

一、选择与填空

11 级

1、设 $P(A)=0.5$, $P(\overline{AB})=0.2$, 则 $P(B|A)=\frac{3}{5}$ 。

1、设 A, B, C 为随机事件, 则下列选项中一定正确的是 D。

- (A) 若 $P(A)=0$, 则 A 为不可能事件
- (B) 若 A 与 B 相互独立, 则 A 与 B 互不相容
- (C) 若 A 与 B 互不相容, 则 $P(A)=1-P(B)$
- (D) 若 $P(AB) \neq 0$, 则 $P(BC|A) = P(B|A)P(C|BA)$

10 级

1. 若 A, B 为两个随机事件, 则下列选项中正确的是 C。

- (A) $(A \cup B) - B = A$
- (B) $(A \cup B) - B = B$
- (C) $[(A \cup B) - B] \subset A$
- (D) $[(A \cup B) - B] \supset A$

1. 某人向同一目标独立重复进行射击, 每次射击命中的概率为 $p(0 < p < 1)$, 则此人第 4 次射击恰好是第 2 次命中目标的概率为 $3p^2(1-p)^2$ 。

2. 在 $[0, 1]$ 中随机取数 x , 在 $[1, 2]$ 中随机取数 y , 则事件 $\left\{x+y \geq \frac{3}{2}\right\}$ 的概率为 $\frac{7}{8}$ 。

09 级

1. 10 件产品中有 8 件正品, 2 件次品, 任选两件产品, 则恰有一件为次品的概率为 $\frac{16}{45}$ 。

2. 在区间 $(0, 1)$ 中随机地取两个数, 则事件{两数之和大于 $\frac{4}{5}$ } 的概率为 $\frac{17}{25}$ 。

1. 设 A, B 为两个随机事件, 若事件 A, B 的概率满足 $0 < P(A) < 1, 0 < P(B) < 1$, 且有等式 $P(A|B) = P(A|\overline{B})$ 成立, 则事件 A, B C。

- (A) 互斥
- (B) 对立
- (C) 相互独立
- (D) 不独立

08 级

1、某人忘记了电话号码的最后一个数字, 因而随意拨号, 则拨号不超过三次而接通电话的概率为 B。

- (A) $\frac{1}{10}$
- (B) $\frac{3}{10}$
- (C) $\frac{9}{10}$
- (D) $\frac{1}{8}$

1、在区间 $[0, L]$ 之间随机地投两点, 则两点间距离小于 $\frac{L}{2}$ 的概率为 $\frac{3}{4}$ 。

07 级

1、10 把钥匙中有 3 把能打开门锁, 今任取两把钥匙, 则打不开门锁的概率为 $\frac{7}{15}$ 。

2、在区间 $(0, 1)$ 之间随机地取两个数, 则事件{两数的最大值大于 $\frac{2}{3}$ } 发生的概率为 $\frac{5}{9}$ 。

二、计算与应用

11 级

有两个盒子，第一个盒子装有 2 个红球 1 个黑球，第二个盒子装有 2 个红球 2 个黑球，现从这两个盒子中各任取一球放在一起，再从中任取一球。

(1) 求这个球是红球的概率；

(2) 重复上述过程 10 次，记 X 表示出现取出的球为红球的次数，求 $E(X^2)$ 。

解答：(1) 令事件 $A = \{\text{取得一个红球}\}$ ，事件 $B_i = \{\text{从第 } i \text{ 个盒子中取得一个红球}\}$ ， $i=1,2$ ，于是

$$P(B_1B_2) = \frac{2 \times 2}{3 \times 4} = \frac{1}{3}, \quad P(A|B_1B_2) = 1$$

$$P(B_1\bar{B}_2) = \frac{2 \times 2}{3 \times 4} = \frac{1}{3}, \quad P(A|B_1\bar{B}_2) = \frac{1}{2}$$

$$P(\bar{B}_1B_2) = \frac{1 \times 2}{3 \times 4} = \frac{1}{6}, \quad P(A|\bar{B}_1B_2) = \frac{1}{2}$$

$$P(\bar{B}_1\bar{B}_2) = \frac{1 \times 2}{3 \times 4} = \frac{1}{6}, \quad P(A|\bar{B}_1\bar{B}_2) = 0$$

由全概率公式有

$$P(A) = P(B_1B_2)P(A|B_1B_2) + P(B_1\bar{B}_2)P(A|B_1\bar{B}_2) + P(\bar{B}_1B_2)P(A|\bar{B}_1B_2) + P(\bar{B}_1\bar{B}_2)P(A|\bar{B}_1\bar{B}_2)$$

$$= \frac{7}{12} \quad \dots\dots\dots 4 \text{ 分}$$

$$(2) X \sim B(10, \frac{7}{12}) \quad E(X) = 10 \times \frac{7}{12} = \frac{35}{6} \quad D(X) = 10 \times \frac{7}{12} \times \frac{5}{12} = \frac{175}{72}$$

$$E(X^2) = D(X) + [E(X)]^2 = \frac{875}{24} \quad \dots\dots\dots 4 \text{ 分}$$

10 级

1. 已知 A, B 为两个随机事件，且 $P(A) = \frac{1}{2}$ ， $P(B) = \frac{3}{5}$ ， $P(B|A) = \frac{4}{5}$ ，求：

(1) $P(A \cup B)$ ；(2) $P(A - B)$ ；(3) $P[\bar{B}|(A \cup B)]$ 。

解答：(1) $P(AB) = P(A)P(B|A) = \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{5} = \frac{2}{5} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = \frac{1}{2} + \frac{3}{5} - \frac{2}{5} = \frac{7}{10} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(2) P(A - B) = P(A) - P(AB) = \frac{1}{2} - \frac{2}{5} = \frac{1}{10} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(3) \text{方法 1: } P[\bar{B}|(A \cup B)] = 1 - P[B|(A \cup B)] = 1 - \frac{P(B)}{P(A \cup B)} = 1 - \frac{6}{7} = \frac{1}{7} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\text{方法 2: } P[\bar{B}|(A \cup B)] = \frac{P[(\bar{B}A) \cup (\bar{B}\bar{B})]}{P(A \cup B)} = \frac{P(A - B)}{P(A \cup B)} = \frac{1}{7} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

09 级

1. 设 A, B 为两个随机事件，且有 $P(\bar{A}) = 0.4$ ， $P(B) = 0.4$ ， $P(\bar{B}|A) = 0.5$ ，计算：

(1) $P(A)$ ；(2) $P(AB)$ ；(3) $P(\bar{B}|(A \cup B))$ 。

解答：(1) $P(A) = 1 - P(\bar{A}) = 0.6$ ；.....1 分

$$(2) P(\bar{B}|A) = 1 - P(B|A) = 1 - \frac{P(AB)}{P(A)} = 0.5, \text{ 故 } P(AB) = 0.3; \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(3) P(\bar{B}|(A \cup B)) = 1 - P(B|(A \cup B)) = 1 - \frac{P(B(A \cup B))}{P(A \cup B)}$$

$$= 1 - \frac{P(B)}{P(A) + P(B) - P(AB)} = \frac{3}{7}. \quad \dots\dots 3 \text{ 分}$$

08 级

1、设 A, B 为两个事件, $P(\bar{A}) = 0.3$, $P(B) = 0.4$, $P(A\bar{B}) = 0.5$, 求:

- (1) $P(A)$; (2) $P(AB)$; (3) $P(B|(A \cup \bar{B}))$.

