所来自总体之总体率是否等于已知常数  $\pi_0$ , 其分母上标准误可通过 B 计算得到。

A、 $\sqrt{p_0(1-p_0)/n}$     B、 $\sqrt{\pi_0(1-\pi_0)/n}$     C、 $\sqrt{p_0(1-p_0)}$     D、 $\sqrt{\pi_0(1-\pi_0)}$

3. 已知某药的治愈率为 70%, 现欲研究在用此药的同时加用维生素 C 是否有增效的作用, 某医生抽取 10 名病人试用此药加用维生素 C, 结果 9 人治愈, 则假设检验的  $P$  值为 \_\_\_\_\_。

A、 $P(X=9)$     B、 $P(X=9)+P(X=10)$     C、 $P(X=10)$     D、 $\sum_{i=7}^{10} P(X=i)$

答: B, 本题在给出样本数据前, 给出单侧检验的问题, 故应认为根据研究背景可以确认这是一个单侧检验的问题, 故应选 B。

4. 根据以往经验, 新生儿染色体异常率为 0.01, 某研究者想考察某地区新生儿染色体异常率是否高于 0.01。故在某地随机抽查 400 名新生儿, 有 8 人异常, 根据上述研究问题, 对应的假设检验的  $P$  值为 \_\_\_\_\_。

$$A、\sum_{i=0}^8 P(X=i)$$

$$B、\sum_{i=9}^{400} P(X=i)$$

$$C、\sum_{i=0}^7 P(X=i)$$

$$D、1-\sum_{i=0}^7 P(X=i)$$

答：本题在给出样本资料前，确定要检验该地新生儿染色体异常率是否高于 0.01，应考虑根据研究背景确认的一个单侧检验的问题： $H_1: \mu > \mu_0$ ，其中  $\mu_0 = 400 \times 0.01 = 4$ 。故

$$P = P(X \geq 8 | \mu = 4) = 1 - P(X < 8 | \mu = 4) = 1 - \sum_{i=0}^7 P(X=i | \mu = 4)，因此 D 是对的。$$

5. 若需检验样本所在总体的 75%分位数是否等于常数  $\theta_{75}$ ，令  $p$  为样本数据中大于或等于  $\theta_{75}$  的比例，则检验统计量的表达式为\_\_\_\_\_。

$$A、u = \frac{p-0.5}{\sqrt{0.25/n}}$$

$$B、u = \frac{p-0.75}{\sqrt{0.25/n}}$$

$$C、u = \frac{p-0.25}{\sqrt{0.25/n}}$$

$$D、u = \frac{p-0.25}{\sqrt{3/(16n)}}$$

答：D 是正确的，因为如果样本所在总体的 75%分位数等于常数  $\theta_{75}$ ，也就是从总体中随机抽取一个样本点的值小于或等于  $\theta_{75}$  的概率为 0.75，大于或等于  $\theta_{75}$  的概率为 0.25，根据统计量  $p$  的定义，可知本题的问题是检验  $p$  的理论值  $\pi=0.25$ ，其检验统计量应为 D 的表达式。

### 三、简答题或统计分析题

1、例(13-4)中，计算  $P(X \leq 3)$  的理由是什么？

答：由背景可知，由于消毒后不可能细菌数增加，所以可以选择单侧检验  $H_1: \mu < 10$ 。根据单侧检验的问题，应考虑从样本所在总体随机抽样，其样本计数比现有样本更逼近  $H_1$  的极端情况的概率：。

2、已知某地 40 岁以上成人高血压控制异常的比例为 9%，经健康教育后，随机抽查 2500 人，其中 100 人血压控制异常。健康教育是否使得当地高血压控制异常比例有所降低？

答：建立假设：

$H_0: \pi = \pi_0 = 0.09$ 。健康教育前后当地高血压控制异常比例相同。

$H_1: \pi < \pi_0 = 0.09$ 。健康教育使得当地高血压控制异常比例降低。

$\alpha = 0.05$ ，单侧检验。

高血压控制异常的样本率  $p = 100 / 2500 = 0.04$

$$u = \frac{0.04 - 0.09}{\sqrt{0.09(1 - 0.09) / 2500}} = -8.73 < -2.58 = u_{0.05}$$

故  $P < 0.05$ ，按照  $\alpha = 0.05$  的水准拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，差别有统计学意义。可认为健康教育使得当地高血压控制异常比例降低。

3、当  $n$  较大， $\pi$  较小时，二项分布近似于 Poisson 分布，试对上题按照平均事件数假设检验的方法进行分析。

答：建立假设： $\mu_0 = 9\% \times 2500 = 225$

$H_0: \mu = \mu_0 = 225$ ，健康教育前后当地高血压控制异常比例相同。

$H_1: \mu < \mu_0 = 225$  健康教育前后当地高血压控制异常比例相同。

$\alpha=0.05$ ，单侧检验。

本例中，样本事件发生数为  $X = 100$ ，

$$Z = \frac{100 - 225}{\sqrt{225}} = -8.33 < -2.58 = u_{0.05}$$

故  $P < 0.05$ ，按照  $\alpha=0.05$  的水准拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，差别有统计学意义。可认为健康教育使得当地高血压控制异常比例。

4、一般人群的先天性心脏病的发病率为 8‰，研究问题是母亲吸烟是否更易导致婴儿发生先天性心脏病。某研究者对 400 名 20—25 岁的吸烟孕妇进行了调查，在他们所生育的 400 名婴儿中，11 人患有先天性心脏病。请根据研究问题进行统计分析。

答：建立假设： $\mu_0 = 8‰ \times 400 = 3.2$

$H_0: \mu = \mu_0 = 3.2$ ，母亲吸烟的婴儿先天性心脏病发病率与一般人群的发病率相同。

$H_1: \mu > \mu_0 = 3.2$  母亲吸烟的婴儿先天性心脏病发病率高于一般人群的发病率。

$\alpha=0.05$ ，单侧检验。

本例中，样本平均事件数为  $X = 11$

$$P = 1 - \sum_{k=0}^{10} \frac{3.2^k}{k!} e^{-3.2} = 0.000497 < 0.05$$

按照  $\alpha=0.05$  的水准拒绝  $H_0$ ，接受  $H_1$ ，差别有统计学意义。可认为母亲吸烟更易导致婴儿发生先天性心脏病的机会增大。

5、根据以往经验，一般胃溃疡病患者有 20% 发生胃出血症状，欲研究年龄增大是否胃溃疡病患者发生胃出血的机会增大。现某医院观察 65 岁以上溃疡病人 304 例，96 人发生胃出血症状，问老年胃溃疡病患者是否较容易出血？

答：根据研究问题，这是一个单侧检验的统计问题。

$H_0$ : 老年胃溃疡病患者发生出血的概率为 20%

$H_1$ : 老年胃溃疡病患者发生出血的概率高于 20%

$\alpha = 0.05$

$$p = \frac{96}{304} = 0.316$$

$$Z = \frac{0.316 - 0.2}{\sqrt{0.2 \times 0.8 / 304}} = 5.047$$



$Z_{0.05} = 1.64$ ， $Z > Z_{0.05}$ ，所以差异有统计学意义，可以认为老年胃溃疡病患者发生出血的概率高于一般胃溃疡病患者。

## 第十四章

### 一、是非题

1. 如果一个观察对象在研究结束时没有死亡,但失访或退出研究,这个人的生存时间叫终检。

答：对。研究对象在发生失效事件前停止观察而没有观察到失效事件发生。

2. 如果一条生存曲线完全高于第二条生存曲线上,并且两条生存曲线的最低生存率均低于50%,则第二条曲线的中位生存时间长于第一条曲线的生存时间。

答：错。第一条曲线的中位生存时间长于第二条曲线的生存时间。

3. 在生存分析中,结局事件总是用两分类变量进行定义的。

答：对。

4. 在生存分析中所定义的生存时间,更严格地讲,生存时间为确诊到死亡的时间。

答：错。生存时间指观察对象从起点时间开始到出现失效事件或发生终检所经历的时间。

5. 凡是生存数据都可以画出生存曲线,并且求出中位生存时间。

答：错。当实际的生存分析样本资料中出现大量的失访情况,以致样本中超过中位生存时间的生存时间均为截尾数据,对应的生存曲线段为水平直线,故无法估计中位生存时间,所以有些生存分析资料是无法得到中位生存时间的估计值的。

