

第四章 随机变量的数字特征

§1 数学期望

一、单项选择题

(1) 解应选 (C)。

设 X 表示“此人得奖金额”，则 X 为一离散型随机变量，其可能的取值为 6、9、12，且

$$P(X=6) = \frac{C_8^3}{C_{10}^3} = \frac{14}{30} = \frac{7}{15}, \quad P(X=9) = \frac{C_8^2 C_2^1}{C_{10}^3} = \frac{14}{30} = \frac{7}{15}, \quad P(X=12) = \frac{C_8^1 C_2^2}{C_{10}^3} = \frac{2}{30} = \frac{1}{15}$$

从而

$$EX = 6 \times \frac{7}{15} + 9 \times \frac{7}{15} + 12 \times \frac{1}{15} = 7.8$$

故选 (C)。

(2) 解应选 (B)。

由于 X 与 Y 相互独立且同在区间 $(0, \theta)$ ($\theta > 0$) 上服从均匀分布，因此其分布函数均为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x}{\theta}, & 0 \leq x < \theta \\ 1, & x \geq \theta \end{cases}$$

从而 $\min\{X, Y\}$ 的分函数为

$$F_{\min}(x) = 1 - [1 - F(x)]^2 = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1 - \frac{x}{\theta})^2, & 0 \leq x < \theta \\ 1, & x \geq \theta \end{cases}$$

所以其概率密度为

$$f_{\min}(x) = F'_{\min}(x) = \begin{cases} \frac{2}{\theta}(1 - \frac{x}{\theta}), & 0 < x < \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

从而

$$E[\min\{X, Y\}] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\min}(x) dx = \int_0^{\theta} x \cdot \frac{2}{\theta} (1 - \frac{x}{\theta}) dx = \frac{\theta}{3}$$

故选 (B)。

(3) 解应选 (D)。

由于 X 的概率密度为

$$f(x) = F'(x) = 0.3\Phi'(x) + \frac{1}{2} \times 0.7\Phi'(\frac{x-1}{2}) = 0.3\varphi(x) + \frac{1}{2} \times 0.7\varphi(\frac{x-1}{2})$$

其中 $\varphi(x)$ 为标准正态随机变量的概率密度，因此

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x[0.3\varphi(x) + \frac{1}{2} \times 0.7\varphi(\frac{x-1}{2})]dx \\ &= 0.3 \times \int_{-\infty}^{+\infty} x\varphi(x)dx + \frac{1}{2} \times 0.7 \times \int_{-\infty}^{+\infty} x\varphi(\frac{x-1}{2})dx \\ &= \frac{1}{2} \times 0.7 \times \int_{-\infty}^{+\infty} x\varphi(\frac{x-1}{2})dx \end{aligned}$$

令 $u = \frac{x-1}{2}$ ，则

$$EX = 0.7 \times \int_{-\infty}^{+\infty} (2u+1)\varphi(u)du = 0.7 \times 2 \times \int_{-\infty}^{+\infty} u\varphi(u)du + 0.7 \times \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(u)du = 0.7$$

故选 (D)。

(4) 解应选 (A)。

由于 $\max\{X, Y\} = \frac{1}{2}(X + Y + |X - Y|)$ ， $\min\{X, Y\} = \frac{1}{2}(X + Y - |X - Y|)$ ，因此

$$\begin{aligned} E(UV) &= E(\max\{X, Y\} \cdot \min\{X, Y\}) = E[\frac{1}{2}(X + Y + |X - Y|) \cdot \frac{1}{2}(X + Y - |X - Y|)] \\ &= E\{\frac{1}{4}[(X + Y)^2 - (X - Y)^2]\} = E(XY) = EX \cdot EY \end{aligned}$$

故选 (A)。

(5) 解应选 (D)。

由于

$$\begin{aligned} E(X - C)^2 &= E[(X - \mu) + (\mu - C)]^2 \\ &= E(X - \mu)^2 + (\mu - C)^2 + 2E[(X - \mu)(\mu - C)] \\ &= E(X - \mu)^2 + (\mu - C)^2 \end{aligned}$$