解答: $P(A) = 1 - P(\bar{A}) = 0.7$

$$P(AB) = P(A) - P(A\bar{B}) = 0.7 - 0.5 = 0.2$$

$$\begin{aligned} P(B|(A \cup \bar{B})) &= \frac{P(B(A \cup \bar{B}))}{P(A \cup \bar{B})} = \frac{P(AB)}{P(A) + P(\bar{B}) - P(A\bar{B})} \\ &= \frac{0.2}{0.7 + 0.6 - 0.5} = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

07 级

2、设 A, B, C 为三个事件, 且 $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{3}$, $P(AB) = 0$, $P(AC) = \frac{1}{6}$,

$P(BC) = \frac{1}{8}$, 求:

- (1) $P(C|A)$; (2) $P(C|\bar{B})$; (3) A, B, C 至少有一个发生的概率。

解答: (1) $P(C|A) = \frac{P(AC)}{P(A)} = \frac{1}{2}$;

$$(2) P(C|\bar{B}) = \frac{P(C\bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{P(C) - P(BC)}{1 - P(B)} = \frac{5}{16};$$

$$(3) P\{A, B, C \text{ 至少有一个发生}\} = P(A + B + C)$$

$$= P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC) = \frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3} - 0 - \frac{1}{6} - \frac{1}{8} + 0 = \frac{17}{24}.$$

第 2 章

一、选择与填空

11 级

2、设随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, $F(x)$ 为其分布函数, 则对任意实数 a , 有 $F(\mu + a) + F(\mu - a) = \underline{1}$ 。

10 级

3. 设随机变量 X 与 Y 相互独立且服从同一分布: $P\{X = k\} = P\{Y = k\} = \frac{k+1}{3}$ ($k = 0, 1$), 则概率 $P\{X = Y\}$ 的值为 $\underline{\frac{5}{9}}$ 。

08 级

2、设相互独立的两个随机变量 X, Y 的分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$, 则 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数是 C。

(A) $F_Z(z) = \max\{F_X(z), F_Y(z)\}$ (B) $F_Z(z) = \max\{|F_X(z)|, |F_Y(z)|\}$

(C) $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$ (D) $F_Z(z) = F_X(x)F_Y(y)$

3、设随机变量 $X \sim N(1, 4)$, $Y \sim N(0, 1)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则 A。

(A) $X - 2Y \sim N(1, 8)$

(B) $X - 2Y \sim N(1, 6)$

(C) $X - 2Y \sim N(1, 2)$

(D) $X - 2Y \sim N(1, 1)$

07 级

1、已知随机变量 X 服从参数 $n=2, p=\frac{1}{3}$ 的二项分布, $F(x)$ 为 X 的分布函数, 则 $F(1.5) = \underline{D}$ 。

- (A) $\frac{1}{9}$
- (B) $\frac{4}{9}$
- (C) $\frac{5}{9}$
- (D) $\frac{8}{9}$

二、计算与应用

11 级

1、已知随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1, \\ 0, & |x| \geq 1. \end{cases}$$

求: (1) X 的分布函数 $F(x)$; (2) 概率 $P\left\{|x| < \frac{1}{2}\right\}$ 。

解答: (1) $F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(t)dt$

当 $x < -1$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^x 0dt = 0$ 1 分

当 $-1 \leq x < 1$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-1}^x \frac{1}{\pi\sqrt{1-t^2}} dt = \frac{1}{\pi}(\arcsin x + \frac{\pi}{2})$ 2 分

当 $x \geq 1$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-1}^1 \frac{1}{\pi\sqrt{1-t^2}} dt = 1$ 1 分

综上, $F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ \frac{1}{\pi}(\arcsin x + \frac{\pi}{2}), & -1 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$

(2) $P\left\{|X| < \frac{1}{2}\right\} = P\left\{-\frac{1}{2} < X < \frac{1}{2}\right\} = F\left(\frac{1}{2}\right) - F\left(-\frac{1}{2}\right)$
 $= \frac{1}{\pi}\left[\arcsin\left(\frac{1}{2}\right) + \frac{\pi}{2}\right] - \frac{1}{\pi}\left[\arcsin\left(-\frac{1}{2}\right) + \frac{\pi}{2}\right] = \frac{1}{3}$ 3 分

2、设连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求随机变量 $Y = X^3$ 的概率密度函数。

解法 1: 由于 $Y = X^3$ 所以 $x = h(y) = \sqrt[3]{y}$,1 分

$$f_Y(y) = f_X(h(y))|h'(y)| = \begin{cases} 2\sqrt[3]{y} \cdot \frac{1}{3}y^{-\frac{2}{3}} = \frac{2}{3}y^{\frac{1}{3}}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots 6 \text{ 分}$$

解法 2: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^3 \leq y\}$

当 $y < 0$ 时: $F_Y(y) = 0$ 1 分

当 $0 \leq y < 1$ 时: $F_Y(y) = P\{X^3 \leq y\} = P\{X \leq \sqrt[3]{y}\} = \int_{-\infty}^{\sqrt[3]{y}} f_X(x)dx = \int_0^{\sqrt[3]{y}} 2xdx = y^{\frac{2}{3}}$ 5 分

当 $y \geq 1$ 时: $F_Y(y) = 1$ 1 分

$$\text{故 } f_Y(y) = F_Y'(y) = \begin{cases} \frac{2}{3}y^{-\frac{1}{3}}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

10 级

2. 已知连续型随机变量 X 的概率密度函数 $f(x) = Ce^{-|x|}$ ($-\infty < x < +\infty$), 求:

(1) 常数 C ; (2) X 的分布函数 $F_X(x)$; (3) 概率 $P\{1 < X < 3\}$ 。

解答: (1) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ 1 分

$$\Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} Ce^{-|x|}dx = 1 \Rightarrow C = \frac{1}{2}$$
1 分

(2) 当 $x < 0$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2}e^x dx = \frac{1}{2}e^x$

当 $x \geq 0$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2}e^x dx + \int_0^x \frac{1}{2}e^{-x} dx = 1 - \frac{1}{2}e^{-x}$

$$\text{故 } X \text{ 的分布函数 } F(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x, & x < 0 \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-x}, & x \geq 0 \end{cases}$$
4 分

(3) $P\{1 < X < 3\} = F(3) - F(1) = \frac{1}{2}(e^{-1} - e^{-3})$ 2 分

3. 设随机变量 X 在区间 $[0, 2]$ 上服从均匀分布, 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数 $f_Y(y)$ 。

答: $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 2 分

方法 1: $y = x^2$ 的反函数为 $x = \pm\sqrt{y}$, 故

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(\sqrt{y})|(\sqrt{y})'| + f_X(-\sqrt{y})|(-\sqrt{y})'|, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0 \end{cases}$$
2 分

$$= \begin{cases} \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{4\sqrt{y}}, & 0 \leq y \leq 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$
4 分

方法 2: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\}$ 2 分

当 $y < 0$ 时: $F_Y(y) = 0$

当 $0 \leq y < 4$ 时:

$$F_Y(y) = P\{X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_X(x)dx = \int_0^{\sqrt{y}} \frac{1}{2}dx = \frac{1}{2}\sqrt{y}$$
2 分

当 $y \geq 4$ 时: $F_Y(y) = 1$

$$\text{故 } f_Y(y) = F_Y'(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{y}}, & 0 \leq y < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$
2 分

09 级

2. 设有三个盒子, 第一个盒装有 4 个红球, 1 个黑球; 第二个盒装有 3 个红球, 2 个黑球; 第三个盒装有 2 个红球, 3 个黑球. 若任取一盒, 从中任取 3 个球。

(1) 已知取出的 3 个球中有 2 个红球, 计算此 3 个球是取自第一箱的概率;

(2) 以 X 表示所取到的红球数, 求 X 的分布律;

(3) 若 $Y = \sin \frac{\pi}{2} X$, 求 Y 的分布律.