### 二、选择题

- 1、中位生存时间可以理解为\_\_\_\_D\_\_\_\_。

A. 生存时间的中位数  
B. 平均生存时间  
C. 样本中 50%的对象的生存期超过这个时间点  
D. 估计研究人群中的对象生存期超过这个时间点的机会为 50%

- 2、生存分析中的结果变量是\_\_\_\_D\_\_\_\_。

A. 生存时间  
B. 是否删失  
C. 生存结局  
D. 生存时间与生存结局

- 3、关于生存曲线,正确的描述是\_\_\_\_C\_\_\_\_。

A. 生存曲线是一条阶梯型下降曲线  
B. 生存曲线是一条指数下降曲线  
C. 纵坐标为生存率  
D. 横坐标中点为中位生存时间

- 4、下列有关生存率估计的描述中不正确的是\_\_\_\_D\_\_\_\_。

A. 乘积极限法和寿命表法均利用概率乘法定理来计算生存率  
B. 乘积极限法可以适用于小样本资料  
C. 寿命表法可以适用于频数表形式的生存分析资料  
D. 乘积极限法是一种参数方法

- 5、两组生存资料的 Log-rank 检验的无效假设是C

A. 两组的生存率相同  
B. 两组的中位生存时间相同  
C. 两条总体生存率曲线相同  
D. 两个总体的平均生存时间相同

### 三、简答与统计分析题

1、为什么用乘积极限法所估计的生存曲线是阶梯型下降曲线，而不是折线下降曲线？

答：因为在乘积极限法中，失效事件发生的时间是确切的，两个相邻的失效时间所构成的时间段内没有发生失效事件，即生存概率估计值为 1，生存率估计是根据各个时间段的生存概率估计值的乘积，所以两个相邻的失效时间所构成的时间段内生存率没有发生变化，直到下一个失效事件发生而生存率下降，所以生存曲线是阶梯形的。

2. 为什么寿命表方法所估计的生存曲线是折线下降曲线？

答：寿命表法没有确切的死亡时间和失访时间，假定在每个时间段中的“死亡发生时间”和“失访发生的时间”分别呈均匀分布，因此在每个时间段中的生存率呈线性变化，故各个组段间的生存率用直线相连接，是折线下降曲线。

3. 为什么用乘积极限法估计生存率无需调整失访人数？

答：因为在 Kaplan-Meier 法估计生存率中，要求失效事件发生的时间和截尾时间是确切的，也就是每个时间点的人数是确切的，故无需调整失访人数。

4. 发病率资料能否用生存分析的方法进行统计分析？如果可以，请叙述具体实施方法？

答：可以的，将发病作为失效时间，发病时间作为生存时间就可以应用生存分析的方法分析发病的危险因素分析。

5. 现有一肿瘤随访研究资料, 根据所接受的疗法不同分为两组, 每组 25 人, 他们的生存时间如下, 请作统计分析。

第 1 组: 12.3<sup>+</sup> 5.4 8.2 12.2<sup>+</sup> 11.7 10.0 5.7 9.8 2.6 11.0 9.2 12.1<sup>+</sup>  
6.6 2.2 1.8 10.2 10.7 11.1 5.3 3.5 9.2 2.5 8.7  
3.8 3.0

第 2 组: 5.8 2.9 8.4 8.3 9.1 4.2 4.1 1.8 3.1 11.4 2.4  
1.4 5.9 1.6 2.8 4.9 3.5 6.5 9.9 3.6 5.2 8.8 7.8  
4.7 3.9

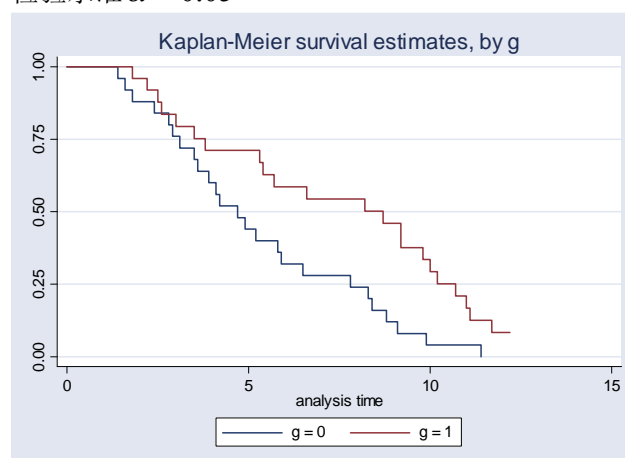
答：采用 Log-Rank 检验。

(1) 建立检验假设

$H_0$ : 接受不同疗法的肿瘤病人的总体生存函数曲线相同

$H_1$ : 接受不同疗法的肿瘤病人的总体生存函数曲线不全相同

检验水准  $\alpha = 0.05$



Beg.

Net

Survivor

Std.

Time	Total	Fail	Lost	Function	Error	[95% Conf. Int.]	
g=0							
1.4	25	1	0	0.9600	0.0392	0.7484	0.9943
1.6	24	1	0	0.9200	0.0543	0.7164	0.9794
1.8	23	1	0	0.8800	0.0650	0.6726	0.9596
2.4	22	1	0	0.8400	0.0733	0.6281	0.9367
2.8	21	1	0	0.8000	0.0800	0.5844	0.9115
2.9	20	1	0	0.7600	0.0854	0.5420	0.8843
3.1	19	1	0	0.7200	0.0898	0.5009	0.8555
3.5	18	1	0	0.6800	0.0933	0.4609	0.8253
3.6	17	1	0	0.6400	0.0960	0.4221	0.7938
3.9	16	1	0	0.6000	0.0980	0.3845	0.7611
4.1	15	1	0	0.5600	0.0993	0.3479	0.7273
4.2	14	1	0	0.5200	0.0999	0.3125	0.6924
4.7	13	1	0	0.4800	0.0999	0.2781	0.6564
4.9	12	1	0	0.4400	0.0993	0.2449	0.6194
5.2	11	1	0	0.4000	0.0980	0.2128	0.5812
5.8	10	1	0	0.3600	0.0960	0.1819	0.5420
5.9	9	1	0	0.3200	0.0933	0.1524	0.5015
6.5	8	1	0	0.2800	0.0898	0.1242	0.4598
7.8	7	1	0	0.2400	0.0854	0.0976	0.4167
8.3	6	1	0	0.2000	0.0800	0.0728	0.3720
8.4	5	1	0	0.1600	0.0733	0.0502	0.3254
8.8	4	1	0	0.1200	0.0650	0.0303	0.2766
9.1	3	1	0	0.0800	0.0543	0.0139	0.2249
9.9	2	1	0	0.0400	0.0392	0.0029	0.1699
11.4	1	1	0	0.0000	.	.	.
g=1							
1.8	25	1	0	0.9600	0.0392	0.7484	0.9943
2.2	24	1	0	0.9200	0.0543	0.7164	0.9794
2.3	23	0	1	0.9200	0.0543	0.7164	0.9794
2.5	22	1	0	0.8782	0.0660	0.6680	0.9590
2.6	21	1	0	0.8364	0.0749	0.6205	0.9353
3	20	1	0	0.7945	0.0820	0.5745	0.9090
3.5	19	1	0	0.7527	0.0877	0.5301	0.8806
3.8	18	1	0	0.7109	0.0923	0.4872	0.8505
5.3	17	1	0	0.6691	0.0959	0.4457	0.8189
5.4	16	1	0	0.6273	0.0986	0.4055	0.7859
5.7	15	1	0	0.5855	0.1005	0.3666	0.7515
6.6	14	1	0	0.5436	0.1016	0.3290	0.7160
8.2	13	1	0	0.5018	0.1021	0.2925	0.6792
8.7	12	1	0	0.4600	0.1018	0.2574	0.6413
9.2	11	2	0	0.3764	0.0990	0.1909	0.5617

