

# 概率论与数理统计作业卷 (六)

## 一、 填空题

1. 设  $X_1, \dots, X_n$  是取自总体  $X$  的样本, 总体  $X$  的分布律如下, 其中  $\theta$  未知,  $0 < \theta < 1$ , 则  $\theta$  的矩估计量为 \_\_\_\_\_

$X$	-1	0	1
概率	$\frac{\theta}{2}$	$1 - \theta$	$\frac{\theta}{2}$

解: 易得  $E(X) = 0$ , 可见  $\theta$  无法表达成总体的一阶矩的函数

因此进一步计算  $E(X^2) = \frac{\theta}{2} + 0 + \frac{\theta}{2} = \theta$

用样本的二阶原点矩替换总体的二阶原点矩, 即得  $\theta$  的矩估计量为  $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$

2. 设  $X_1, X_2, X_3$  相互独立, 分别服从参数为  $\theta, 2\theta, 3\theta$  的泊松分布, 利用  $X_1, X_2, X_3$  可得  $\theta$  的极大似然估计  $\hat{\theta} =$  \_\_\_\_\_, 并判断它是否为无偏估计 \_\_\_\_\_

解:  $L(\theta) = P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, X_3 = x_3) = \frac{e^{-\theta} \theta^{x_1}}{x_1!} \frac{e^{-2\theta} (2\theta)^{x_2}}{x_2!} \frac{e^{-3\theta} (3\theta)^{x_3}}{x_3!} = \frac{2^{x_2} 3^{x_3} e^{-6\theta}}{x_1! x_2! x_3!} \theta^{\sum_{i=1}^3 x_i}$

令  $\frac{\partial L(\theta)}{\partial \theta} = 0$  得极大似然估计  $\hat{\theta} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^3 X_i = \frac{1}{2} \bar{X}$

由于  $E\hat{\theta} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^3 EX_i = \frac{1}{6}(\theta + 2\theta + 3\theta) = \theta$  故它是无偏估计

3. 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, X_3$  是  $X$  的一组样本, 那么  $\hat{\mu}_1 = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$  是否为总体期望  $\mu$  的无偏估计: \_\_\_\_\_,  $\hat{\mu}_2 = \frac{1}{3}(X_1 + X_2 + X_3)$  是否为总体期望  $\mu$  的无偏估计: \_\_\_\_\_, 二者哪个更有效: \_\_\_\_\_

解:  $\because E\hat{\mu}_1 = \mu, E\hat{\mu}_2 = \mu$  故二者都是总体期望  $\mu$  的无偏估计

$\because D\hat{\mu}_1 = \frac{1}{16}(DX_1 + 4DX_2 + DX_3) = \frac{3}{8}\sigma^2 > \frac{1}{3}\sigma^2 = D\hat{\mu}_2$  故  $\hat{\mu}_2$  比  $\hat{\mu}_1$  更有效

4. 某厂生产的 100 瓦灯泡的使用寿命  $X \sim N(\mu, 100^2)$ (单位: 小时). 现从一批灯泡中随机抽取 5 只测得它们的使用寿命如下: 1455, 1502, 1370, 1610, 1430. 由此可得这批灯泡平均使用寿命  $\mu$  的置信度为 95% 的置信区间为 \_\_\_\_\_. 已知  $\mu_{0.025} = 1.96$

解:  $\bar{x} = 1473.4$ , 所求置信区间为  $(\bar{x} - \mu_{0.025} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + \mu_{0.025} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = (1385.75, 1561.05)$

## 二、 选择题

1. 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 现对  $\mu$  进行假设检验, 若在显著性水平  $\alpha = 0.05$  下接受了  $H_0: \mu = \mu_0$ , 则在显著性水平  $\alpha = 0.01$  \_\_\_\_\_

(A) 接受  $H_0$  (B) 拒绝  $H_0$  (C) 可能接受, 也可能拒绝  $H_0$  (D) 犯第一类错误概率变大

解: 应选择 (A)

2. 设总体  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2 > 0$  均未知, 若样本容量  $n$  和样本值不变, 当置信度  $1 - \alpha$  缩小时, 总体均值的置信区间长度  $L$  \_\_\_\_\_

(A) 增大 (B) 缩短 (C) 不变 (D) 以上三项都不对

解:  $L = \frac{2S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1)$  当  $1-\alpha$  缩小时  $\alpha$  增大, 导致  $t_{\alpha/2}(n-1)$  缩小, 从而  $L$  缩短 故应选择 (B)

3. 设总体  $X$  的概率密度  $f(x, \theta) = \frac{\theta^x}{x!} e^{-\theta}, x = 0, 1, 2, \dots$ , 未知参数  $\theta > 0$ , 现有  $\theta$  的两个独立无偏估计  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$ , 满足  $D(\hat{\theta}_1) = 3D(\hat{\theta}_2)$ , 为使  $c_1\hat{\theta}_1 + c_2\hat{\theta}_2$  也是  $\theta$  的无偏估计, 且在所有这样的线性估计中有最小方差, 则  $(c_1, c_2) =$  \_\_\_\_\_