解答: (1) 设 $B_i =$ “取第 i 箱” ($i=1,2,3$), $A =$ “取出的 3 个球中有 2 个红球”, 则

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(B_i)P(A|B_i) = \frac{1}{3} \cdot \frac{C_4^2 \cdot C_1^1}{C_5^3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{C_3^2 \cdot C_2^1}{C_5^3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{C_2^2 \cdot C_3^1}{C_5^3} = \frac{1}{2}$$

$$P(B_1|A) = \frac{P(B_1A)}{P(A)} = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{2}{5}. \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(2) P\{X=0\} = \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{1}{3} \cdot \frac{C_3^3}{C_5^3} = \frac{1}{30},$$

$$P\{X=1\} = \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{1}{3} \cdot \frac{C_3^1 \cdot C_2^2}{C_5^3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{C_2^1 C_3^2}{C_5^3} = \frac{3}{10},$$

$$P\{X=2\} = P(A) = \frac{1}{2}, \quad P\{X=3\} = 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} - P\{X=2\} = \frac{1}{6},$$

因此, X 的分布律为

X	0	1	2	3
P	$\frac{1}{30}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{6}$

.....2 分

$$(3) P\{Y=1\} = P\{X=3\} = \frac{1}{6}, \quad P\{Y=-1\} = P\{X=1\} = \frac{3}{10},$$

$$P\{Y=0\} = P\{X=0\} + P\{X=2\} = \frac{8}{15},$$

因此, Y 的分布律为

Y	-1	0	1
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{8}{15}$	$\frac{3}{10}$

.....2 分

3. 设连续型随机变量 X 的分布函数为

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ a + bx^2, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

(1) 求系数 a, b 的值及 X 的概率密度函数 $f_X(x)$;

(2) 若随机变量 $Y = X^2$, 求 Y 的概率密度函数 $f_Y(y)$.

解答: (1) 由于连续型随机变量的分布函数 $F(x)$ 是连续函数, 因此:

$$\lim_{x \rightarrow 0^-} F(x) = F(0), \quad \lim_{x \rightarrow 1^-} F(x) = F(1), \quad \text{即得 } a=0, b=1,$$

$$f_X(x) = F'_X(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad \dots\dots 3 \text{ 分}$$

(2) (方法 1) 对任意实数 y , 随机变量 Y 的分布函数为:

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\}$$

当 $y < 0$ 时: $F_Y(y) = 0$,

当 $y \geq 0$ 时: $F_Y(y) = P\{\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$,

当 $0 \leq y < 1$ 时: $F_Y(y) = (\sqrt{y})^2 - 0 = y$,

当 $y \geq 1$ 时: $F_Y(y) = 1 - 0 = 1$

于是, $f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 3分

(方法 2)

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(\sqrt{y})|(\sqrt{y})'| + f_X(-\sqrt{y})|(-\sqrt{y})'|, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$
$$= \begin{cases} 2\sqrt{y} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + 0, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$
3分

08 级

2、已知连续型随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ cx^3, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

求: (1) 常数 c ; (2) X 的概率密度函数; (3) 概率 $P\{-1 < X < \frac{1}{2}\}$ 。

解答: (1) 连续型随机变量的分布函数为连续函数, 故 $c = 1$;

$$(2) f(x) = F'(x) = \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他} \end{cases};$$

$$(3) P\{-1 < X < \frac{1}{2}\} = F(\frac{1}{2}) - F(-1) = \frac{1}{8}。$$

3、设随机变量 X 服从标准正态分布 $N(0,1)$, 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数 $f_Y(y)$ 。

解答: $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, $y = x^2$ 的反函数为 $x = \sqrt{y}$ 和 $x = -\sqrt{y}$, 因此

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(\sqrt{y})|(\sqrt{y})'| + f_X(-\sqrt{y})|(-\sqrt{y})'|, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$
$$= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} \frac{1}{2\sqrt{y}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y}{2}} \frac{1}{2\sqrt{y}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-\frac{y}{2}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

07 级

2、已知连续型随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ a + b \arcsin x, & -1 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

求 (1) 常数 a 和 b ; (2) X 的概率密度 $f(x)$; (3) 概率 $P\{-2 < X < 0\}$ 。

解答: (1) 由于连续型随机变量的分布函数 $F(x)$ 是连续函数, 将 -1 和 1 代入 $F(x)$, 得到关于 a 和 b 的方程:

$$0 = F(-1) = a - \frac{\pi}{2}b, \quad 0 = F(1) = a + \frac{\pi}{2}b$$

解得: $a = \frac{1}{2}, b = \frac{1}{\pi}$;

(2) $F(x)$ 对 x 求导, 得 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1 \\ 0, & |x| \geq 1 \end{cases}$$

$$(3) P\{-2 < X < 0\} = F(0) - F(-2) = \frac{1}{2}.$$

3、设随机变量 X 在区间(1,2)上服从均匀分布, 求 $Y = e^{2X}$ 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

解答: (解法一) 由题设知, X 的概率密度为 $f_X(x) = \begin{cases} 1 & 1 < x < 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ 。

对任意实数 y , 随机变量 Y 的分布函数为:

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{e^{2X} \leq y\}$$

当 $y \leq e^2$ 时: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{e^{2X} \leq y\} = 0$;

当 $e^2 < y < e^4$ 时:

$$F_Y(y) = P\{e^{2X} \leq y\} = P\{X \leq \frac{1}{2} \ln y\} = \int_{-\infty}^{\frac{1}{2} \ln y} f_X(x) dx = \int_1^{\frac{1}{2} \ln y} dx = \frac{1}{2} \ln y - 1;$$

当 $y \geq e^4$ 时: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{e^{2X} \leq y\} = 1$,

故

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq e^2 \\ \frac{1}{2} \ln y - 1, & e^2 < y < e^4 \\ 1, & y \geq e^4 \end{cases}$$

于是,

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2y}, & e^2 < y < e^4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$\text{(解法二)} \quad f_Y(y) = \begin{cases} f_X\left(\frac{1}{2} \ln y\right) \left|\left(\frac{1}{2} \ln y\right)'\right|, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 1 \cdot \frac{1}{2y}, & 1 < \frac{1}{2} \ln y < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2y}, & e^2 < y < e^4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

第 3 章

一、选择与填空

11 级

3、设随机变量 X 与 Y 相互独立, X 在区间 $[0,3]$ 上服从均匀分布, Y 服从参数为 2 的指数分布,

$$\text{则概率 } P\{\min(X, Y) > 1\} = \frac{2}{3e^2}.$$

2、设随机变量 (X, Y) 服从二维正态分布, 且 X 与 Y 不相关, $f_X(x)$ 、 $f_Y(y)$ 分别为 X 、 Y 的概率

密度, 则在 $Y=y$ 条件下, X 的条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 为 A。

- (A) $f_X(x)$ (B) $f_Y(y)$
 (C) $f_X(x)f_Y(y)$ (D) $\frac{f_X(x)}{f_Y(y)}$

10 级

3. 设随机变量 X 与 Y 相互独立且都服从参数为 $\lambda(\lambda > 0)$ 的指数分布, 则 $\min(X, Y)$ 服从 B。

- (A) 参数为 λ 的指数分布 (B) 参数为 2λ 的指数分布
 (C) 参数为 $\frac{\lambda}{2}$ 的指数分布 (D) $(0, \lambda)$ 上的均匀分布

二、计算与应用

11 级

3. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布律为

	Y			
X		-1	0	1
-1		0	$\frac{1}{4}$	0
0		$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
1		0	$\frac{1}{4}$	0

- (1) 求概率 $P\{|X| > |Y|\}$;
 (2) 求 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} , 并讨论 X 与 Y 的相关性, 独立性。

解答: (1) $P\{|X| > |Y|\} = P\{X = -1, Y = 0\} + P\{X = 1, Y = 0\} = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$ 3 分

(2) $EX = 0, EY = 0, E(XY) = 0$, 故 $\text{cov}(X, Y) = 0, \rho_{XY} = 0$ 。

因 $\rho_{XY} = 0$, 故 X 与 Y 不相关。2 分

由联合分布律显然 $P_{ij} \neq P_{i\cdot} \cdot P_{\cdot j}$, 所以 X 与 Y 不独立。2 分

1. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} Axy, & 0 < y < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