因此 $E(X - C)^2 \geq E(X - \mu)^2$ ，故选 (D)。

二、填空题

(1) 解应填 18.4。

由于 $X \sim B(10, 0.4)$ ，因此 $EX = 10 \times 0.4 = 4$ ， $DX = 10 \times 0.4 \times 0.6 = 2.4$ ，从而

$$E(X^2) = DX + (EX)^2 = 2.4 + 4^2 = 18.4$$

故填 18.4。

(2) 解应填 $\frac{4}{3}$ 。

由于 $X \sim E(1)$ ，因此 $EX = 1$ ，且 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ ，因此

$$E(X + e^{-2X}) = EX + Ee^{-2X} = 1 + \int_0^{+\infty} e^{-2x} e^{-x} dx = 1 + \frac{1}{3} = \frac{4}{3}$$

故填 $\frac{4}{3}$ 。

(3) 解应填 -4 。

由于 $X \sim N(1, 3), Y \sim N(2, 4)$ ，因此 $EX = 1, EY = 2$ ，从而

$$E(Z) = E(2X - 3Y) = 2EX - 3EY = 2 \times 1 - 3 \times 2 = -4$$

故填 -4 。

(4) 解应填 $2e^2$ 。

由于 $X \sim N(0, 1)$ ，因此 X 的概率密度为 $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (-\infty < x < +\infty)$ ，从而

$$E(Xe^{2X}) = \int_{-\infty}^{+\infty} xe^{2x} \varphi(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} xe^{2x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$= e^2 \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-2)^2}{2}} dx = 2e^2$$

故填 $2e^2$ 。

(5) 解应填 $Z \sim N(0, 5)$ 。

由于 X 与 Y 相互独立，且 $X \sim N(-3, 1), Y \sim N(2, 1)$ ，因此 Z 服从正态分布。因为

$$EZ = EX - 2EY + 7 = -3 - 2 \times 2 + 7 = 0, \quad DZ = DX + 4DY = 1 + 4 \times 1 = 5$$

所以 $Z \sim N(0, 5)$ ，故填 $Z \sim N(0, 5)$ 。

三、解(1) 设在区间 $(0, 2)$ 上随机取一点的坐标为 V ，则 $V \sim U(0, 2)$ ，从而 $X = \min\{V, 2-V\}$ ，

先求 X 的分布函数 $F_X(x) = P(X \leq x) = P(\min\{V, 2-V\} \leq x)$ 。当 $x < 0$ 时， $F_X(x) = 0$ ；当

$0 \leq x < 1$ 时，

$$F_X(x) = P(\min\{V, 2-V\} \leq x) = 1 - P(\min\{V, 2-V\} > x)$$

$$= 1 - P(V > x, 2 - V > x) = 1 - P(x < V < 2 - x) = 1 - \frac{2 - 2x}{2} = x$$

当 $x \geq 1$ 时, $F_X(x) = 1$ 。

再求 X 的概率密度 $f_X(x)$:

$$f_X(x) = F'_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(2) 先求 Z 的分布函数 $F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\left(\frac{Y}{X} \leq z\right)$ 。当 $z < 1$ 时, $F_Z(z) = 0$; 当 $z \geq 1$ 时,

$$F_Z(z) = P\left(\frac{Y}{X} \leq z\right) = P\left(\frac{2-X}{X} \leq z\right) = P\left(X \geq \frac{2}{z+1}\right) = 1 - \frac{2}{z+1}$$

再求 Z 的概率密度 $f_Z(z)$:

$$f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} \frac{2}{(z+1)^2}, & z > 1 \\ 0, & z \leq 1 \end{cases}$$

$$(3) E\left(\frac{X}{Y}\right) = E\left(\frac{X}{2-X}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{2-x} f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{x}{2-x} dx = 2 \ln 2 - 1$$