9.8	9	1	0	0.3345	0.0964	0.1598	0.5201
10	8	1	0	0.2927	0.0930	0.1301	0.4770
10.2	7	1	0	0.2509	0.0886	0.1022	0.4325
10.7	6	1	0	0.2091	0.0831	0.0762	0.3863
11	5	1	0	0.1673	0.0763	0.0524	0.3380
11.1	4	1	0	0.1255	0.0677	0.0316	0.2874
11.7	3	1	0	0.0836	0.0566	0.0145	0.2337
12.1	2	0	1	0.0836	0.0566	0.0145	0.2337
12.2	1	0	1	0.0836	0.0566	0.0145	0.2337
-----							

## (2) 计算检验统计量

Log-

Rank  $\chi^2=6.71$ ,  $\nu=1$ ,  $P=0.0096<0.5$

## (3) 下结论:

按  $\alpha=0.05$  检验水准拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 认为两组差别有统计学意义, 接受第一种疗法的肿瘤病人的总体生存率高于第二种疗法。

## 第十五章

### 一、是非题

1. 诊断试验中要估计样本量的目的主要是要控制第 I 类错误。

答: 错。诊断试验中要估计样本量控制灵敏度和特异度的抽样误差, 即: 灵敏度和特异度的 95% 可信区间的宽度。

2. 如果受检人群的患病率很低, 则要求诊断指标的灵敏度非常高。

答: 对。诊断试验预测性指标不仅依赖于试验的真实性, 而且依赖于患病率。

3. 作为筛查性的诊断试验研究, 要求诊断指标的特异度很高。

答: 对。应为筛查的目的主要控制漏诊的概率, 由于筛查诊断后还需要进行确认性的诊断, 所以容许出现相对较大的假阳性。

4. 本章 (15-1) 式所估计的灵敏度存在抽样误差, 需要足够的样本量才能控制抽样误差在较小的范围内。

答: 对, 样本量越大, 95% 可信区间的宽度就越窄, 估计的精度就越高, 抽样误差就越小。

5. 在诊断为疾病的金标准下, 未能诊断为患者就可以作为非患病组的对象。

答: 不对。不符合诊断为疾病的金标准条件, 只是不能确诊为患病, 不能排除仍有可能患病, 非患病组的对象要排除患病的可能, 即: 需要符合排除患该疾病的金标准。

### 二、选择题

1. 下列叙述不正确的是 ( B )

- A. 灵敏度越高则漏诊率越低
- B. 灵敏度越高表示假阳性率就越低
- C. 特异度越高表示误诊率越低
- D. 假阴性率的高低与灵敏度有关

2. 下列叙述正确的是 ( D )

- A. 患病率越低, 要求诊断试验的样本量就越高

- B. 诊断试验要求患病组与非患病组的比例近似于受检者人群的比例  
 C. 诊断试验的灵敏度高是指该检测指标的精确度高  
 D. 诊断试验中的灵敏度估计及其抽样误差与非患病组的样本量无关
3. 下列叙述正确的是（ A ）  
 A. 用于筛查的诊断指标首先要求灵敏度高  
 B. 用于筛查的诊断指标首先要求特异度高  
 C. 用于筛查的诊断试验，患病组的对象是在医院中被诊断为患病的对象  
 D. 用于筛查的诊断试验，患病组的对象必须来自医院就诊人群，并且被诊断为患病的对象
4. 下列叙述不正确的是（ D ）  
 A. ROC 的面积表示各个诊断界值的平均灵敏度  
 B. ROC 的面积表示各个诊断界值的平均特异度  
 C. ROC 的面积接近 1 表示该指标对测量的精度要求不高  
 D. ROC 的面积接近 1 表示该指标对诊断疾病不敏感。
5. 下列叙述不正确的是（ C ）  
 A. A 病的诊断试验的患者组对象可以是在医院中被诊断为患 A 病的对象  
 B. A 病的诊断试验的患者组对象可以是在人群中普查发现并被诊断为 A 患病的对象  
 C. A 病的筛查性诊断试验的非患者组对象可以是在人群中体检合格者  
 D. A 病的筛查性诊断试验的非患者组对象应是在人群中非患 A 病的对象

### 三、简答题与统计分析题

1、以肥达氏反应作为诊断伤寒感染的血清学依据，沿用已近百年，但对其评价仍有争议。为明确该项检测的临床意义，某医院对其进行了诊断实验评价研究，结果见下表。

表 15-7 肥达氏反应诊断伤寒检测结果

肥达氏反应	伤寒	非伤寒	合计
阳性	38	45	83
阴性	4	343	347
合计	42	388	430

（朱世能 林果为 1991）

请从诊断实验的真实性指标，预测性指标，可靠性指标和综合性指标等方面对肥达氏反应进行诊断实验评价，已知前往医院做肥达氏反应检查的人群伤寒患病率约为 8%。

答：

（一）真实性指标：灵敏度  $se = 38 / 42 = 90.48\%$ ，特异度  $sp = 343 / 388 = 88.40\%$

（二）预测性指标：阳性预测值：

$$P_+ = \frac{P(D)se}{P(D)se + (1 - P(D))(1 - sp)} = \frac{0.08 \times 90.48\%}{0.08 \times 90.48\% + (1 - 0.08)(1 - 88.40\%)} = 40.41\%$$

阴性预测值

$$P_{-} = \frac{(1 - P(D))sp}{P(D)(1 - se) + (1 - P(D))sp} = \frac{(1 - 0.08) \times 88.40\%}{0.08(1 - 90.48\%) + (1 - 0.08)88.40\%} = 99.07\%$$

(三)综合性指标: 样本正确率=(38+343)/430=88.60%, 约登指数=90.48%+88.40%-1=78.88%  
阳性似然比=7.8, 阴性似然比=10.8%

(四)可靠性评价指标: kappa=54.96%。

2、下表是将肥达氏反应的诊断标准定为不同水平时所得到的诊断实验评价结果, 请计算在不同诊断实验标准时的灵敏度和特异度, 并体会灵敏度和特异度随诊断标准改变而改变的规律。

表 15-8 不同诊断标准下肥达氏反应的评价

O 抗体	H 抗体	伤寒	非伤寒	合计
≥1:80	≥1:160	38	45	83
≥1:160	≥1:320	30	15	45
≥1:320	≥1:160	24	14	38
合计		92	74	166

答:

O 抗体	H 抗体	灵敏度	特异度
≥1:80	≥1:160	41.31%	39.19%
≥1:160	≥1:320	32.62%	79.73%
≥1:320	≥1:160	26.07%	81.08%

结果表明: 灵敏度与特异度的变化方向是反向的, 特异度随着灵敏度的降低而增加。

3、在糖尿病调查中, 先用尿糖和餐后 2 小时血糖进行初筛, 对疑似糖尿病者进行口服葡萄糖耐量试验进行确诊。下表为不同患病率人群的糖尿病筛检结果。

表 15-9 某地不同患病率人群的糖尿病筛检结果

患病率 (%)	灵敏度 (%)	特异度 (%)	筛检结果	糖尿病	非糖尿病	阳性预测值 (%)	阴性预测值 (%)
1.5	22.67	99.80	阳性	34	20	62.96	98.83
			阴性	116	9830		
1.5	44.00	99.00	阳性	66	98	40.24	99.15
			阴性	84	9752		
2.5	44.40	99.00	阳性	111	97	53.37	98.58
			阴性	139	9653		

(施侣元 1986)

请填写上表中的空格, 分析患病率、灵敏度、特异度、阳性预测值、阴性预测值之间的关系。重点说明当患病率不变时, 灵敏度、特异度改变对阳性预测值、阴性预测值的影响; 当灵敏度、特异度不变时, 患病率改变对阳性预测值、阴性预测值的影响。