- 求: (1) 常数 A ;
 (2) (X, Y) 的边缘概率密度函数 $f_Y(y)$;
 (3) 在 $Y = y$ 的条件下, X 的条件概率密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$;
 (4) 条件概率 $P\{X < \frac{2}{3} | Y = \frac{1}{2}\}$ 。

解答: (1) $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$ 1 分

$\Rightarrow \int_0^1 dx \int_0^x Axy dy = 1 \Rightarrow A = 8$ 2 分

(2) $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 8xy dx = 4y(1-y^2), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 3 分

(3) 当 $0 < y < 1$ 时, $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{2x}{1-y^2}, & y < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

(4) $P\{X < \frac{2}{3} | Y = \frac{1}{2}\} = \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{2}{3}} \frac{2x}{1-y^2} dx \Big|_{y=\frac{1}{2}} = \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{2}{3}} \frac{8x}{3} dx = \frac{7}{27} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

10 级

1. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ax^2y, & x^2 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求: (1) 常数 A ;

(2) (X, Y) 的边缘概率密度函数 $f_Y(y)$;

(3) 在 $Y = y$ 的条件下, X 的条件概率密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$;

(4) 条件概率 $P\{X \leq 0 | Y = \frac{1}{2}\}$ 。

解答: (1) $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 \dots\dots\dots 1 \text{分}$

$\Rightarrow \int_{-1}^1 dx \int_{x^2}^1 Ax^2y dx dy = 1 \Rightarrow A = \frac{21}{4} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

(2) $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{21}{4} x^2 y dx = \frac{7}{2} y^{\frac{5}{2}}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots\dots 3 \text{分}$

(3) 当 $0 < y < 1$ 时, $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{3}{2} x^2 y^{-\frac{3}{2}}, & -\sqrt{y} < x < \sqrt{y} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

(4) $P\{X \leq 0 | Y = \frac{1}{2}\} = \int_{-\sqrt{\frac{1}{2}}}^0 \frac{3}{2} x^2 y^{-\frac{3}{2}} dx \Big|_{y=\frac{1}{2}} = \int_{-\frac{\sqrt{2}}{2}}^0 \frac{3}{2} x^2 2\sqrt{2} dx = \frac{1}{2} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

09 级

1. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-x-y}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

(1) 求关于 X 的边缘密度函数 $f_X(x)$;

(2) 试判断 X 与 Y 是否相互独立?

(3) 计算 $P\{X + Y < 1\}$.

解答: (1) $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{+\infty} e^{-x-y} dy, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases} = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases} \dots\dots\dots 4 \text{分}$

(2) 与 (1) 类似, 易知 $f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$, 满足 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, 因此 X 与 Y 相互独立;

$\dots\dots\dots 4 \text{分}$

(3) $P\{X + Y < 1\} = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} e^{-x-y} dy = 1 - 2e^{-1} \dots\dots\dots 2 \text{分}$

某次抽样调查结果表明, 考生的外语成绩 X (百分制) 近似服从正态分布 $X \sim N(72, \sigma^2)$, 并且分

数在 60 分至 84 分之间的考生人数占考生总数的 68.2%，试求考生的外语成绩在 96 分以上的概率。

X	0	1.0	2.0	3.0
$\Phi(x)$	0.500	0.841	0.977	0.999

解答：根据题意有，

$$P\{60 < X < 84\} = \Phi\left(\frac{12}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{12}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{12}{\sigma}\right) - 1 = 68.2\%, \quad \dots\dots 4 \text{ 分}$$

故 $\Phi\left(\frac{12}{\sigma}\right) = 0.841$ ，因此 $\sigma = 12$ ，\dots\dots 2 分

$$P\{X > 96\} = 1 - \Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 1 - \Phi(2) = 0.023. \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

08 级

1、设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

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

求：(1) (X, Y) 的边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x)$ ；

(2) 概率 $P\{Y > X\}$ ；

(3) 随机变量 $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的概率密度函数 $f_Z(z)$ 。

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

当 $-1 < x < 1$ 时： $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}}, & x^2 + y^2 < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ；

(2) $P\{Y > X\} = \iint_{y>x} f(x, y) dx dy = \frac{1}{2}$ ；

(3) $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{\sqrt{X^2 + Y^2} \leq z\}$

当 $z \leq 0$ 时： $F_Z(z) = 0$ ；

当 $0 < z < 1$ 时： $F_Z(z) = \iint_{\sqrt{x^2+y^2} \leq z} f(x, y) dx dy = \iint_{\sqrt{x^2+y^2} \leq z} \frac{1}{\pi} dx dy = \frac{1}{\pi} \cdot \pi z^2 = z^2$ ；

当 $z \geq 1$ 时： $F_Z(z) = 1$ 。

因此， $f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} 2z, & 0 < z < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 。

07 级

1、设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ax, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求 (1) 常数 A ；

(2) (X, Y) 的边缘概率密度函数 $f_Y(y)$ 和条件概率密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$ ；

(3) 概率 $P\{X + Y < 1\}$ 。

1. 解答: (1) 由于 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$,

即 $\int_0^1 dx \int_0^x A x dy = 1$, 推得 $A = 3$ 。

$$(2) f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 3x dx, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-y^2), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{当 } 0 < y < 1 \text{ 时: } f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{2x}{1-y^2}, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases};$$

$$(3) P\{X+Y < 1\} = \int_0^{\frac{1}{2}} dy \int_y^{1-y} 3x dx = \frac{1}{4}.$$

第 4 章

一、选择与填空

11 级

3. 将一枚质量均匀对称的硬币独立地重复掷 n 次, 以 X 和 Y 分别表示正面向上和反面向上的次数, 则 X 和 Y 的相关系数为 B。

(A) 1 (B) -1

(C) 0 (D) 0.5

10 级

2. 设随机变量 X 服从参数为 $\lambda (\lambda > 0)$ 的泊松分布, 且 $P\{X=1\} = P\{X=2\}$, 则 $D(X+1)$ 的值为 A。

(A) 2 (B) 3 (C) $\frac{1}{4}$ (D) $\frac{5}{4}$

09 级

2. 设 X 和 Y 为独立同分布的随机变量, X 的分布律为 $P\{X=0\} = \frac{1}{4}$, $P\{X=1\} = \frac{3}{4}$, 令随机变量 $Z = \max(X, Y)$, 则数学期望 $E(Z) =$ D。

(A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{3}{4}$ (C) $\frac{1}{16}$ (D) $\frac{15}{16}$

08 级

2. 设随机变量 X 服从参数为 1 的泊松分布, 则 $P\{X = E(X^2)\} =$ $\frac{1}{2e}$ 。

3. 设随机变量 X 和 Y 的相关系数为 0.5, $E(X) = E(Y) = 0$, $E(X^2) = E(Y^2) = 2$, 则 $E[(X-Y)]^2 =$ 6。

07 级

2. 下面四个随机变量的分布中, 期望最大, 方差最小的是 B。

(A) X 服从正态分布 $N(5, \frac{1}{2})$ (B) Y 服从均匀分布 $U(5, 7)$

(C) Z 服从参数为 $\frac{1}{6}$ 指数分布 (D) T 服从参数为 3 的泊松分布

3. 若二维随机变量 (X, Y) 的相关系数 $\rho_{XY} = 0$, 则以下结论正确的是 B。

(A) X 与 Y 相互独立 (B) $D(X+Y) = D(X) + D(Y)$

(C) X 与 Y 互不相容 (D) $D(XY) = D(X) \cdot D(Y)$

3. 设随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布, 则 $P\{X > \sqrt{DX}\} =$ $\frac{1}{e}$ 。

二、计算与应用

10 级

将 2 封信随机地投入 2 个邮筒, 设随机变量 X, Y 分别表示投入第 1 个和第 2 个邮筒的信的数目, 试求:

- (1) (X, Y) 的联合分布; (2) X 的数学期望 $E(X)$ 及方差 $D(X)$;
 (3) (X, Y) 的相关系数 ρ ; (4) 判断 X, Y 是否不相关. 是否相互独立。

解答: (1)

$Y \backslash X$	0	1	2
0	0	0	1/4
1	0	1/2	0
2	1/4	0	0

.....4 分

(2) X 与 Y 同分布, 且 X 的分布为:

X	0	1	2
P	1/4	1/2	1/4

因此 $E(X)=1, E(X^2)=\frac{3}{2}, D(X)=\frac{1}{2}$ 2 分

(3) 方法 1: $E(Y)=1, D(Y)=\frac{1}{2}, E(XY)=\frac{1}{2}, \text{cov}(X, Y)=E(XY)-E(X)E(Y)=-\frac{1}{2}$

故 $\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = -1$ 2 分

方法 2: 由于 $X+Y=2$, 即 $Y=-X+2$, X 与 Y 存在线性关系, 因此 $\rho=-1$.