四、解 (1) $EY = 2EX = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = 2 \int_0^{+\infty} x \cdot e^{-x} dx = -2 \int_0^{+\infty} xd(e^{-x})$

$$= [-2xe^{-x}]_0^{+\infty} + 2 \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = 2$$

$$(2) EY = E(e^{-2X}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-2x} f(x) dx = \int_0^{+\infty} e^{-2x} \cdot e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} e^{-3x} dx = \frac{1}{3}$$

五、解 (1) $EX = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 x_i p_{ij}$

$$= 1 \times (0.2 + 0.1 + 0.1) + 2 \times (0.1 + 0.0 + 0.1) + 3 \times (0.0 + 0.3 + 0.1) = 2$$

$$EY = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 y_j p_{ij} = \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^3 y_j p_{ij}$$

$$= (-1) \times (0.2 + 0.1 + 0.0) + 0 \times (0.1 + 0.0 + 0.3) + 1 \times (0.1 + 0.1 + 0.1) = 0$$

$$(2) EZ = E\left(\frac{Y}{X}\right) = \frac{-1}{1} \times 0.2 + \frac{0}{1} \times 0.1 + \frac{1}{1} \times 0.1 \\ + \frac{-1}{2} \times 0.1 + \frac{0}{2} \times 0.0 + \frac{1}{2} \times 0.1 + \frac{-1}{3} \times 0.0 + \frac{0}{3} \times 0.3 + \frac{1}{3} \times 0.1 = -\frac{1}{15}$$

$$(3) EZ = E(X - Y)^2 = 2^2 \times 0.2 + 1^2 \times 0.1 + 0^2 \times 0.1$$

$$+3^2 \times 0.1 + 2^2 \times 0.0 + 1^2 \times 0.1 + 4^2 \times 0.0 + 3^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.1 = 5$$

$$\text{六、解 } EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy = \iint_{0 \leq y \leq x \leq 1} x \cdot 12y^2 dx dy = 12 \int_0^1 x dx \int_0^x y^2 dy = \frac{4}{5}$$

$$EY = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dx dy = \iint_{0 \leq y \leq x \leq 1} y \cdot 12y^2 dx dy = 12 \int_0^1 dx \int_0^x y^3 dy = \frac{3}{5}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy = \iint_{0 \leq y \leq x \leq 1} xy \cdot 12y^2 dx dy = 12 \int_0^1 x dx \int_0^x y^3 dy = \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned} E(X^2 + Y^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x^2 + y^2) f(x, y) dx dy \\ &= \iint_{0 \leq y \leq x \leq 1} (x^2 + y^2) \cdot 12y^2 dx dy = 12 \int_0^1 dx \int_0^x (x^2 y^2 + y^4) dy = \frac{16}{15} \end{aligned}$$

七、解 一台设备在出售一年内调换的概率为 $P(X < 1) = \int_0^1 \frac{1}{4} e^{-\frac{x}{4}} dx = 1 - e^{-\frac{1}{4}}$ ，以 Y 记工厂售出一台设备的净赢利值，则 Y 的分布律为

Y	100	100 - 300
P	$e^{-\frac{1}{4}}$	$1 - e^{-\frac{1}{4}}$

从而 $EY = 100 \times e^{-\frac{1}{4}} - 200(1 - e^{-\frac{1}{4}}) = 300e^{-\frac{1}{4}} - 200 = 33.64$ 。

八、解 由于 $X_i \sim U(0, 1)$ ($i = 1, 2, \dots, n$)，因此 X_i 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

(1) 由于 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立，因此 $U = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 的分布函数为

$$F_U(u) = [F(u)]^n = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ u^n, & 0 \leq u < 1 \\ 1, & u \geq 1 \end{cases}$$

从而 U 的概率密度为 $f_U(u) = F'_U(u) = \begin{cases} nu^{n-1}, & 0 < u < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ，故

$$EU = \int_{-\infty}^{+\infty} uf_U(u) du = \int_0^1 u \cdot nu^{n-1} du = n \int_0^1 u^n du = \frac{n}{n+1}$$

(2) 由于 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立，因此 $V = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 的分布函数为

$$F_V(v) = 1 - [1 - F(v)]^n = \begin{cases} 0, & v < 0 \\ 1 - (1 - v)^n, & 0 \leq v < 1 \\ 1, & v \geq 1 \end{cases}$$