答: 如果患病率不变, 当灵敏度增加, 阳性预测值和阴性预测值增加, 灵敏度下降, 阳性预测值和阴性预测值下降; 特异度增加, 阳性预测值和阴性预测值增加, 特异度下降, 阳性预测值和阴性预测值也下降。

当灵敏度、特异度不变时, 患病率升高则阳性预测值增加, 阴性预测值减少。

4、在某病的诊断试验中，根据研究背景可知，现有 A 指标和 B 指标可以用于诊断该疾病，如果受检者的两个指标均为阳性，临床专家普遍都可以认定该对象是患了该病；如果受检者的两个指标均为阴性，临床专家普遍都可以认定该对象未患该病。但是许多情况下，受检者只有其中的一个指标呈阳性，临床专家有其它证据表明受检者可能患病，也可能不患病。请问：能否可以把两个指标均为阳性作为诊断患病的金标准，把两个指标均阴性作为诊断未患病的金标准？如果不行，请说明原因。

答：不行。因为除了两个指标都为阳性或都为阴性以外，还存在一个阳性一个阴性的情况，而具有金标准的诊断试验必须是针对结果变量为二分类的实验设计。

5. 请解释阳性预测值和阴性预测值的意义，并请用（15-7）式和式（15-8）式，根据下列列表中的灵敏度、特异度和患病率计算阳性预测值和阴性预测值。

表 15-10 阳性预测值和阴性预测值的计算用表

灵敏度	特异度	患病率	$P(D+ +)$	$P(D- -)$	灵敏度	特异度	患病率	$P(D+ +)$	$P(D- -)$
0.99	0.50	0.05	0.0944	0.9989	0.90	0.80	0.20	0.5294	0.9697
0.99	0.80	0.05	0.2067	0.9993	0.90	0.50	0.30	0.4355	0.9211
0.99	0.50	0.10	0.1803	0.9978	0.90	0.80	0.30	0.6585	0.9492
0.99	0.80	0.10	0.3548	0.9986	0.90	0.50	0.40	0.5455	0.8824
0.90	0.50	0.20	0.3103	0.9524	0.90	0.80	0.40	0.7500	0.9231

答：阳性预测值(positive predictive value, PPV)表示诊断试验为阳性结果者，确为患者的概率。

阴性预测值(negative predictive value, NPV)表示诊断试验为阴性结果者，确为非患者的概率。

## 第十六章

一、是非题：

1. 两因素析因设计的研究资料，可以采用完全随机设计的方差分析比较各组别的差异，但不可以分析交互作用。（ ）

答：对。析因设计的资料在不考虑交互作用的前提下，可以用完全随机设计的方差分析。

2. 析因设计时，各研究因素的水平数必须相同。（ ）

答：错。各研究因素的水平数可以不同。

3. 对两因素析因设计资料进行数据分析时，若交互作用项统计学检验  $P < 0.05$ ，则有理由认为这两个因素间存在拮抗效应。（ ）

答：错。只能推断这两因素间存在交互作用，可能是拮抗也可能是协同作用。

4. 交叉设计的数据分析中，试验阶段效应的统计学检验，必然有  $P > 0.05$ 。（ ）

答：错。当有延滞效应存在时，将有  $P < 0.05$ 。

5. 在进行交叉设计的数据分析时，对于各假设检验所对应的  $F$  统计量中，分母均为个体内的误差均方。（ ）

答：错。顺序效应的假设检验  $F$  值，用到的分母误差均方与个体间变异有关。

6. 在进行二阶段交叉设计的数据分析时，顺序效应的假设检验的  $F$  统计量中，分母为个体间的变异均方。（ ）

答：错，可以证明：该均方的期望值（理论值） $E(MS_{\text{个体}}) = r\sigma_{\text{个体间}}^2 + \sigma_{\text{个体内}}^2$ ，其中  $\sigma_{\text{个体间}}^2$



为个体间变异的总体方差， $\sigma_{\text{个体内}}^2$  为个体内变异的总体方差，所以该均方不仅与个体内变异有关，而且与个体间变异有关联。

## 二、选择题

- 1、下列哪项不是析因设计方差分析的特点（ C ）  
A. 可以考察因素间是否存在交互作用 B. 可以找到因素间最优水平组合  
C. 研究资料必须是计数资料 D. 每次试验涉及全部因素，因素同时施加
- 2、下列哪个因素不是交叉设计分析中需要考虑的因素（ D ）  
A. 处理因素 B. 处理顺序  
C. 试验阶段 D. 配伍因素
- 3、二阶段交叉设计方差分析中，总变异可以分为几个部分：（ C ）  
A. 3 个 B. 4 个  
C. 5 个 D. 6 个
- 4、某研究者欲应用析因设计研究甲、乙两药疗效间是否存在交互作用，共分为四组（空白对照组、甲药组、乙药组、甲乙合用组），此时的无效检验假设是：（ B ）  
A. 合用甲、乙两药组与对照组的总体均数之差不等于单独使用甲药组与对照组总体均数之差加上单独使用乙药组与对照组总体均数之差  
B. 合用甲、乙两药组与对照组的总体均数之差等于单独使用甲药组与对照组总体均数之差加上单独使用乙药组与对照组总体均数之差  
C. 单独使用甲药组与对照组总体均数之差不等于单独使用乙药组与对照组总体均数之差  
D. 单独使用甲药组与对照组总体均数之差等于单独使用乙药组与对照组总体均数之差
- 5、以下关于交叉设计的描述中，不正确的是（ C ）  
A. 交叉设计中，多个处理可在相同个体的不同时期实施，因而节省了样本数  
B. 交叉设计适用于对于那些观察指标在个体间变异大的疾病  
C. 交叉设计只能安排两个因素  
D. 交叉设计是成组设计与自身配对设计相结合的一种研究设计

## 三. 简答题与统计分析题

- 1、简述析因设计与完全随机设计之联系与区别。

答：析因设计的资料是独立样本的资料，在不考虑交互作用的前提下，可以用单因素方差分析。如例 16-3，这是两因素两水平的析因设计资料，可以视为 4 组样本资料的均数比较，用单因素方差分析进行统计检验，但单因素方差分析无法检验交互作用，并且在析因设计的背景下，有些组间比较不一定是背景意义的。

- 2、某研究者欲考察 A、B 两种安眠药对老年失眠症患者的安眠作用，每药均有两个剂量水平：低剂量、高剂量。现有 32 名患者，若每人只能接受一种处理，应该如何进行实验设计？如果在一段时间内每个人可重复接受所有的处理，又应如何设计？

答：若每人只能接受一种处理，则应当采用两因素析因设计；若在一段时间内每个人可重复接受所有的处理，则可考虑交叉设计。

- 3、析因设计的数据分析中，若 A、B 两因素的交互作用项、A 因素的主效应项有统计学意义，但 B 因素的主效应项无统计学意义，应如何解释这一结果？



答：在存在交互作用的时候，如果某因素的主效应没有统计学意义，并不能一定认为此因素对效应指标没有统计学意义；反之，某因素的主效应有统计学意义，并不能一定认为此因素对效应指标有统计学意义，此两种情况的出现都可能是交互作用所引起的，所以有交互作用时，需要作简单效应的统计检验，确定何种情况下，同一因素的两个水平之间的差异是有统计学意义的。

4、请根据例 16-5，进行性别之间的疗效比较。

答：

性别	药物	
	A	B
雌	19.0625	32.5625
雄	15.5625	24.3125

对于药物 A:  $t_1 = \frac{19.0625 - 15.5625}{\sqrt{5.379(2/32)}} = 6.036, \nu = 28, P < 0.001,$

记：对于 A 药，雌性的疗效优于雄性，差异有统计学意义。

对于药物 B:  $t_1 = \frac{32.5625 - 24.3125}{\sqrt{5.379(2/32)}} = 8.25, \nu = 28, P < 0.001$

