

一、(10%) 设事件 A, B, C 相互独立, $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{4}$, 求 $P(A \cup B \cup C)$.

解 $P(A \cup B \cup C) = 1 - P(\bar{A})P(\bar{B})P(\bar{C})$ _____ 5 分

$= 1 - (1 - \frac{1}{4})^3$ _____ 9 分

$= \frac{37}{64}$ _____ 10 分

二、(15%) 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 3e^{-3(x-1)}, & x > 1 \\ 0, & x \leq 1 \end{cases}$$

(1)(4%) 求 X 的分布函数 $F(x)$;

(2)(4%) 计算 $P(1.5 \leq X \leq 2)$;

(3)(4%+3%) 求数学期望 $E(X)$ 和方差 $D(X)$.

解 (1) $F(x) = \begin{cases} \int_1^x 3e^{-3(t-1)} dt, & x > 1 \\ 0, & x \leq 1 \end{cases}$ _____ 2 分

$= \begin{cases} 1 - e^{-3(x-1)}, & x > 1 \\ 0, & x \leq 1 \end{cases}$ _____ 4 分

(2) $P(1.5 \leq X \leq 2) = \int_{1.5}^2 3e^{-3(x-1)} dx$ _____ 2 分

$= -e^{-3(x-1)} \Big|_{1.5}^2$ _____ 3 分

$= e^{-\frac{3}{2}} - e^{-3}$ _____ 4 分

(3) $E(X) = \int_1^{+\infty} x \cdot 3e^{-3(x-1)} dx$ _____ 2 分

$= -xe^{-3(x-1)} \Big|_1^{+\infty} + \int_1^{+\infty} e^{-3(x-1)} dx$ _____ 3 分

$= \frac{4}{3}$ _____ 4 分

$E(X^2) = \int_1^{+\infty} x^2 \cdot 3e^{-3(x-1)} dx$ _____ 1 分

$= \frac{17}{9}$ _____ 2 分

$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{17}{9} - (\frac{4}{3})^2 = \frac{1}{9}$ _____ 3 分

三、(12%) 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律如下

$X \backslash Y$	0	1	2
0	0.1	0.05	0.25
1	0	0.1	0.2
2	0.2	0.1	0

(1) (6%) 求 X 的边缘分布律;

(2) (6%) 计算 $E[(2X - 3Y)^2]$.

解 (1) X 的分布律为

X	0	1	2
P	0.4	0.3	0.3

_____ 6 分

$$(2) E[(2X - 3Y)^2] = E(4X^2 + 9Y^2 - 12XY)$$

$$= 4E(X^2) + 9E(Y^2) - 12E(XY) \quad \text{_____ 2 分}$$

$$E(X^2) = 0^2 \times 0.4 + 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.3 = 1.5 \quad \text{_____ 3 分}$$

$$E(Y^2) = 0^2 \times 0.3 + 1^2 \times 0.25 + 2^2 \times 0.45 = 2.05 \quad \text{_____ 4 分}$$

$$\begin{aligned} E(XY) &= 0 \times 0 \times 0.1 + 0 \times 1 \times 0.05 + 0 \times 2 \times 0.25 + 1 \times 0 \times 0 + 1 \times 1 \times 0.1 + \\ &1 \times 2 \times 0.2 + 2 \times 0 \times 0.2 + 2 \times 1 \times 0.1 + 2 \times 2 \times 0 \\ &= 0.7 \end{aligned} \quad \text{_____ 5 分}$$

$$\text{_____ 6 分}$$

四、(12%) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(6 - x - y), & 0 < x < 2, 2 < y < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1) (6%) 计算概率 $P\{X + Y \geq 4\}$,

(2) (6%) 问 X 与 Y 是否相互独立.

$$\text{解 (1) } P\{X + Y \geq 4\} = \int_0^2 dx \int_{4-x}^4 \frac{1}{8}(6 - x - y) dy \quad \text{_____ 3 分}$$

$$= \int_0^2 \left(\frac{1}{4}x - \frac{x^2}{16} \right) dx \quad \text{_____ 5 分}$$

$$= \frac{1}{3} \quad \text{_____ 6 分}$$

$$(2) f_X(x) = \begin{cases} \int_2^4 \frac{1}{8}(6-x-y)dy, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{_____ 2 分}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{4}(3-x), & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{_____ 3 分(解出任一边缘密度}$$