从而 V 的概率密度为 $f_V(v) = F'_V(v) = \begin{cases} n(1-v)^{n-1}, & 0 < v < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 故

$$EV = \int_{-\infty}^{+\infty} v f_V(v) dv = \int_0^1 v \cdot n(1-v)^{n-1} dv = \frac{1}{n+1}$$

§2 方差

一、单项选择题

(1) 解应选 (D)。

由于 $X \sim P(\lambda)$, 因此 $EX = DX = \lambda$, 从而

$$(D(kX))^2 EX = (k^2 DX)^2 EX = k^4 \lambda^2 \cdot \lambda = k^4 \lambda^3$$

故选 (D)。

(2) 解应选 (A)。

由于 $X \sim E(3)$, $Y \sim E(\lambda)$, 因此 $DX = \frac{1}{3^2}$, $DY = \frac{1}{\lambda^2}$ 。又由于 X 、 Y 相互独立, 故

$$D(X+Y) = DX + DY = \frac{1}{3^2} + \frac{1}{\lambda^2} = \frac{25}{144}$$

解之得 $\lambda = 4$, $\lambda = -4$ (不合题意舍去), 从而 $P(Y \leq 2) = \int_0^2 4e^{-4y} dy = 1 - e^{-8}$, 故选 (A)。

(3) 解应选 (D)。

由 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$, 得 $1 = \int_0^1 (a+bx) dx = a + \frac{b}{2}$, 即 $2a+b=2$, 再由

$$0.5 = EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^1 x(a+bx) dx = \frac{a}{2} + \frac{b}{3}$$

得 $3a+2b=3$ 。解之得 $a=1, b=0$, 因此 $X \sim U(0,1)$, 从而 $DX = \frac{1}{12}$, 故选 (D)。

(4) 解应选 (A)。

由于 X 与 Y 独立, 且 $X \sim N(\mu, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu, \sigma_2^2)$, 因此 $X-Y \sim N(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$, 从而

$E(X-Y)=0, D(X-Y)=\sigma_1^2+\sigma_2^2$, 故

$$E(|X-Y|^2) = E(X-Y)^2 = D(X-Y) - [E(X-Y)]^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$$

因为

$$\begin{aligned}
 E(|X-Y|) &= \int_{-\infty}^{+\infty} |t| \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} e^{-\frac{t^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} dt = \frac{2}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \int_0^{+\infty} te^{-\frac{t^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} dt \\
 &= -\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} d\left(-\frac{t^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}\right) \\
 &= -\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \left[e^{-\frac{t^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \right]_0^{+\infty} = \frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}}
 \end{aligned}$$

所以

$$\begin{aligned}
 D(|X-Y|) &= E(|X-Y|^2) - [E(|X-Y|)]^2 \\
 &= \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - \left(\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \right)^2 = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2) \left(1 - \frac{2}{\pi} \right)
 \end{aligned}$$

故选 (A)。

二、填空题

(1) 解应填 $0, \frac{4}{\pi} - 1$ 。

$$E[\sin X] = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin x f(x) dx = \int_{-1}^1 \sin x \cdot \frac{2}{\pi(1+x^2)} dx = 0$$

故填 0。由于

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-1}^1 x \cdot \frac{2}{\pi(1+x^2)} dx = 0$$

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_{-1}^1 x^2 \cdot \frac{2}{\pi(1+x^2)} dx = \frac{4}{\pi} - 1$$

因此 $DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{4}{\pi} - 1$ ，故填 $\frac{4}{\pi} - 1$ 。

(2) 解应填 $1, \frac{1}{2}$ 。

由于 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2+2x-1} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{2}} e^{-\frac{(x-1)^2}{2(\frac{1}{\sqrt{2}})^2}}$ ，因此 $X \sim N(1, (\frac{1}{\sqrt{2}})^2)$ ，即 $X \sim N(1, \frac{1}{2})$ ，从而