记：对于 B 药，雌性的疗效优于雄性，差异有统计学意义。

5. 研究两种止痛药联合运用在缓解疼痛效果。甲药取 2 个剂量：2.0mg，4.0mg,乙药取两个剂量:1.0mg，3.0mg, 共四个处理组，将 40 名有持续性疼痛患者随机等为 4 组，每组 10 例，记录疼痛缓解时间，结果见表 16-16，试分析甲乙两药联合运用的镇痛效果。

表 16-16 甲乙两药联合运用的镇痛时间(疼痛缓解时间 小时)

甲药 2.0mg		甲药 4.0mg	
乙药 1.0mg	乙药 3.0mg	乙药 1.0mg	乙药 3.0mg
2.2	2.9	4.4	6.4
2.9	3.3	4.2	6.1
2.7	2.3	4.7	6.9
2.6	3.1	4.3	6.5
1.8	3.3	4.9	6.3
2.0	3.8	4.4	7.4
2.5	3.2	4.0	6.4
2.6	3.3	4.1	6.5
2.3	3.4	4.4	7.1
2.5	3.4	3.8	6.6

答：采用两因素析因设计

计算残差  $\hat{\varepsilon}_{ijk} = y_{ijk} - \bar{y}_{ij+}$ ，其中  $\bar{y}_{ij+} = \frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} y_{ijk}$

对残差作正态性检验， $\alpha=0.05$ ， $P=0.95457>>\alpha$ ，不能推断资料非正态分布。

对残差作方差齐性检验，采用levene检验。 $\alpha=0.10$ ， $P=0.9219$ ，不能推断方差不齐。

故可以认为作两因素方差分析是合适的。

(1) 建立检验假设：

$H_0$ ：甲乙两药之间无交互作用

$H_1$ ：甲乙两药之间存在交互作用

$\alpha = 0.05$

(2) 计算 F 统计量：

$F = 43.28$ ，自由度  $\nu = 36$ ， $P < 0.001$ ，可以认为甲乙两药的疗效存在交互作用。

变异来源	SS	$\nu$	MS	F	P
甲药	71.02	1	71.02	539.30	<0.0001
乙药	23.87	1	23.87	181.25	<0.0001
甲药×乙药	5.70	1	5.70	43.28	<0.0001
残差	4.74	36	0.13		
合计	105.33	39	2.70		

(3) 下结论：以  $\alpha = 0.05$  检验水准，交互效应有统计学意义，可以认为甲乙两药的剂量效应存在交互作用，并且有协同作用。

乙药	甲药	
	2.0mg	4.0mg
1.0mg	2.41	4.32
3.0mg	3.20	6.62

	比较	高剂量均数－低剂量均数	P
甲药 2.0mg	乙药 1.0mg vs 乙药 3.0mg	0.81	<0.001
甲药 4.0mg	乙药 1.0mg vs 乙药 3.0mg	2.30	<0.001
乙药 1.0mg	甲药 2.0mg vs 甲药 4.0mg	1.91	<0.001
乙药 3.0mg	甲药 2.0mg vs 甲药 4.0mg	3.42	<0.001

上述结果说明：两个药均存在剂量效应关系，并且剂量效应呈协同作用。

## 第十七章

### 一. 是非题

1. 线性回归模型中要求因变量和自变量均服从正态分布

答：错。要求残差服从正态分布，方差齐性。

2. 线性回归模型中，要求因变量服从正态分布

答：错，要求残差服从正态分布或固定自变量，因变量服从正态分布。

3. 在 Logistic 回归分析中，用样本资料拟合模型后，回归系数  $b_i > 0$ ，并且有统计学意义，

则可以认为  $X_i$  越大，因变量所描述的事件发生的概率就越大。

答：对，回归系数  $b_i > 0$ ，并且有统计学意义，则根据 Logistic 回归模型的表达式可以认为  $X_i$  越大，因变量所描述的事件( $Y=1$ )发生的概率就越大。

4. 在初中的数学中，任何一个正数  $A$  均可以表示为  $A = \exp(\ln(A))$ ，由于假定生存率  $S(t) > 0$ ，所以任何生存率  $S(t)$  均可表示为  $\exp(-H(t))$ 。

答：对，令  $H(t) = -\ln(S(t))$ ，并称为累积风险函数。

5. 在回归模型中，自变量均视为非随机变量。

答：对。自变量均视为非随机变量。

6. Logistic 回归模型没有考虑时间效应，Cox 模型考虑了时间效应，所以研究设计时，如果考虑时间效应，应尽可能考虑符合 Cox 模型特点收集资料。

答：对。

## 二. 选择题

1. 多重线性回归分析中，共线性是指（ A ），导致的某一自变量作用可以由其他自变量的线性函数表示。

- A. 自变量相互之间存在高度相关关系      B. 因变量与各个自变量的相关系数相同  
C. 因变量与自变量间有较高的复相关关系      D. 因变量与各个自变量之间的回归系数

相同

2. 一般而言，Logistic 回归模型的因变量可以为（ D ）。

- A. 二分类变量      B. 多分类有序变量      C. 多分类无序变量  
D. 以上均可

3. logistic 回归系数与自变量增加一个单位的优势比 OR 的关系为（ C ）。

- A.  $\beta > 0$  等价于  $OR < 1$       B.  $\beta \leq 0$  等价于  $OR \geq 1$   
C.  $\beta = 0$  等价于  $OR = 1$       D. 以上均不正确

4. Cox 回归模型要求两个不同个体在任意相同时刻  $t$  的风险函数之比（ B ）。

- A. 随时间增加而增加      B. 不随时间改变而改变  
C. 开始随时间增加而增加，后来随时间增加而减小  
D. 视具体情况而定

5. 多重线性回归、Logistic 回归和 Cox 回归都可应用于（ D ）。

- A. 预测自变量      B. 预测因变量  $Y$  取某个值的概率  $\pi$       C. 预测风险函数  $h$

#### D. 筛选影响因素（自变量）

### 三. 简答题和统计分析题

1. 对于分类变量作为自变量时为什么要进行哑变量化？如何进行哑变量化？如何考察哑变量化是否有统计学意义？

答：如果自变量为无序多分类变量，由于每个分类通常没有数量的意义，所以需要进行哑变量化处理。对于有序分类变量，如果直接引入模型，则需要假定模型的自变量改变一个单位的效应变化与自变量取值。如 Logistic 回归模型中，直接引入有序多分类变量，则要求模型满足两个相邻分类的优势比均为常数；Cox 回归中，直接引入有序多分类变量，要求模型满足两个相邻分类的风险比均为常数；在线性回归模型中，要求总体回归方程满足总体均数与有序多分类变量呈线性关系。不满足上述要求，则有序多分类变量在引入模型时，需要哑变量化。回归模型要求同一变量生成的一组哑变量同时进入模型或同时剔除模型。

2. 何为优势比？何为风险比？在回归模型中如何解释？

答：优势比被用来作为自变量与因变量之间的关联性大小（association）指标，度量某自变量对因变量影响程度的大小。在 Logistic 回归模型中，自变量  $X_j$  增加一个单位，对应的优势比为  $OR_j = \exp(\beta_j)$ ，如果进行患病或死亡的危险因素研究，那么当  $\beta_j > 0$ ，即  $\beta_j$  为正值时， $OR_j = \exp(\beta_j)$  大于 1，说明  $X_j$  增大是危险因素；当  $\beta_j < 0$ ，即  $\beta_j$  为负值时， $OR_j = \exp(\beta_j)$  小于 1，说明  $X_j$  增大是保护因素。当  $\beta_j = 0$ ，即  $OR_j = \exp(\beta_j) = \exp(0) = 1$  时，说明该因素与因变量无关。

任两个风险函数之比，即为相对危险度  $RR$  或风险比（hazard ratio, HR），可写为：

$$HR = \frac{h_i(t, X)}{h_j(t, X)} = \frac{h_0(t) \exp(\beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \cdots + \beta_p X_{ip})}{h_0(t) \exp(\beta_1 X_{j1} + \beta_2 X_{j2} + \cdots + \beta_p X_{jp})}$$
，和 logistic 回归的优势比  $OR_j$  类似，