.....2 分

(4) 相关, 不独立

.....2 分

09 级

4. 设随机变量 X 与 Y 的相关系数 $\rho=1/4, D(X)=D(Y)=1$, 令 $U=X+Y, V=X+aY$, 且 U 与 V 不相关, 求常数 a .

方法 1) $\text{cov}(U, V) = \text{cov}(X+Y, X+aY)$
 $= D(X) + aD(Y) + (a+1)\text{cov}(X, Y)$
 $= 1 + a + (a+1)\rho\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)} = \frac{5}{4}(a+1)$

由于 U 与 V 不相关, 因此 $\text{cov}(U, V)=0$,

.....4 分

于是 $a=-1$.

.....2 分

(方法 2) $E(UV) = E[(X+Y)(X+aY)]$

$$= 1 + [E(X)]^2 + (a+1)\left[\frac{1}{4} + E(X)E(Y)\right] + a\{1 + [E(Y)]^2\}$$

$$E(U)E(V) = E(X+Y)E(X+aY) = [E(X)]^2 + (a+1)E(X)E(Y) + a[E(Y)]^2$$

则 $\text{cov}(U, V) = E(UV) - E(U)E(V) = \frac{5}{4}(a+1)$

由于 U 与 V 不相关, 因此 $\text{cov}(U, V)=0$,

.....4 分

于是 $a=-1$.

.....2 分

08 级

2. 设随机变量 X_1 和 X_2 的分布律为

X_1	-1	0	1
-------	----	---	---

p	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$
-----	---------------	---------------	---------------

X_2	0	1
p	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

并且 $P\{X_1 X_2 = 0\} = 1$ 。

- (1) 求 X_1, X_2 的数学期望以及方差;
- (2) 求 (X_1, X_2) 的联合分布律;
- (3) 求 X_1, X_2 的协方差;
- (4) 判断 X_1, X_2 是否不相关, 是否独立。

解答: (1) $E(X_1) = 0, E(X_2) = \frac{1}{2}, D(X_1) = \frac{1}{2}, D(X_2) = \frac{1}{4}$;

(2)

$X_2 \backslash X_1$	-1	0	1
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
1	0	$\frac{1}{2}$	0

- (3) $\text{cov}(X_1, X_2) = E(X_1 X_2) - EX_1 \cdot EX_2 = 0$;
- (4) 由 $\text{cov}(X_1, X_2) = 0$ 知 $\rho_{X_1 X_2} = 0$ 故 X_1, X_2 不相关;

又 (X_1, X_2) 联合分布律中不满足 $p_{ij} = p_i \cdot p_j$, 所以 X_1, X_2 不独立。

设某企业生产线上产品的合格率为 0.96, 不合格品中只有 $\frac{3}{4}$ 的产品可进行再加工, 且再加工的合格率为 0.8, 其余均为废品。已知每件合格品可获利 80 元, 每件废品亏损 20 元, 为保证该企业每天平均利润不低于 2 万元, 问该企业每天至少应生产多少产品?

解答: 每件产品的合格率为 $0.96 + 0.04 \cdot \frac{3}{4} \cdot 0.8 = 0.984$, 不合格率为 0.016, 设随机变量 X 表示生产每件产品的利润, 则 X 的分布律为:

X	80	-20
p	0.984	0.016

每件产品的平均利润即 $E(X) = 80 \times 0.984 + (-20) \times 0.016 = 78.4$, 有 $\frac{20000}{78.4} \approx 255.1$, 因此企业每天至少应生产 256 件产品。

07 级

2、设二维随机变量 (X, Y) 的概率分布为

$X \backslash Y$	0	1	$P\{X = x_i\}$
-1		0.64	
0	0.04		
$P\{Y = y_j\}$		0.8	1

- (1) 请将上表空格处填全;
- (2) 求 X, Y 的数学期望以及方差 EX, EY, DX, DY ;
- (3) 求 X, Y 的协方差 $\text{cov}(X, Y)$ 以及相关系数 ρ_{XY} , 并判断 X, Y 是否不相关, 是否独立;
- (4) 记 $Z = X + Y$, 求 Z 的概率分布, 并求 $P\{X = Z\}$ 。

2. 解答: (1)

$X \backslash Y$	0	1	$P\{X = x_i\}$
-1	0.16	0.64	0.8
0	0.04	0.16	0.2

$P\{Y = y_j\}$	0.2	0.8	1
----------------	-----	-----	---

(2) $EX = -0.8, EY = 0.8, DX = 0.16, DY = 0.16;$

(3) $\text{cov}(X, Y) = E(XY) - EX \cdot EY = -0.64 - (-0.8)(0.8) = 0,$

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}} = 0, \text{ 故 } X, Y \text{ 不相关,}$$

又 (X, Y) 联合分布律中满足 $p_{ij} = p_i \cdot p_j$, 所以 X, Y 也相互独立;

Z	-1	0	1
P	0.16	0.68	0.16

(4) $P\{X = Z\} = P\{Y = 0\} = 0.2。$

07 级

已知甲、乙两箱中装有同种产品，其中甲箱中装有 3 件合格品和 3 件次品，乙箱中仅装有 3 件合格品。从甲箱中任取 2 件产品放入乙箱后，求：

(1) 从乙箱中任取一件产品是次品的概率；

(2) 乙箱中次品件数的数学期望。

解答：(1) 设 A_0, A_1, A_2 为从甲箱中取到了 0, 1, 2 个次品；

设 B 为从乙箱中任取一件次品，则

$$P(B) = \sum_{i=0}^2 P(A_i)P(B|A_i) = \frac{C_3^2}{C_6^2} \cdot 0 + \frac{C_3^1 C_3^1}{C_6^2} \cdot \frac{1}{5} + \frac{C_3^2}{C_6^2} \cdot \frac{2}{5} = \frac{1}{5};$$

(2) 设 X 表示乙箱中次品件数，则 X 可能取 0, 1, 2,

$$P\{X = 0\} = \frac{C_3^2}{C_6^2} = \frac{1}{5}; \quad P\{X = 1\} = \frac{C_3^1 C_3^1}{C_6^2} = \frac{3}{5}; \quad P\{X = 2\} = 1 - \frac{1}{5} - \frac{3}{5} = \frac{1}{5}$$

故 X 分布率为

X	0	1	2
P	$\frac{1}{5}$	$\frac{3}{5}$	$\frac{1}{5}$

因此： $EX = 0 + \frac{3}{5} + \frac{2}{5} = 1。$

三、证明

10 级

1. 设随机变量 X 与 Y 的相关系数为 ρ ，且满足 $D(X) = D(Y)$ ，令 $U = X + Y$ ， $V = X - Y$ ，证明： U 与 V 不相关。

证明： $\text{cov}(U, V) = \text{cov}(X + Y, X - Y) = D(X) - D(Y) = 0$ 2 分

即 $\rho_{UV} = 0$ ，故 U 与 V 不相关2 分

08 级

证明在一次试验中，事件 A 发生的次数 X 的方差 $D(X) \leq \frac{1}{4}$ 。

证明：在一次试验中，事件 A 发生的次数 X 为 1 或 0，设 $X = 1$ 的概率为 p ， $X = 0$ 的概率为 $1 - p$ ，则 X 的方差

$$D(X) = p(1 - p) = \frac{1}{4} - \left(p - \frac{1}{2}\right)^2 \leq \frac{1}{4}。$$