$EX = 1, DX = \frac{1}{2}$ ，故填 $1, \frac{1}{2}$ 。

(3) 解应填 $\frac{1}{e}$ 。

由于 $X \sim E(\lambda)$, 因此 $DX = \frac{1}{\lambda^2}$, 因为 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 所以

$$P(X > \sqrt{DX}) = P(X > \frac{1}{\lambda}) = \int_{\frac{1}{\lambda}}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{e}$$

故填 $\frac{1}{e}$ 。

(4) 解应填 $\frac{8}{9}$ 。

由于 $X \sim U(-1, 2)$, 因此 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & -1 < x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 从而

$$EY = 1 \times P(Y=1) + 0 \times P(Y=0) + (-1) \times P(Y=-1) = P(X > 0) - P(X < 0)$$

$$= \int_0^2 \frac{1}{3} dx - \int_{-1}^0 \frac{1}{3} dx = \frac{1}{3}$$

$$EY^2 = 1^2 \times P(Y=1) + 0^2 \times P(Y=0) + (-1)^2 \times P(Y=-1) = P(X > 0) + P(X < 0)$$

$$= \int_0^2 \frac{1}{3} dx + \int_{-1}^0 \frac{1}{3} dx = 1$$

所以 $DY = EY^2 - (EY)^2 = 1 - (\frac{1}{3})^2 = \frac{8}{9}$, 故填 $\frac{8}{9}$ 。

三、解由 $F(-1+0) = F(-1)$, $F(1+0) = F(1)$, 得 $a + b \arcsin(-1) = 0$, $a + b \arcsin 1 = 1$,

即 $a - \frac{\pi}{2}b = 0$, $a + \frac{\pi}{2}b = 1$, 解之得 $a = \frac{1}{2}$, $b = \frac{1}{\pi}$ 。

由于 X 为连续型随机变量, 因此 X 的概率密度为

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi \sqrt{1-x^2}}, & -1 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

从而

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-1}^1 x \cdot \frac{1}{\pi \sqrt{1-x^2}} dx = 0$$

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \int_{-1}^1 x^2 \cdot \frac{1}{\pi \sqrt{1-x^2}} dx = \frac{2}{\pi} \int_0^1 x^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} dx = \frac{1}{2}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{2}$$

$$\text{四、解 } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{-x}^x 1 dy = 2x, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{方法一 } EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy = \iint_D x dx dy = \int_0^1 dx \int_{-x}^x x dy = \int_0^1 2x^2 dx = \frac{2}{3}$$

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y) dx dy = \iint_D x^2 dx dy = \int_0^1 dx \int_{-x}^x x^2 dy = \int_0^1 2x^3 dx = \frac{1}{2}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{2} - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}$$

$$\text{故 } D(2X+1) = 4DX = 4 \times \frac{1}{18} = \frac{2}{9}。$$

$$\text{方法二 } EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x) dx = \int_0^1 x \cdot 2x dx = \frac{2}{3}, \quad EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 \cdot 2x dx = \frac{1}{2}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{2} - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}$$

$$\text{故 } D(2X+1) = 4DX = 4 \times \frac{1}{18} = \frac{2}{9}。$$

§3 协方差及相关系数 §4 n 维正态随机变量

一、单项选择题

(1) 解应选 (A)。

由于 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 因此 $\text{cov}(X_i, X_j) = 0$ ($i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, n$), 从而

$$\text{cov}(X_1, Y) = \text{cov}\left(X_1, \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \text{cov}(X_1, X_1) = \frac{1}{n} DX_1 = \frac{\sigma^2}{n}$$

故选 (A)。

(2) 解应选 (B)。

由于

$$D(X+Y) = DX + DY + 2\text{cov}(X, Y)$$

$$D(X-Y) = DX + DY - 2\text{cov}(X, Y)$$

若 $D(X+Y) = D(X-Y)$, 则

$$DX + DY + 2\text{cov}(X, Y) = DX + DY - 2\text{cov}(X, Y)$$

从而 $\text{cov}(X, Y) = 0$, 故选 (B)。

(3) 解应选 (A)。

由于 $D(2X+Y)=0$ ，因此 $P(2X+Y=C)=1$ ，即 $P(Y=-2X+C)=1$ ，其中 C 为常数，从而 $\rho_{XY}=-1$ ，故选 (A)。