某一自变量  $X_j$  增加一个单位，对应的风险比  $\widehat{HR}_j = \exp(b_j)$ ，其涵义及其解释 logistic 回归类似相同。

3. 简述多重线性回归、logistic 回归和 Cox 回归三种模型之间的区别与联系。

答：（一）**区别**：线性回归、logistic 回归和 Cox 回归三种模型适用于不同的数据类型，所谓数据类型特指这些模型的因变量数据类型。如果因变量是近似服从正态分布的定量变量，常采用线性回归；如果因变量是定性分类变量，则可采用 logistic 回归；如果因变量是描述结局是否发生以及发生的时间，并且容许有一定的截尾资料，则采用 Cox 回归。模型中因变量与自变量之间的关系各有不同，线性回归的  $Y$  与  $X$  之间呈线性关系，logistic 回归的  $Y$  取某个值的概率  $\pi$  的  $\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$  与  $X$  之间呈曲线关系，Cox 回归是在生存时间  $t$  的风险函数  $h$  与  $X$  之间建立关系。为了获得回归参数的估计值，线性回归采用最小二乘法，而 logistic 回归和 Cox 回归采用最大似然法。线性回归通常直接解释回归系数的涵义，而 logistic 回归与 Cox 回归主要采用优势比（OR）与风险比（HR），解释。

（二）**联系**：1. 对自变量的要求

三种模型的自变量均没有特殊要求，可以是定量变量、也可以是定性变量；定性变量可以是有序分类变量，也可以是无序分类变量。定量变量可以直接采用原数据代入回归模型，但定性变量特别是无序分类名义变量在代入回归模型前必须考虑哑变量化问题，名义变量的哑变量化（参见第一节）适用于这三种模型的每一种。

## 2. 应用

这三种模型均可以用于控制混杂因素、筛选危险因素、以及对因变量进行预测。将混杂因素放入到回归模型中，再解释回归模型的某一因素的作用，即可达到控制混杂因素的目的。三种模型均可以用于筛选危险因素，通过将所有可疑的危险因素变量放入回归模型，然后采用软件的变量筛选方法（参见第一节），将有统计学意义的危险因素引入到模型，将无统计学意义的危险因素剔除到模型之外。此外，三种模型均可以用于预测，将所有自变量的已知信息代入回归模型，便可以对因变量  $Y$ （线性回归）、因变量  $Y$  取某一值的概率（Logistic 回归），或生存时间  $t$  时刻因变量  $Y$  取某一值的风险率（Cox 模型）进行间接预测，获得其估计值。

## 3. 交互作用

Logistic 回归和 Cox 模型也可以象多重线性回归一样考虑交互作用问题，具体参见第一节。

## 4. 共线性问题

在实际数据分析中，多个自变量之间有时会有较强的相关关系，导致严重的共线性问题出现，这种共线性问题在这三种模型中都会出现。

4. 对于一个横断面调查，用 Logistic 回归模型描述自变量  $X_1, X_2$  与患病的关系，其中  $Y = 1$  表示患病， $Y = 0$  表示未患病，如果统计学推断  $\beta_1 > 0$ ，是否可以认为在  $X_2$  不变的情况下， $X_1$  增大患病的机会也增大，为什么？

答：可以，因为  $X_1$  增加一个单位，相应的优势比为  $OR_{X_1} = \exp(\beta_1)$ ，当  $\beta_1 > 0$  时， $OR_{X_1} = \exp(\beta_1) > 1$ ，说明在  $X_2$  不变的情况下， $X_1$  增大患病的机会也增大。

5. 在某个肺癌与吸烟的病例对照研究中，得到下列结果

表 17-20 肺癌与吸烟的人数

	吸烟	不吸烟
患肺癌	400(a)	600(b)
未患肺癌	800(c)	200(d)

请验证和回答下列问题：

1)  $Y = 1, 0$  分别表示患肺癌和未患肺癌， $X = 1, 0$  分别表示吸烟和不吸烟，则用 Logistic

回归模型  $\log it(\pi) = \beta_0 + \beta_1 X$  分析上述资料，请验证： $\ln(b/d) = b_0$ ， $\ln(a/c) = b_1$ ，并

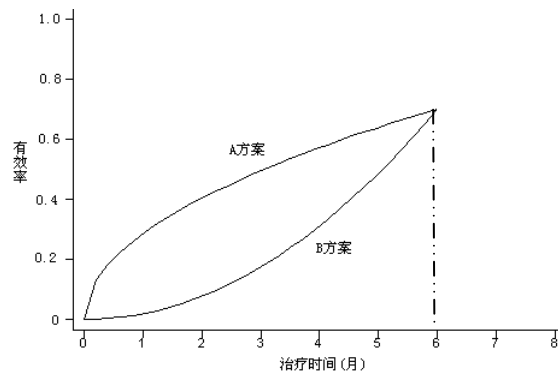
且  $OR = \frac{ad}{bc}$ 。

2) 能否得到吸烟者患肺癌的概率，为什么？

答：不能，因为这里病例组和对照组的样本比例不符合实际人群的分布情况。

6. 在评价治疗方案 A 和治疗方案 B 的疗效研究中，疗效指标为有效和无效，下图为疗效与治疗时间的关系，请回答下列问题：

- 1) 治疗 6 个月时，两种治疗方案的疗效是否相等？
- 2) 整体考察而言，两种方案的疗效哪个好？
- 3) 用什么统计分析方法可以体现两种治疗方案的疗效差异？



答：1) 相同。

2) A 方案疗效好。

3) 可以用生存分析中的 Log-rank 检验。

## 第十八章

### 一. 是非题

1. 病例对照研究可以估计患病率。（ ）

答：错，因为病例对照研究的病例组人数与对照组人数的比例是研究者自己决定的，不是患者人群与对照人群的比例估计。

2. 横断面调查设计中，估计样本量时需要先确定  $\alpha$  水平和  $\beta$  水平。（ ）

答：错，横断面调查所涉及到的主要研究问题是估计，所以只需确定可信度  $\alpha$  和可信区间的宽度就可以估计样本量。

3. 某地区城市与郊区的人口比例为 1:2，根据样本量估计的结果共需 100000 人估计某疾病的患病率，由于城市与郊区的患病率不同，故按城市和郊区分层随机抽样，每个层各抽取 50000 人，按样本中患病总人数与样本总人数之比作为样本患病率，这样可以减少偏倚。（ ）

答：错，应按人口比例进行抽样或按城市和郊区分布计算患病率，然后按人口比例加权平均得到总的样本患病率。

4. 在分层抽样研究中，对于每个层的四格表资料，经常需要计算 Mantel-Haenszel OR，并且假定各个层的总体 OR 相等。（ ）

答：对，称为 OR 是齐性的。

5. 病例对照研究是根据结局变量分组随机抽样的，队列研究是根据暴露因素的各个水平进行分组抽样的。( )

答：对，这是病例对照研究的定义和队列研究的定义。

## 二、选择题

1. 以下抽样调查方法中**不属于**概率抽样的是\_\_C\_\_。  
A. 单纯随机抽样                      B. 系统抽样  
C. 雪球抽样                              D. 整群抽样
2. 整群抽样的优点是\_\_A\_\_。  
A. 易于理解，简便易行                      B. 减少抽样误差  
C. 节省经费，容易控制调查质量              D. 均数及标准误计算简便
3. 在设计病例对照研究时，对照组的选择最好是\_\_A\_\_。  
A. 从该地区未患该病的全人群中选择对照  
B. 从医院的其他患者中选择对照  
C. 从患者的同事中选择对照  
D. 从患者的亲戚中选择对照
4. 队列研究的最大优点是\_\_D\_\_。  
A. 研究时间较长的随访                      B. 发生偏倚的机会较少  
C. 控制混杂作用易实现                      D. 较直接地验证病因与疾病的因果关系
5. 以下所述**不属于**病例对照研究特点是\_\_B\_\_。  
A. 是在疾病发生后进行的  
B. 可以直接计算出相对危险度  $RR$  值  
C. 研究对象是按有无患有所研究的疾病分成病例组和对照组  
D. 所研究因素的暴露情况是通过研究对象的回忆获得的
6. 队列研究是\_\_C\_\_。  
A. 回顾性研究                              B. 描述性研究  
C. 前瞻性研究                              D. 干预性研究
7. 队列研究对象选择的原则是\_\_D\_\_。  
A. 按随机化原则抽样选择部分人群              B. 从人群中选择病人组成研究人群  
C. 用整群抽样的方法调查某几类人群  
D. 按是否暴露于某危险因素分为暴露组与非暴露组
8. 下列描述**不属于**队列研究的是\_\_D\_\_。  
A. 按是否暴露于某因素分为暴露组与非暴露组  
B. 是一种“由因到果”的研究