07 级

1、设 X 为连续型随机变量，且数学期望 $E(e^{X^2})$ 存在，证明：对于任意正数 ε ，有

$$P\{|X| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E(e^{X^2})}{e^{\varepsilon^2}}。$$

证明: $P\{|X| \geq \varepsilon\} = \int_{|X| \geq \varepsilon} f_X(x) dx \leq \int_{|X| \geq \varepsilon} \frac{e^{x^2}}{e^{\varepsilon^2}} f_X(x) dx \leq \frac{1}{e^{\varepsilon^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{x^2} f_X(x) dx = \frac{E(e^{X^2})}{e^{\varepsilon^2}}$ 。

第 5 章

一、选择与填空

11 级

4. 设随机变量 X 服从参数为 2 的泊松分布, 用契比雪夫不等式估计 $P\{-2 < X < 6\} \geq \underline{\frac{7}{8}}$ 。

10 级

4. 设随机变量 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , 则由契比雪夫不等式可知概率 $P\{|X - \mu| \geq 3\sigma\} \leq \underline{\frac{1}{9}}$ 。

09 级

3. 设随机变量 X 的方差为 25, 则根据契比雪夫不等式 $P\{|X - E(X)| < 10\} \geq \underline{\frac{3}{4}}$ 。

3. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 是独立同分布的随机变量序列, 且服从参数为 λ ($\lambda > 0$) 的泊松分布, 记 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数, 则必成立 B。

$$(A) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\lambda}{\lambda\sqrt{n}} \leq x \right\} = \Phi(x) \quad (B) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\lambda}{\sqrt{\lambda n}} \leq x \right\} = \Phi(x)$$

$$(C) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\lambda \sum_{i=1}^n X_i - n}{\sqrt{n}} \leq x \right\} = \Phi(x) \quad (D) \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - \lambda}{\sqrt{\lambda n}} \leq x \right\} = \Phi(x)$$

08 级

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_{10} 为来自总体 X 的简单随机样本, 且 $E(X) = \mu$, $D(X) = 8$, $\bar{X} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} X_i$, 利

用契比雪夫不等式估计 $P\{\mu - 4 < \bar{X} < \mu + 4\} \geq \underline{\frac{19}{20}}$ 。

07 级

4. 已知随机变量 X 的数学期望 $EX = 5$, 方差 $DX = 4$, 则由契比雪夫不等式可知概率 $P\{2 < X < 8\} \underline{C}$ 。

$$(A) \geq \frac{4}{9} \quad (B) \leq \frac{4}{9} \quad (C) \geq \frac{5}{9} \quad (D) \leq \frac{5}{9}$$

第 6 章

一、选择与填空

11 级

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的容量为 n 的简单随机样本, S^2 为样本方差, 则 $E(S^2) = \underline{\sigma^2}$ 。

10 级

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 表示样本均值, S^2 表示样本方差, 则下列选项中错误的是 B。

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

(B) $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n)$

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

(D) \bar{X} 与 S^2 相互独立

09 级

4. 设总体 X 服从二项分布 $B(n, p)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 则 $D(\bar{X})$ 为 $p(1-p)$.

08 级

4、设 X_1, X_2, \dots, X_n ($n \geq 2$) 为来自总体 $N(0,1)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, S^2 为样本方差, 则 D。

(A) $n\bar{X} \sim N(0,1)$

(B) $nS^2 \sim \chi^2(n)$

(C) $\frac{(n-1)\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$

(D) $\frac{(n-1)X_1^2}{\sum_{i=2}^n X_i^2} \sim F(1, n-1)$

07 级

4、设 (X_1, X_2, X_3, X_4) 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 若统计量 $Z = \frac{C(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}$ 服

从 t 分布, 则常数 $C =$ 2。

三、证明

11 级 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 若 \bar{X} 表示样本均值, S^2 表示样本方差, 记 $Y = n(\frac{\bar{X} - \mu}{S})^2$, 证明: $Y \sim F(1, n-1)$ 。

证明: 由于 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$, 所以 $(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}})^2 = \frac{n}{\sigma^2}(\bar{X} - \mu)^2 \sim \chi^2(1)$ 。2 分

又由于 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 且 \bar{X} 与 S^2 独立。2 分

$(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}})^2$ 与 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ 是独立的两个 χ^2 分布

故 $\frac{(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}})^2}{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} / n-1} = n(\frac{\bar{X} - \mu}{S})^2 \sim F(1, n-1)$ 。

10 级

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本且 $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$, \bar{X} 表示样本均值, S^2 表示样本方差, 记 $T = \bar{X}^2 - \frac{1}{n}S^2$, 证明: $E(T) = \mu^2$ 。

证明: $E(\bar{X}) = \mu, D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, E(S^2) = \sigma^2$ 2 分

$E(T) = E(\bar{X}^2 - \frac{1}{n}S^2) = D(\bar{X}) + (E\bar{X})^2 - \frac{1}{n}E(S^2) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 - \frac{1}{n}\sigma^2 = \mu^2$ 2 分

09 级

1. 设 X_1, X_2, \dots, X_8 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{10} 为分别来自两个正态分布总体 $N(-1, 2^2)$ 及 $N(2, 5^2)$ 的简单随机样本, 且相互独立, S_1^2 与 S_2^2 分别为两个样本方差, 试证明: 统计量 $\frac{25S_1^2}{4S_2^2}$ 服从 $F(7, 9)$ 分布.

证明: 由于 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 故 $\frac{7S_1^2}{4} \sim \chi^2(7)$, $\frac{9S_2^2}{25} \sim \chi^2(9)$,2 分

因此: $\frac{\frac{7S_1^2}{4}/7}{\frac{9S_2^2}{25}/9} \sim F(7, 9)$, 整理即得 $\frac{25S_1^2}{4S_2^2} \sim F(7, 9)$2 分

08 级

1、设随机变量 X 服从 $t(n)$ 分布, 求证: $\frac{1}{X^2}$ 服从 $F(n, 1)$ 分布。

证明: 设 $X = \frac{Y}{\sqrt{Z/n}}$, 其中 $Y \sim N(0, 1)$, $Z \sim \chi^2(n)$,

因此有, $Y^2 \sim \chi^2(1)$,

故 $\frac{1}{X^2} = \frac{Z/n}{Y^2/1} \sim F(n, 1)$

第 7 章

一、选择与填空

11 级

4、设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 σ^2 已知, 若已知样本容量和置信度 $1-\alpha$ 均不变, 则对于不同的样本观测值, 总体均值 μ 的置信区间的长度 C。

(A) 变长

(B) 变短

(C) 不变

(D) 不能确定

10 级

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, 1)$ 的简单随机样本, 建立总体 X 的数学期望 μ 的置信度为 0.95 的置信区间, 则当样本容量为 16 时, 置信区间的长度 $L = \underline{0.98}$ 。(已知 $\Phi(1.645) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$)

09 级

5. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, X_2, X_3 是来自总体 X 的简单随机样本, 且统计量 $\hat{\lambda} = aX_1 + \frac{1}{2}X_2 + \frac{1}{3}X_3$ 是 λ 的一个无偏估计量, 则常数 $a = \underline{\frac{1}{6}}$ 。

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 其中 σ^2 已知, μ 为未知参数, 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 则 μ 的置信度为 0.95 的置信区间是 A。

(A) $\left(\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$ (B) $\left(\bar{X} - 0.975 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 0.975 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$

(C) $\left(\bar{X} - 1.28 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1.28 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$ (D) $\left(\bar{X} - 0.90 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 0.90 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$

