

作业 (第二章)

4. 设总体服从泊松分布 $P(\lambda)$, 又是容量为 n 的样本均值 求 $E(\bar{X})$ $Var(\bar{X})$

$$\text{分布列 } P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (k=0, 1, 2, \dots, \lambda)$$

$$E(\bar{X}) = E(X) = \lambda$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{Var(X)}{n} = \frac{\lambda}{n}$$

对 $f(x) = 3e^{-3x} \quad (x > 0)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为样本, 求:

8. (1) $F(x) = 1 - e^{-3x}$

$$f_k(x) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} [F(x)]^{k-1} [1-F(x)]^{n-k} f(x), \quad x \in \mathbb{R}$$

$$f_1(x) = n[1-F(x)]^{n-1} f(x)$$

$$f_n(x) = n F(x)^{n-1} f(x)$$

$$f_4(x) = \frac{7!}{3!3!} (1-e^{-3x})^3 (e^{-3x})^3 (3e^{-3x})$$

$$= 140 (e^{-3x} - e^{-6x})^3 \cdot 3e^{-3x}$$

$$= 420 (e^{-4x} - e^{-7x})^3$$

$$= \begin{cases} 420 (e^{-12x} - 3e^{-15x} + 3e^{-18x} - e^{-21x}) & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

(2) $P(X_{(4)} < \sqrt[3]{0.6})$

$$= \int_{-\infty}^{\sqrt[3]{0.6}} f_4(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\sqrt[3]{0.6}} 0.99884$$

$$(a+b)^3 = a^3 + 3a^2b + 3ab^2 + b^3$$

$$a^3 + 3a^2b + 3ab^2 + b^3$$

$$3ab^2 + b^3$$

$$x > 0$$

$$x \leq 0$$



$$(3) f_{ij}(y, z) = \frac{n!}{(i-1)!(j-1)!(n-j)!} [F(y)]^{i-1} [F(z)-F(y)]^{j-i-1} [1-F(z)]^{n-j} f(y) f(z) \quad (y \leq z)$$

$$\begin{aligned} f_{24}(y, z) &= \frac{7!}{1!1!(7-4)!} (1-e^{-3y}) (e^{-3y}-e^{-3z}) (e^{-3z})^3 \quad (3e^{-3y})(3e^{-3z}) \\ &= \frac{840}{1} (1-e^{-3y}) (e^{-3y}-e^{-3z}) (e^{-3z})^3 \times 9e^{-12-3y} \\ &= 7560 (e^{-12z-6y} - e^{-15z-3y} - e^{-12z-9y} + e^{-15z-6y}) \end{aligned}$$

11.

18.

$$\frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

$$\frac{\bar{x}-\mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

$$P(-z_{0.025} < \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < z_{0.025}) = 0.95$$

$$\frac{\bar{x}-\mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

$$\frac{n-1}{\sigma^2} S^2 \sim \chi^2(n-1)$$

$$P(\mu - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} < \bar{x} < \mu + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025}) = 0.95$$

$$\alpha(\bar{x}-\mu_1) + \beta(\bar{y}-\mu_2)$$

$$\sim N(0,1)$$

$$\left\{ \begin{aligned} \mu + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} &< \bar{x} < \mu + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} \\ \mu - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} &< \bar{x} < \mu + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} \end{aligned} \right. \Rightarrow \frac{\alpha(\bar{x}-\mu_1) + \beta(\bar{y}-\mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{\alpha^2}{n} + \frac{\beta^2}{m}}} \sim N(0,1)$$

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025} < 2$$

$$\frac{n-1}{\sigma^2} S_1^2 \sim \chi^2(n-1)$$

$$\frac{m-1}{\sigma^2} S_2^2 \sim \chi^2(m-1)$$

$$n > \left(\frac{6z}{2} \right)^2$$

$$= \frac{6^2 \cdot 1.96^2}{4} = \frac{25 \times 1.96^2}{4} = 240.1$$

$$\frac{n-1}{\sigma^2} S_1^2 + \frac{m-1}{\sigma^2} S_2^2 \sim \chi^2(n+m-2)$$



扫描全能王 创建

(3) 次序统计量 $(X_{(2)}, X_{(4)})$ 的联合密度函数.