- C. 研究某一危险因素所致的多种疾病  
D. 施加人为处理
9. 当某因素与某疾病有统计学联系时, 这说明 D 。
- A. 因素与疾病有因果的联系  
B. 样本的较好代表性  
C. 联系有一致性  
D. 可能存在虚假的联系、间接的联系、因果的联系

### 三、简答题与统计分析题

#### 1. 在抽样调查中, 估计样本含量的意义是什么? 需要哪些条件?

答: 随机抽样和足够的样本量是保证样本对总体参数估计有较小的抽样误差。不同的抽样方法估计样本量方法有所不同。(1) 估计总体率时, 当研究需要通过样本来估计总体率,

样本量的计算公式为  $n = \frac{Z_{\alpha/2}^2 \pi(1-\pi)}{\delta^2}$ , 其中  $\pi$  为总体率, 若  $\pi$  同时有几个估计值可资参

考, 应取最接近 0.5 者; 若对总体一无所知, 亦可设  $\pi=0.5$ 。因为此时  $\pi(1-\pi)=0.5^2=0.25$  为最大, 以免  $n$  过小。已知总体总的观察单位数  $N$  时, 可对由式 (18-1) 算得的  $n$  作校正,

计算公式为:  $n_c = \frac{n}{1+n/N}$ ; (2) 估计总体均数时, 当研究需要通过样本来估计总体均数时,

样本量的计算公式为  $n = \left( \frac{u_{\alpha/2} \sigma}{\delta} \right)^2$ , 实际工作中总体  $\sigma$  经常是未知的, 一般可根据预调

查或者以往资料进行估算, 如果  $\sigma$  同时有几个估计值可资参考, 应取其较大者。

#### 2. 横断面研究的主要目的和用途是什么?

答: 在医学科研中横断面研究主要的任务是研究人群疾病与健康现状以及相关因素的分布情况, 其目的为: (1) 描述人群的健康现状或疾病在时间、地区和人群中的分布特征和规律, 可为制定疾病的防治方案提供科学依据。(2) 了解健康状况与疾病的相关因素的关系, 为进一步进行疾病的病因研究提供线索, 为开展病例对照研究或队列研究打下基础; (3) 可以发现病人、可疑者, 可达到早预防、早治疗, 提高人群的健康水平的目的。(4) 通过连续的横断面研究可监测疾病的长期变动趋势, 比较防治措施实施前后的研究指标的变化情况, 以考核和评价防治效果。为卫生行政部门改进和完善制定防治措施提供参考。

#### 3. 病例对照研究的主要偏倚有哪些?

答: 1. 选择偏倚(selection bias): 由于研究对象与非研究对象间的特征有系统差别或选入的对象与未选入的对象之间, 出现了某些特征的系统差别而产生的误差。选择性偏倚包括 Berkson 偏倚、McNeyman 偏倚、无应答偏倚等。选择偏倚常发生于研究的设计阶段。



2. 信息偏倚(information bias): 指在收集资料阶段调查暴露史时两组标准不一或有缺陷以至两组结果不一所引起的偏倚。例如调查者在询问时的诱导,被调查者在应答时的心理状态、以及记忆能力等均可导致信息偏倚。信息偏倚主要发生在研究的实施阶段。

3. 混杂偏倚(confounding bias): 当研究暴露因素与疾病之间关系时,由于某些非研究的因素所产生的效应干扰着研究的危险因素所产生的效应,从而歪曲了所研究的危险因素对疾病的影响,我们把这些影响称为混杂偏倚,而那些其他因素则称为混杂因素。例如在研究吸烟与肺癌的关系中,性别就是一个重要的混杂因素,因为吸烟与性别有联系,吸烟者中男性多,而男性肺癌发生的频率高于女性。

#### 4. 简述队列研究与病例对照研究的优缺点。

病例对照研究的优缺点

优点:

- 1)该方法较省人力物力,并容易组织;所需样本较少,特别适用于罕见病的研究;
- 2)收集资料后可在短时间内得到结果,对于慢性病可以较快地得到危险因素的估计;
- 3)既可检验有明确危险因素的假设,又可广泛探索尚不够明确的众多因素。在一次调查中可以同时调查多个因素与一种疾病的关系,当一种疾病病因不明需探讨多种因素的作用时较合适;

4)对于那些患病率很低的疾病的危险因素研究,采用病例对照研究可获得较高的效率。

缺点:

- 1)调查时需要被调查者通过回忆既往若干暴露史的信息时,难以避免回忆偏倚的产生;
- 2)由于有众多因素影响所患疾病以及疾病之间的相互影响,所以病例组和对照组易产生选择偏倚;

3)不知道总人口中的病例数和未患病者人数,一般不能计算患病率、死亡率,故不能直接分析相对危险度和决定某因素与某疾病的因果关系,不能下因果联系的结论。

队列研究的优缺点:

优点:

- 1)由暴露的过程观察到疾病的发生,所以结论比较可靠。
- 2)可以获得发病率的数据。
- 3)对于前瞻性的队列研究,暴露测量可以做到无偏倚。

缺点

- 1)需要较长的研究周期
- 2)效率较低而且费用大。由于周期太长,在研究期间的新研究进展的出现可能导致本研

究结果失去重要性甚至失去价值。

3)在决定做队列研究时，往往需要预试验研究和其他相关的背景知识。

5. 某研究者对吸烟与肺癌关系进行配对病例对照研究，研究结果为病例与对照均吸烟者共 65 对，均不吸烟者 23 对，病例吸烟而对照不吸烟者共 35 对，病例不吸烟而对照吸烟者共 17 对。试对此研究数据进行分析。

答：

	肺癌吸烟患者	肺癌不吸烟患者	合计
对照吸烟者	65	17	82
对照不吸烟者	35	23	58
合计	100	40	140

$H_0$ :肺癌患者人群吸烟的比例与对照人群的吸烟比例相同

$H_1$ :肺癌患者人群吸烟的比例与对照人群的吸烟比例不同

$\alpha=0.05$

McNemar  $\chi^2 = \frac{(35-17)^2}{35+17} = 6.23$  自由度为 1,  $P = 0.0126 < 0.05$ , 差异有统计学意义，可以认为肺癌患者人群吸烟的比例高于对照人群的吸烟比例。

6. 研究者通过脂肪摄入与男性前列腺癌关系的病例对照研究，得到表 18-15。

表 18-15 脂肪摄入与男性前列腺癌关系的病例对照研究

	病例组	对照组	合计
高脂肪摄入	646	620	1267
低脂肪摄入	3	29	30
合计	649	649	1297

试对该资料进行估计和假设检验。

答：② 病例组与对照组暴露史的比较，采用四格表资料的 Pearson  $\chi^2$  检验。

经计算， $\chi^2 = 21.659$ ,  $\nu = 1$ ,  $P < 0.05$ , 按 $\alpha=0.05$  检验水准拒绝  $H_0$ , 差异有统计学意义，故接受  $H_1$ , 可认为高脂肪摄入与男性前列腺癌有关联。

②优势比=10.072，

③优势比 OR 的可信区间：按 Miettinen 法总体优势比 OR 的 95%可信区间为 (10.072<sup>-8.41</sup>, 10.072<sup>10.41</sup>)。