(4) 解应选 (D)。

设 X 、 Y 分别表示所截成两段木棒的长度，则 $P(X+Y=1)=1$ ，即 $P(Y=-X+1)=1$ ，从而 $\rho_{XY}=-1$ ，故选 (D)。

二、填空题

(1) 解应填 28.8。

$$\begin{aligned} D(3X-2Y) &= 9DX + 4DY - 2 \times 3 \times 2 \operatorname{cov}(X, Y) \\ &= 9DX + 4DY - 2 \times 3 \times 2 \rho_{XY} \sqrt{DX} \sqrt{DY} \\ &= 9 \times 4 + 4 \times 9 - 2 \times 3 \times 2 \times 0.6 \times 2 \times 3 = 28.8 \end{aligned}$$

故填 28.8。

(2) 解应填 $(\alpha^2 - \beta^2)(\sigma^2 + \mu^2)$ 。

由于 X 与 Y 相互独立，且同服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，因此

$$\begin{aligned} E(\xi\eta) &= E[(\alpha X + \beta Y)(\alpha X - \beta Y)] = \alpha^2 EX^2 - \beta^2 EY^2 = (\alpha^2 - \beta^2)[DX + (EX)^2] \\ &= (\alpha^2 - \beta^2)(\sigma^2 + \mu^2) \end{aligned}$$

故填 $(\alpha^2 - \beta^2)(\sigma^2 + \mu^2)$ 。

三、证明由于

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy = \iint_{x^2+y^2 \leq 1} x \cdot \frac{1}{\pi} dx dy = 0 \\ EY &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dx dy = \iint_{x^2+y^2 \leq 1} y \cdot \frac{1}{\pi} dx dy = 0 \\ E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy = \iint_{x^2+y^2 \leq 1} xy \cdot \frac{1}{\pi} dx dy = 0 \end{aligned}$$

因此 $E(XY) = EX \cdot EY$ ，从而 X 与 Y 不相关。又由于

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{1}{\pi} dy = \frac{2\sqrt{1-x^2}}{\pi}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-y^2}}^{\sqrt{1-y^2}} \frac{1}{\pi} dx = \frac{2\sqrt{1-y^2}}{\pi}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

故

$$f(0,0) = \frac{1}{\pi} \neq \frac{4}{\pi^2} = \frac{2}{\pi} \times \frac{2}{\pi} = f_X(0)f_Y(0)$$

从而 X 与 Y 不相互独立。

四、证明 X , Y 的分布律分别为

X	0	1
P	$P(\bar{A})$	$P(A)$

Y	0	1
P	$P(\bar{B})$	$P(B)$

$$EX = P(X=1) = P(A), \quad EY = P(Y=1) = P(B), \quad E(XY) = P(X=1, Y=1) = P(AB)$$

✓ 若 $\rho_{XY} = 0$, 即 $E(XY) = EX \cdot EY$, 则 $P(AB) = P(A)P(B)$, 即 A 与 B 相互独立, 从而 A 与 \bar{B} , \bar{A} 与 B , \bar{A} 与 \bar{B} , 所以

$$P(X=1, Y=1) = P(X=1)P(Y=1), \quad P(X=1, Y=0) = P(X=1)P(Y=0)$$

$$P(X=0, Y=1) = P(X=0)P(Y=1), \quad P(X=0, Y=0) = P(X=0)P(Y=0)$$

故 X 与 Y 相互独立。

五、解 (1) $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 0$

$$\begin{aligned} EX^2 &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx \\ &= -\int_0^{+\infty} x^2 d(e^{-x}) = \left[-x^2 e^{-x} \right]_0^{+\infty} + 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = -2 \int_0^{+\infty} x d(e^{-x}) \\ &= \left[-2x e^{-x} \right]_0^{+\infty} + 2 \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = 2 \end{aligned}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = 2$$