得 3 分)

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^2 \frac{1}{8}(6-x-y)dx, & 2 < y < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{5}{4} - \frac{y}{4}, & 2 < y < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{_____ 4 分}$$

$$f(x, y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y) \Rightarrow X \text{ 与 } Y \text{ 不相互独立} \quad \text{_____ 6 分}$$

五 (10%) 设某微机系统有 1000 个终端, 每一个终端有 5% 的时间在使用。若终端是否使用是相互独立的, 试求使用终端数在 40~60 个之间的概率 (答案用 $\Phi(x)$ 表示)。

解 设 X 为被使用的终端数, 则 $X \sim B(1000, 0.05)$. _____ 2 分

由中心极限定理

$$P\{40 < X < 60\} = P\left\{\frac{40 - 1000 \times 0.05}{\sqrt{1000 \times 0.05 \times 0.95}} < \frac{X - 1000 \times 0.05}{\sqrt{1000 \times 0.05 \times 0.95}} < \frac{60 - 1000 \times 0.05}{\sqrt{1000 \times 0.05 \times 0.95}}\right\}$$

$$= \Phi\left(\frac{10}{\sqrt{475}}\right) - \Phi\left(-\frac{10}{\sqrt{475}}\right) \quad \text{_____ 8 分}$$

$$= 2\Phi\left(\frac{2}{\sqrt{19}}\right) - 1 \quad \text{_____ 2 分}$$

六 (10%) 设总体 X 具有密度 $f(x) = \frac{1}{2\sigma} e^{-\frac{|x|}{\sigma}}, -\infty < x < \infty$, x_1, \dots, x_n 为 X 的一组样本观测值, 求参数 σ 的最大似然估计。

解 似然函数 $L(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$ _____ 3 分

$$= \frac{1}{2^n \sigma^n} e^{-\frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^n |x_i|} \quad \text{_____ 5 分}$$

$$\ln L(x_1, \dots, x_n) = -n \ln 2 - n \ln \sigma - \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^n |x_i| \quad \text{_____ 6 分}$$

$$\text{令 } \frac{\partial \ln L}{\partial \sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n |x_i| = 0 \quad \text{————— 8 分}$$

$$\text{解得 } \hat{\sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i| \quad \text{————— 10 分}$$

七 (10%) 对某种新式导弹的最大飞行速度 X 进行 16 次独立测试, 测得样本均值 $\bar{x} = 425 \text{ m/s}$, 样本标准差 $s = 3.8$ 。根据以往经验, 可以认为最大飞行速度服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 均未知. 试对检验水平 $\alpha = 0.05$ 求总体数学期望 μ 的置信区间 ($t_{0.05}(15) = 1.7531, t_{0.05}(16) = 1.7459, t_{0.025}(15) = 2.1315$, $t_{0.025}(16) = 2.1199$).

$$\text{解 置信区间为 } (\bar{x} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}) \quad \text{————— 5 分}$$

$$t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = t_{0.025}(15) \frac{3.8}{\sqrt{16}} = 2.1315 \times \frac{3.8}{4} = 2.02 \quad \text{————— 8 分}$$

从而置信区间为 (422.98, 427.02). ————— 10 分

八 (10%) 某种导线, 要求其电阻标准差不超过 0.005Ω . 今在一批导线中取样品 9 根, 测得 $s = 0.007\Omega$, 设总体为正态分布, 问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下能认为这批导线电阻的标准差显著地偏大吗 ($\chi_{0.05}^2(8) = 15.507, \chi_{0.05}^2(9) = 16.909$,

$$\chi_{0.025}^2(8) = 17.535, \chi_{0.025}^2(9) = 19.023)?$$

$$\text{解 检验假设 } H_0: \sigma^2 \leq 0.005^2, \text{备择假设 } H_1: \sigma^2 > 0.005 \quad \text{————— 2 分}$$

拒绝域为

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geq \chi_{\alpha}^2(n-1) \quad \text{————— 6 分}$$

$$= \chi_{0.05}^2(8) = 15.507 \quad \text{————— 7 分}$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{8 \times 0.007^2}{0.005^2} = 2.68 > 15.507 \quad \text{————— 9 分}$$

落在拒绝域内, 故能认为这批导线电阻的标准差显著地偏大. ————— 10 分

九 (6%) 设总体 $X \sim U[0, \theta]$, 样本 X_1, \dots, X_n .