(其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数, $\Phi(1.96) = 0.975, \Phi(1.28) = 0.900$)

08 级

5、设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, 1)$, 从中随机地抽取 25 个样本, 则 μ 的置信度为 0.95 的置信区

间的长度 $L = \underline{0.784}$ 。

(已知 $\Phi(1.96) = 0.975, \Phi(1.645) = 0.95$, 其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数)

07 级

5、已知一批零件的长度 X (单位: cm) 服从正态分布 $N(\mu, 1)$, 从中随机地抽取 16 个零件, 得到长度的平均值为 40 (cm), 则 μ 的置信度为 0.95 的置信区间为 (39.51, 40.49)。

(已知 $\Phi(1.96) = 0.975, \Phi(1.645) = 0.95$, 其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数)

二、计算与应用

11 级

2、设总体 X 服从 0-1 分布, 分布律为

X	1	0
P	p	$1-p$

其中 p 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 是取自 X 的简单随机样本。

- 求: (1) p 的矩估计量 \hat{p}_1 ;
 (2) p 的极大似然估计量 \hat{p}_2 ;
 (3) 判断 \hat{p}_1 、 \hat{p}_2 是否为 p 的无偏估计。

解答: (1) $EX = p = \bar{X}$, 故 $\hat{p}_1 = \bar{X}$ 。4 分

(2) 由于总体 X 分布律还可以表示为 $P\{X = x\} = p^x(1-p)^{1-x}, x = 0, 1$

所以 $L(p) = P\{X_1 = x_1\}P\{X_2 = x_2\} \cdots P\{X_n = x_n\}$

$$= \prod_{i=1}^n p^{x_i} (1-p)^{1-x_i} = p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^n x_i} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\ln L(p) = \sum_{i=1}^n x_i \ln p + (n - \sum_{i=1}^n x_i) \ln(1-p) \quad \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

$$\frac{d \ln L(p)}{dp} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p} - \frac{n - \sum_{i=1}^n x_i}{1-p} = 0$$

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{x} \quad \text{故极大似然估计量为 } \hat{p}_2 = \bar{X} \quad \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$$

(3) 由于 $E(\bar{X}) = E(X) = p$, 所以 \hat{p}_1 、 \hat{p}_2 都是 p 的无偏估计。2 分

10 级

4. 设总体 X 的概率分布为

X	0	1	2	3
P	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	θ^2	$1-2\theta$

其中 $\theta (0 < \theta < \frac{1}{2})$ 是未知参数, 利用总体 X 的如下样本值: 3, 1, 3, 0, 3, 1, 2, 3, 求: (1) θ 的矩估计值; (2) 极大似然估计值。

解答: (1) $EX = 3 - 4\theta = \bar{X}$ 2 分

$$\text{故 } \hat{\theta} = \frac{3 - \bar{X}}{4} = \frac{3 - 2}{4} = \frac{1}{4} \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$(2) L(\theta) = P\{X_1 = x_1\}P\{X_2 = x_2\} \cdots P\{X_n = x_n\} \\ = \theta^2 [2\theta(1-\theta)]^2 \theta^2 (1-2\theta)^4 \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\ln L(\theta) = 4 \ln \theta + 2 \ln 2\theta + 2 \ln(1-\theta) + 4 \ln(1-2\theta)$$

$$\frac{d \ln L(\theta)}{d \theta} = 12\theta^2 - 14\theta + 3 = 0$$

$$\text{故 } \hat{\theta} = \frac{7 - \sqrt{13}}{12}$$

.....2 分

09 级

2. 已知总体 X 的概率密度函数为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1}, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数, 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本, 试求:

- (1) θ 的矩估计量; (2) θ 的极大似然估计量.

解答: (1) $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x \cdot \theta x^{\theta-1} dx = \frac{\theta}{\theta+1}$,

令 $\frac{\theta}{\theta+1} = \bar{X}$, 解得 $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{1-\bar{X}}$, 即参数 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{1-\bar{X}}$; 5 分

(2) 极大似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \begin{cases} \theta^n (x_1 x_2 \cdots x_n)^{\theta-1}, & 0 \leq x_i \leq 1 \quad (i=1, 2, \dots, n), \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

当 $0 \leq x_i \leq 1 \quad (i=1, 2, \dots, n)$ 时, 取对数得 $\ln L(\theta) = n \ln \theta + (\theta-1) \sum_{i=1}^n \ln x_i$,

对 θ 求导数, 得 $\frac{d[\ln L(\theta)]}{d\theta} = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$, 解得 $\hat{\theta} = \frac{-n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$,

于是 θ 的极大似然估计量为 $\hat{\theta} = \frac{-n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}$5 分

08 级

3. 已知总体 X 的概率密度函数为

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

其中 $\alpha > 0, \beta > 1$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本. 求:

- (1) 当 $\alpha = 1$ 时, β 的矩估计量;
(2) 当 $\beta = 2$ 时, α 的极大似然估计量.

解答: (1) 当 $\alpha = 1$ 时, 总体 X 的概率密度函数为 $f(x; \beta) = \begin{cases} \beta x^{-\beta-1}, & x > 1 \\ 0, & x \leq 1 \end{cases}$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{\beta}{x^{\beta+1}} dx = \frac{\beta}{\beta-1},$$

令 $\frac{\beta}{\beta-1} = \bar{X}$, 解得参数 β 的矩估计量为 $\hat{\beta} = \frac{\bar{X}}{X-1}$;

(2) 当 $\beta = 2$ 时, 总体 X 的概率密度函数为 $f(x; \alpha) = \begin{cases} 2\alpha^2 x^{-3}, & x > \alpha \\ 0, & x \leq \alpha \end{cases}$

极大似然函数为

$$L(\alpha) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \alpha) = \begin{cases} 2^n \alpha^{2n} (x_1 x_2 \cdots x_n)^{-3}, & x_i > \alpha \\ 0, & x_i \leq \alpha \end{cases}$$

为使 $L(\alpha)$ 取最大值, 只需在 $x_i \geq \alpha$ 时, 使 $2^n \alpha^{2n} (x_1 x_2 \cdots x_n)^{-3}$ 取最大值, 即 α 取最大值, 因此, α 的极大似然估计量为 $\hat{\alpha} = \min(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 。

07 级

3、设随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{\theta}{x^{\theta+1}}, & x > 1, \\ 0, & x \leq 1, \end{cases}$$

其中 $\theta > 1$ 为未知参数. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 求 θ 的矩估计量以及极大似然估计量。

解答: (1) 当 $\alpha = 1$ 时, X 的概率密度为 $f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{\theta}{x^{\theta+1}}, & x > 1, \\ 0, & x \leq 1, \end{cases}$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{\theta}{x^{\theta+1}} dx = \frac{\theta}{\theta-1},$$

令 $\frac{\theta}{\theta-1} = \bar{X}$, 解得 $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1}$, 即参数 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1}$;

(2) 似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta^n}{(x_1 x_2 \cdots x_n)^{\theta+1}}, & x_i > 1 (i=1, 2, \cdots, n) \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

当 $x_i > 1 (i=1, 2, \cdots, n)$ 时, 取对数得 $\ln L(\theta) = n \ln \theta - (\theta+1) \sum_{i=1}^n \ln x_i$,

对 θ 求导数, 得 $\frac{d[\ln L(\theta)]}{d\theta} = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$,

解得 $\hat{\theta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$,

于是 θ 的极大似然估计量为 $\hat{\theta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}$ 。

07 级

2、设随机变量 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , (X_1, X_2, \cdots, X_n) 是来自总体 X 的简单随机样本,

证明: $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是 σ^2 的无偏估计。

3. 证明: $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right)$

$$\begin{aligned} E(S^2) &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n EX_i^2 - nE\bar{X}^2 \right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n [DX_i + (EX_i)^2] - n[DX\bar{X} + (E\bar{X})^2] \right\} \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n [\sigma^2 + (\mu)^2] - n \left[\frac{\sigma^2}{n} + (\mu)^2 \right] \right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} (n\sigma^2 + n\mu^2 - \sigma^2 - n\mu^2) = \sigma^2$$