7. 在一项研究某危险因素与低出生体重婴儿死亡的队列研究中，研究人员将研究对象

分为暴露组和非暴露组，经过随访得到下列资料,见表 18-16。试计算：

表 18-16 某危险因素与低出生体重婴儿死亡的队列研究

分组	死亡	未死亡	合计
暴露组	40	82	122
非暴露组	45	300	345
合计	85	382	467

(1) 暴露组和非暴露组的死亡率；

答：暴露组死亡率=40/122=32.78%

非暴露组死亡率=45/345=13.04%

(2) 相对危险度(RR)和归因危险度(AR)及其 95%可信区间；

RR=32.78%÷13.04%=2.51,  $\widehat{AR} = P_1 - P_0 = 32.78\% - 13.04\% = 19.74\%$

AR 的 95%CI=19.74%±1.96×0.2135%= 0.193~0.2016

RR 的 95%CI= (2.51exp(-0.3724), 2.51exp(0.3724)) = ( 2.51<sup>-0.3724</sup>, 2.51<sup>0.3724</sup> )

(3) 试对相对危险度(RR)作假设检验。

对相对危险度作假设检验的检验假设为

$$H_0: RR=1, \quad H_1: RR \neq 1;$$

取α=0.05

Pearson  $\chi^2$  检验统计量的值为：  $\chi^2 = 23.55, \nu = 1, P < 0.05$

结论：按α=0.05 水准，拒绝 H<sub>0</sub>，接受 H<sub>1</sub>，可认为相对危险度不等于 1，又有 RR=2.51>1，所以可认为两组的低出生体重婴儿死亡率有差别。

8. 研究者在对吸烟与肺癌关系的病例与对照研究中，按每日吸烟支数分成等级整理获得表 18-17 资料。请对此资料进行统计分析。

表 18-17 病例与对照吸烟支数表

分组	每日吸烟数（支）					合计
	0	1~	5~	15~	25~	
病例组	40	14	28	12	16	108
对照组	60	18	21	8	1	108

答：H<sub>0</sub>：肺癌患者人群的吸烟平均水平与对照所在人群的吸烟平均水平相等

H<sub>1</sub>：肺癌患者人群的吸烟平均水平与对照所在人群的吸烟平均水平不相

α = 0.05

采用秩和检验的统计分析方法。

$$Z= 3.784 \quad P=0.0002 < 0.05$$

可以拒绝  $H_0$ ，可以认为肺癌患者人群的吸烟平均水平高于对照所在人群的吸烟平均水平。

## 第十九章

### 一. 是非题

1. 期望寿命就是平均死亡年龄。

答：错，期望寿命不是平均死亡年龄。

2. 去死因寿命表可用来说明某死因对居民寿命的危害程度。

答：对

3. 寿命表中死亡率  $m_x$  是指刚活满  $x$  岁的人今后  $n$  年内死亡的可能性（ $n$  为寿命表的组段）。

答：错， $m_x$  是指刚活满  $x$  岁的人今后每 1 年内死亡的可能性。

4. 死亡概率  $q_0$  是 0 岁组的死亡人数除以 0 岁组平均人口数。

答：错，编制寿命表时一般用婴儿死亡率或校正婴儿死亡率作为 0~岁组婴儿死亡概率的估计值。

5. 同一地点，时间，人群 0 岁组的期望寿命一定大于 1 岁组的期望寿命。

答：错，不一定。

### 二. 选择题

1. 现时寿命表的期望寿命\_\_\_A\_\_\_。

A. 不受人口年龄别构成的影响

B. 不受人口性别构成的影响

C. 不受人群数量的影响

D. 是人群各年龄别死亡率的综合反映

2. 关于寿命表，下列说法正确的是：\_\_\_D\_\_\_。

A. 简略寿命表中，期望寿命应随着年龄的增加而减少，所以  $e_0$  总是大于  $e_1$

B. 不同地区的平均期望寿命不能直接比较

C. 生存概率是指  $X$  岁存活者预期今后可以存活平均岁数

D. 期望寿命不受年龄构成的影响

3. 简略寿命表的编制需要调查某地某人群的\_\_\_A\_\_\_。

A. 年龄组死亡率

B. 总死亡率

C. 人口构成比

D. 某病的年龄别死亡率

4. 某地某年男性简略寿命表中 0 岁组的期望寿命为 70.1 岁, 则 1 岁组的期望寿命\_\_C\_\_。

- A. 大于 70.1 岁                      B. 小于 70.1 岁  
C. 不一定                              D. 大于等于 70.1 岁

5. 编制简略寿命表时, 0 岁组的死亡概率可\_\_D\_\_。

- A. 用婴儿死亡率代替              B. 同其它组一样计算              C. 用新生儿死亡率代替  
D. 以上均不对

### 三. 简答题

1. 居民的预期平均寿命是所有死亡者年龄的平均数吗? 为什么?

答: 不是, 期望寿命的大小取决于年龄别死亡率高低, 与年龄构成无关, 两地的期望寿命可以直接比较。但是, 平均死亡年龄的大小, 不仅取决于年龄别死亡率的高低, 而且取决于人口的年龄构成。一般情况下, 两地的平均死亡年龄不能直接比较。

2. 简述现时寿命表的编制方法与步骤。

答:

1) 年龄分组: 0~岁, 1~岁, 5 岁开始年龄组距为 5, 85 岁及以上合并为最后一个年龄组;

2) 求各年龄组死亡率:  $m_x = \frac{D_x}{P_x}$ , 其中  $P_x$  为年龄组的年平均人口数,  $D_x$  为年内实际死亡人数;

3) 求各年龄别死亡概率  $q_x$ :  $q_x = \frac{2nm_x}{2 + nm_x}$ , 其中,  $q_0$  是实际的婴儿死亡概率, 而最后一组死亡概率  $q_w=1.000000$ 。为减少计算误差,  $m_x$  与  $q_x$ , 小数均取 6 位;

4) 求尚存人数  $l_x$ , 死亡人数  $d_x$ :  $d_x = l_x q_x$ ,  $l_{x+n} = l_x - d_x$ ;

5) 求生存人年数  $L_x$  及生存总人年数  $T_x$ :  $L_x = n \frac{l_x + l_{x+n}}{2}$ , 其中  $L_0 = l_1 + a_0 d_0$ ,  $a_0$  为 0 岁

组死亡者的平均存活年数,  $L_{85+} = \frac{l_{85}}{m_{85+}}$ , 按公式  $T_x = \sum L_x$  自下而上计算生存总人年数  $T_x$ ;

6) 求期望寿命  $e_x$ :  $e_x = \frac{T_x}{l_x}$ 。

3. 什么是伤残调整寿命年 (DALY)?

答: 伤残调整寿命年 (DALY) 是把因疾病死亡损失健康生存年与疾病伤残 (残疾) 损失健康生存年相结合的反映疾病负担的综合性指标

4. 简述定群寿命表和现时寿命表的区别。

答: 现时寿命表是根据特定人群的横断面调查资料提供的年龄别死亡率编制出来的一种统计表, 能反映该时期各年龄组死亡率的综合情况; 但现时寿命表不是根据该年出生人群一生未

来实际经历的年龄组死亡率编制出来的，若年龄组死亡率随着时代的推移而改变，则现时寿命表不能反映该时期出生的一代人实际的生命过程。定群寿命表(cohort life table) 亦称队列寿命表，它是对某特定人群中的每一个人，从进入该特定人群直到最后一个人死亡记录的实际死亡过程，但不能反映现时各年龄组死亡率水平对人口期望寿命的影响。

5. 发病率可以通过从医院收集到的资料计算得到吗？为什么？

答：不可以，某病发病率=
$$\frac{\text{该期间内新发生的某病病例数}}{\text{一定时期内可能发生某病的平均人口数}} \times K$$
，在医院收集到的资料不能包括全部的新发病例数，也不能得到某地可能患某病的平均人口数。