9. 设总体 $X \sim N(0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为样本, 试证 $U = n\bar{X}^2 + (n-1)S^2$ 服从 $\chi^2(n)$ 分布.

10. 设总体 $X \sim N(25, 2^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{16} 为简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 求: (1) \bar{X} 的数学期望与方差; (2) $P(|\bar{X} - 25| \leq 0.3)$.

11. 从正态总体 $N(4, 2, 5^2)$ 中抽取容量为 n 的样本, 若要求其样本均值位于区间 $(2, 2, 6, 2)$ 内的概率不小于 0.95, 则样本容量 n 至少取多大?

12. 设两个总体 X, Y 都服从 $N(20, 3)$, 今分别从两总体中抽得容量为 10 和 15 的相互独立的样本, 求 $P(|\bar{X} - \bar{Y}| > 0.3)$.

13. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}, \dots, X_{n+m}$ 为总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ 的样本. 求常数 a 与 b , 使得 $a \sum_{i=1}^n X_i^2 + b(\sum_{i=n+1}^{n+m} X_i)^2$ 服从 χ^2 分布, 并求自由度.

14. 设总体 $X \sim N(\mu, 4^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{10} 是来自总体 X 的简单随机样本, S^2 是样本方差. 已知 $P(S^2 > a) = 0.1$, 求 a .

15. 设总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, 总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 是分别来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 两组样本相互独立, 求 $\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2$ 的数学期望.

16. 设总体的概率密度为 $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|} (-\infty < x < +\infty)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的简单随机样本, 其样本方差为 S^2 , 求 $E(S^2)$.

17. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$) 是总体 X 的一个样本, $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$, 令 $Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2$, 求 $E(Y)$.

18. 设总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ 与总体 $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 分别为 X 与 Y 的样本, 两组样本相互独立, α, β 为常数, 证明

$$T = \frac{\alpha(\bar{X} - \mu_1) + \beta(\bar{Y} - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}}} \sqrt{\frac{\alpha^2}{n} + \frac{\beta^2}{m}}$$



$$f(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right\}$$

$$= (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{n\mu^2}{2\sigma^2} \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\mu \sum_{i=1}^n x_i \right) \right\}$$

取 $t_1 = \sum_{i=1}^n x_i, t_2 = \sum_{i=1}^n x_i^2$, 并令

$$g(t_1, t_2, \theta) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{n\mu^2}{2\sigma^2} \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (t_2 - 2\mu t_1) \right\},$$

$$h(x_1, x_2, \dots, x_n) = 1,$$

由因子分解定理知, $T = (\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{i=1}^n X_i^2)$ 是参数 $\theta = (\mu, \sigma^2)$ 的充分统计量。

习 题

1. 设 X_1, X_2, \dots, X_6 是来自 $(0, \theta)$ 上的均匀分布的样本, $\theta > 0$ 未知. 指出下列样本函数中哪些是统计量, 哪些不是? 为什么?

(1) $T_1 = \max\{X_1, X_2, \dots, X_6\}$; (2) $T_2 = X_6 - \theta$; (3) $T_3 = X_6 - E(X_1)$.

2. 证明: 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2)$.

3. 设样本的一组观测值是: 0.5, 1.0, 0.7, 0.6, 1.1, 写出样本均值、样本方差和标准差.

④ 设总体 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, \bar{X} 是容量为 n 的样本的均值, 求 $E(\bar{X})$ 和 $\text{Var}(\bar{X})$.

5. 设总体 X 服从均匀分布 $U(-1, 1)$, \bar{X} 是容量为 n 的样本的均值, 求 $E(\bar{X})$ 和 $\text{Var}(\bar{X})$.

6. 已知 $X \sim t(n)$, 证明: $X^2 \sim F(1, n)$.

7. 利用 F 分布的性质, 证明: $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$.

⑧ 设总体 X 的密度函数为 $f(x) = 3e^{-3x} (x > 0)$, X_1, X_2, \dots, X_7 为样本.

(1) 次序统计量 $X_{(4)}$ 的密度函数;

(2) 次序统计量 $X_{(4)}$ 小于 $\sqrt[3]{0.6}$ 的概率;