(2) 由于 $E(X|X|) = \int_{-\infty}^{+\infty} x|x| f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x|x| \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 0$, 因此

$$\text{cov}(X, |X|) = E(X|X|) - EX \cdot E(|X|) = 0$$

从而 X 与 $|X|$ 不相关。

(3) 由于

$$E|X| = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 1$$

$$D(|X|) = E(|X|)^2 - (E|X|)^2 = EX^2 - (E|X|)^2 = 2 - 1 = 1$$

因此 $D(X + |X|) = DX + D|X| + 2\text{cov}(X, |X|) = 2 + 1 + 2 \times 0 = 3$ 。

又 $P(X < -2) > 0, P(|X| \leq 1) > 0$, 但

$$P(X < -2, |X| \leq 1) = 0 < P(X < -2)P(|X| \leq 1)$$

即 $P(X < -2, |X| \leq 1) \neq P(X < -2)P(|X| \leq 1)$, 故随机事件 $\{X < -2\}$ 与 $\{|X| \leq 1\}$ 不相互独立, 从而

X 与 $|X|$ 不相互独立。

$$\text{六、解 } EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x dx \int_0^2 (x+y) dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x \left[\frac{(x+y)^2}{2} \right]_0^2 dx$$

$$= \frac{1}{4} \int_0^2 x(x+1) dx = \frac{7}{6}$$

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y) dx dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x^2 dx \int_0^2 (x+y) dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x^2 \left[\frac{(x+y)^2}{2} \right]_0^2 dx$$

$$= \frac{1}{4} \int_0^2 x^2(x+1) dx = \frac{5}{3}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x dx \int_0^2 y(x+y) dy = \frac{1}{8} \int_0^2 x \left[\frac{xy^2}{2} + \frac{y^3}{3} \right]_0^2 dx$$

$$= \frac{1}{4} \int_0^2 (x^2 + \frac{4}{3}x) dx = \frac{4}{3}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{5}{3} - \left(\frac{7}{6}\right)^2 = \frac{11}{36}$$

由对称性, 得 $EY = EX = \frac{7}{6}, DY = DX = \frac{11}{36}$, 从而

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - EX \cdot EY = \frac{4}{3} - \frac{7}{6} \times \frac{7}{6} = -\frac{1}{36}$$

故

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}} = \frac{-\frac{1}{36}}{\sqrt{\frac{11}{36}} \sqrt{\frac{11}{36}}} = -\frac{1}{11}$$

$$D(X+Y) = DX + DY + 2\text{cov}(X, Y) = \frac{11}{36} + \frac{11}{36} + 2 \times \left(-\frac{1}{36}\right) = \frac{5}{9}$$

七、解 (1) 由于

$$EX^2 = DX + (EX)^2 = 4, \quad EY^2 = DY + (EY)^2 = 16$$

$$E(XY) = \text{cov}(X, Y) + EX \cdot EY = \rho_{XY} \sqrt{DX} \sqrt{DY} = (-0.5) \times 2 \times 4 = -4$$

因此

$$\begin{aligned} EW &= E(aX + 3Y)^2 = a^2 EX^2 + 6aE(XY) + 9EY^2 \\ &= 4a^2 - 24a + 144 = 4(a-3)^2 + 108 \end{aligned}$$

从而当 $a=3$ 时, EW 取得最小值, 且最小值为 108。

(2) 设 $a^2 = \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2}$, 则

$$\begin{aligned} \text{cov}(U, V) &= \text{cov}(X - aY, X + aY) = \text{cov}(X, X) - a^2 \text{cov}(Y, Y) \\ &= \sigma_X^2 - a^2 \sigma_Y^2 = 0 \end{aligned}$$

从而 U 与 V 不相关。又由于 (X, Y) 服从二维正态分布, 且 U 、 V 可由 X 、 Y 线性表示, 即 (U, V)

是 (X, Y) 的线性变换, 故 (U, V) 服从二维正态分布, 从而 U 与 V 相互独立。