因此: $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是 σ^2 的无偏估计。

第 8 章

一、选择与填空

11 级

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, 2^2)$ 的简单随机样本, 样本容量 $n=16$, 样本均值为 \bar{X} , 则在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下检验假设 $H_0: \mu=5; H_1: \mu \neq 5$ 的拒绝域为 A。(已知 $\Phi(1.645)=0.95$, $\Phi(1.96)=0.975$, 其中 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数)

- (A) $\{|\bar{X}-5| \geq 0.98\}$ (B) $\{|\bar{X}-5| \leq 0.98\}$
 (C) $\{|\bar{X}-5| \geq 0.82\}$ (D) $\{|\bar{X}-5| \leq 0.82\}$

10 级

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 若进行假设检验, 当 D 时, 一般采用统计量 $T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ 。

- (A) μ 已知, 检验 $\sigma^2 = \sigma_0^2$ (B) μ 未知, 检验 $\sigma^2 = \sigma_0^2$
 (C) σ^2 已知, 检验 $\mu = \mu_0$ (D) σ^2 未知, 检验 $\mu = \mu_0$

09 级

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 现进行假设检验, 当在以下 C 情形时, 一般采用统计量 $T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ 。

- (A) μ 未知, 检验 $\sigma^2 = \sigma_0^2$ (B) μ 已知, 检验 $\sigma^2 = \sigma_0^2$
 (C) σ^2 未知, 检验 $\mu = \mu_0$ (D) σ^2 已知, 检验 $\mu = \mu_0$

08 级

5. 设正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的双边检验 $H_0: \mu = \mu_0$, $H_1: \mu \neq \mu_0$, σ^2 已知, 显著性水平为 α , 则 H_0 的拒绝域为 B。

- (A) $|\bar{X} - \mu_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_\alpha$ (B) $|\bar{X} - \mu_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$
 (C) $|\bar{X} - \mu_0| > \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha(n-1)$ (D) $|\bar{X} - \mu_0| > \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

07 级

5. 对正态总体的数学期望 μ 进行假设检验, 如果在显著水平 0.05 下接受 $H_0: \mu = \mu_0$, 那么在显著水平 0.01 下, 下列结论中正确的是 A。

- (A) 必接受 H_0 (B) 可能接受, 也可能拒绝 H_0
 (C) 必拒绝 H_0 (D) 不接受, 也不拒绝 H_0

第 10 章

11 级

3. 设随机过程 $X(t) = Rt + C$, $-\infty < t < +\infty$, 其中 C 为常数, R 服从 $(0,1)$ 区间上的均匀分布。

- (1) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的均值函数和相关函数;
- (2) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的协方差函数、方差函数和均方值函数;
- (3) 判断 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是否为平稳过程?

解答: (1) 均值函数

$$m_x(t) = E[X(t)] = E[Rt + C] = tE(R) + C = \frac{t}{2} + C, \quad -\infty < t < +\infty \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分}$$

相关函数:

$$\begin{aligned} R_x(s, t) &= E[X(s)X(t)] \\ &= E[(Rs + C)(Rt + C)] \\ &= stE(R^2) + (s+t)CE(R) + C^2 \\ &= \frac{1}{3}st + \frac{1}{2}C(s+t) + C^2, \quad -\infty < s, t < +\infty \quad \dots\dots\dots 2 \text{ 分} \end{aligned}$$

(2) 协方差函数:

$$\begin{aligned} C_x(s, t) &= R_x(s, t) - m_x(s)m_x(t) \\ &= \frac{1}{3}st + \frac{1}{2}C(s+t) + C^2 - \left(\frac{s}{2} + C\right)\left(\frac{t}{2} + C\right) = \frac{1}{12}st, \quad -\infty < s, t < +\infty \quad \dots 2 \text{ 分} \end{aligned}$$

方差函数: $D_x(t) = C_x(t, t) = \frac{1}{12}t^2, \quad -\infty < t < +\infty \quad \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

均方值函数: $\Phi_x(t) = R_x(t, t) = \frac{1}{3}t^2 + Ct + C^2, \quad -\infty < t < +\infty \quad \dots\dots\dots 1 \text{ 分}$

(3) 因为 (a) 任意 $t \in T, m_x(t) = \frac{t}{2} + C \neq$ (常数);

(b) 任意 $s, t \in T, R_x(s, t) = \frac{1}{3}st + \frac{1}{2}C(s+t) + C^2 \neq R_x(s-t), \quad -\infty < s, t < +\infty$

因此: $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 不是平稳过程. $\dots\dots\dots 2 \text{ 分}$

10 级

2. 设随机过程 $X(t) = A + Bt, -\infty < t < +\infty$, 其中 A 和 B 是相互独立的随机变量, 且均值是 0, 方差是 1.

- (1) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的均值函数和相关函数;
- (2) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的协方差函数. 方差函数和均方值函数;
- (3) 判断 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是否为平稳过程, 并说明理由.

09 级

3. 设随机过程 $X(t) = a \cos(\omega t + \Theta), -\infty < t < +\infty$, 其中 a 和 ω 是常数, Θ 是服从 $[0, 2\pi]$ 上均匀分布的随机变量.

- (1) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的均值函数和相关函数;
- (2) 求 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的协方差函数、方差函数和均方值函数;
- (3) 判断 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是否为平稳过程?

解答: (1) 由于 Θ 的概率密度函数为 $f_\Theta(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 \leq \theta \leq 2\pi \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

于是均值函数

$$m_x(t) = E[X(t)] = E[a \cos(\omega t + \Theta)] = \int_0^{2\pi} a \cos(\omega s + \theta) \cdot \frac{1}{2\pi} d\theta = 0, \quad -\infty < t < +\infty$$

相关函数

$$R_X(s, t) = E[X(s)X(t)] = E[a \cos(\omega s + \Theta)a \cos(\omega t + \Theta)]$$

$$= a^2 \int_0^{2\pi} \cos(\omega s + \theta) \cos(\omega t + \theta) \cdot \frac{1}{2\pi} d\theta = \frac{a^2}{2} \cos \omega(t-s), \quad -\infty < s, t < +\infty \quad \dots\dots 4 \text{ 分}$$

(2) 协方差函数

$$C_X(s, t) = R_X(s, t) - m_X(s)m_X(t)$$

$$= \frac{a^2}{2} \cos \omega(t-s) - 0 = \frac{a^2}{2} \cos \omega(t-s), \quad -\infty < s, t < +\infty$$

方差函数: $D_X(t) = C_X(t, t) = \frac{a^2}{2}, \quad -\infty < t < +\infty$

均方值函数: $\Phi_X(t) = R_X(t, t) = \frac{a^2}{2}, \quad -\infty < t < +\infty \quad \dots\dots 4 \text{ 分}$

(3) 随机过程 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是二阶矩过程, 且

(a) 任意 $t \in T, m_X(t) = m_X$ (常数);

(b) 任意 $s, t \in T, R_X(t-s) = \frac{a^2}{2} \cos \omega(s-t) = R_X(s, t),$

因此: $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 为平稳过程. \dots\dots 2 \text{ 分}

2. 设随机过程 $\{X(t), t \in [a, b]\}$ 是正交增量过程, 且 $X(a) = 0$, 试证明:

$$R_X(s, t) = \Phi_X(\min(s, t)), \quad s, t \in [a, b].$$

证明: 不妨设 $s \leq t$, 则

$$R_X(s, t) = E[\overline{X(s)}X(t)] = E[\overline{X(s)}(X(t) - X(s) + X(s))] \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$= E[\overline{X(s)}(X(t) - X(s))] + E|X(s)|^2 = \Phi_X(s) = \Phi_X(\min(s, t)), s, t \in [a, b] \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

(备注: 证明过程中若没有共轭符号也正确)