(1) 检验 $\hat{\theta}_1 = 2\bar{X}$ 和 $\hat{\theta}_2 = \frac{n+1}{n} \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 是否为 θ 的无偏估计量;

(2) 如果是, 比较上述两个估计量的有效性.

解 (1)

$$E(X) = \frac{\theta}{2}, D(X) = \frac{\theta^2}{12} \quad \text{————— 1 分}$$

$$E(2\bar{X}) = 2E(\bar{X}) = 2E(X) = 2 \times \frac{\theta}{2} = \theta, \text{ 从而 } 2\bar{X} \text{ 是 } \theta \text{ 的无偏估计量.} \quad \text{————— 2 分}$$

令 $Y = \max\{X_1, \dots, X_n\}$, 则 Y 的分布函数

$$F_Y(y) = P\{\max\{X_1, \dots, X_n\} \leq y\} = P\{X_1 \leq y, \dots, X_n \leq y\} = F_X^n(y)$$

$$f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = nF_Y^{n-1}(y) \cdot f_Y(y) = \begin{cases} \frac{ny^{n-1}}{\theta^n}, & 0 < y < \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad \text{————— 3 分}$$

$$E(Y) = \int_0^\theta y \cdot \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{ny^{n+1}}{(n+1)\theta^n} \Big|_0^\theta = \frac{n\theta}{n+1}$$

$$E(\hat{\theta}_2) = E\left(\frac{n+1}{n} \max\{X_1, \dots, X_n\}\right) = \frac{n+1}{n} E(Y) = \theta,$$

从而 $\hat{\theta}_2$ 也是 θ 的无偏估计量. ————— 4 分

$$D(\hat{\theta}_1) = D(2\bar{X}) = 4D(\bar{X}) = 4 \times \frac{D(X)}{n} = 4 \times \frac{\theta^2}{12n} = \frac{\theta^2}{3n},$$

$$E(Y^2) = \int_0^\theta y^2 \cdot \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{ny^{n+2}}{(n+2)\theta^n} \Big|_0^\theta = \frac{n\theta^2}{n+2}$$

$$D(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = \frac{n\theta^2}{n+2} - \frac{n^2\theta^2}{(n+1)^2} = \frac{n\theta^2}{(n+1)^2(n+2)},$$

$$D(\hat{\theta}_2) = \frac{(n+1)^2}{n^2} D(Y) = \frac{\theta^2}{n(n+2)}$$

$n > 1$ 时 $D(\hat{\theta}_2) < D(\hat{\theta}_1)$, 故 $\hat{\theta}_2$ 比 $\hat{\theta}_1$ 有效. ————— 6 分

十 (5%) 设总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 样本 X_1, X_2 . 求 $Y = \frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2}$ 的分布.

解 令 $U = X_1 + X_2, V = X_1 - X_2$. 由于相互独立正态分布的线性组合仍服从正态分布, 故

U 和 V 均服从正态分布. ————— 2 分

$$E(U) = E(X_1) + E(X_2) = 0, DU = D(X_1) + D(X_2) = 2\sigma^2$$

$$E(V) = E(X_1) - E(X_2) = 0, DV = D(X_1) + D(X_2) = 2\sigma^2$$

从而 $\frac{U}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0,1)$, $\frac{U^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$ _____ 3 分

同理, $\frac{V^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$ 。

$$E(UV) = E(X_1 + X_2)(X_1 - X_2) = E(X_1^2 - X_2^2) = \sigma^2 - \sigma^2 = 0,$$

$COV(U, V) = E(UV) - E(U) \cdot E(V) = 0$, 从而 U, V 不相关。 U, V 为正态随机变量,

从而 U, V 相互独立。因此 $\frac{U^2}{2\sigma^2}$ 与 $\frac{V^2}{2\sigma^2}$ 亦相互独立。由 F 分布的定义, 知

$$\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} = \frac{U^2/2\sigma^2}{V^2/2\sigma^2} \sim F(1,1)。$$
 _____ 5 分 (未能证明独立

性扣 2 分)