(A)(0.5, 0.5) (B)(0.25, 0.75) (C)(0.75, 0.25) (D)( $\frac{2}{3}, \frac{1}{3}$ )

解:  $E(c_1\hat{\theta}_1 + c_2\hat{\theta}_2) = (c_1 + c_2)\theta = \theta \Rightarrow c_1 + c_2 = 1 \dots (1)$

$$D(c_1\hat{\theta}_1 + c_2\hat{\theta}_2) = c_1^2 D(\hat{\theta}_1) + c_2^2 D(\hat{\theta}_2) = (3c_1^2 + c_2^2) D(\hat{\theta}_1) = g(c_1, c_2) D(\hat{\theta}_1)$$

记  $g(c_1, c_2, \lambda) = 3c_1^2 + c_2^2 + \lambda(c_1 + c_2 - 1)$ , 令该函数关于  $c_1$  和  $c_2$  的偏导数为 0

得  $6c_1 + \lambda = 0, 2c_2 + \lambda = 0$ , 解得  $c_2 = 3c_1$  结合 (1) 解得  $c_1 = 0.25, c_2 = 0.75$

故应选择 (B)

### 三、 计算、证明题

1. 设总体  $X$  的概率密度为  $f(x) = \begin{cases} \lambda^2 x e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ , 其中参数  $\lambda (\lambda > 0)$  未知,  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是来自总体  $X$  的一个简单随机样本。求: (1) 参数  $\lambda$  的矩估计量; (2) 参数  $\lambda$  的极大似然估计量

解: (1) 由于  $EX = \int_0^{+\infty} \lambda^2 x^2 e^{-\lambda x} dx = \frac{2}{\lambda} \Rightarrow \lambda = \frac{2}{EX} \Rightarrow \hat{\lambda}_1 = \frac{2}{\bar{X}}$  为  $\lambda$  的矩估计量

(2) 似然函数

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \lambda) = \lambda^{2n} \times \prod_{i=1}^n x_i \times e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$$

对数似然函数

$$\ln L = 2n \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \ln x_i - \lambda \sum_{i=1}^n x_i \quad (1)$$

对数似然方程为

$$\frac{d \ln L}{d \lambda} = 0 \Rightarrow \frac{2n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i} \quad (2)$$

$\hat{\lambda}_2 = \frac{2}{\bar{X}}$  为  $\lambda$  的极大似然估计量

2. 某厂生产的维尼纶纤度  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 其中  $\sigma^2$  未知, 正常生产时有  $\mu \geq 1.4$ . 现从某天生产的维尼纶中随机抽取 5 根, 测得其纤度为 1.32, 1.24, 1.25, 1.14, 1.26. 问该天的生产是否正常? ( $\alpha = 0.05$ )

解: 易得  $\bar{x} = 1.242, s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.06496$

检验问题:  $H_0: \mu \geq 1.4 \Leftrightarrow H_1: \mu < 1.4$

$H_0$  为真时检验统计量  $T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

对给定的检验水平  $\alpha = 0.05, t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(4) = 2.1318$

由样本值计算得  $t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{1.242 - 1.4}{0.06496} \times \sqrt{5} = -5.439 < -2.1318 = t_{0.05}(4)$

故应拒绝  $H_0$ , 即认为该天的生产显著不正常

3. 某货车有 A 和 B 两条行车路线，行车所用时间分别服从  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  和  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ，现每条线路各跑 50 次，测得在 A 线上  $\bar{X} = 80, S_1^2 = 20$ ，在 B 线上  $\bar{Y} = 76, S_2^2 = 15$ ，取  $\alpha = 0.05$ ，问：  
(1) 方差是否相同？(2) B 线路是否比 A 线路用时更短？

解：(1)  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

检验统计量  $F = S_1^2/S_2^2$ ,  $H_0$  成立时  $F \sim F(49, 49)$

拒绝域  $W = \{F < F_{0.975}(49, 49) = 0.567 \text{ 或 } F > F_{0.025}(49, 49) = 1.762\}$

计算得  $F \approx 1.333 \in (0.567, 1.762)$ ，不能拒绝  $H_0$ ，[可以认为方差相同](#)

(2)  $H_0: \mu_1 \leq \mu_2 \Leftrightarrow H_1: \mu_1 > \mu_2$

检验统计量  $T = (\bar{X} - \bar{Y})/S_w \sqrt{\frac{1}{50} + \frac{1}{50}}$ ,  $S_w = \sqrt{\frac{49S_1^2 + 49S_2^2}{50+50-2}}$ ,  $H_0$  成立时  $T \sim t(98)$

拒绝域  $W = \{(x_1, \dots, x_n) | T \geq t_{0.05}(98)\} \quad \{T \geq 1.66\}$

计算得  $T \approx 4.781 > 1.66$ , [可以认为 B 线路比 A 线路用时更短](#)