

2017 学年秋季学期 概率论与数理统计试题

一、填空题（每小题 3 分，共 5 小题，满分 15 分）

1. 设事件 A, B 满足 $P(AB) = P(\bar{A}\bar{B})$ ，且 $P(A) = p$ ，则 $P(B) =$ _____.

1. 设事件 A, B 满足 $P(AB) = P(\bar{A}\bar{B})$, 且 $P(A) = p$, 则 $P(B) = \underline{\hspace{2cm}}$.

答案: $1 - p$

1. 设事件 A, B 满足 $P(AB) = P(\bar{A}\bar{B})$, 且 $P(A) = p$, 则 $P(B) = \underline{\hspace{2cm}}$.

解: 因

$$\begin{aligned} P(AB) &= P(\bar{A}\bar{B}) \\ &= P(\overline{A \cup B}) = 1 - P(A \cup B) \\ &= 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)], \\ &= 1 - P(A) - P(B) + P(AB) \end{aligned}$$

故 $P(B) = 1 - P(A) = 1 - p.$

2. 设二维随机变量 (X, Y) 的分布列为

$Y \backslash X$	-1	0	1
-1	a	0	0.2
0	0.1	b	0.1
1	0	0.2	c

且 $P(XY \neq 0) = 0.4$, $P(Y \leq 0 | X \leq 0) = 2/3$, 则

$(a, b, c) = \underline{\hspace{2cm}}$.

2. 设二维随机变量 (X, Y) 的分布列为

$Y \backslash X$	-1	0	1
-1	a	0	0.2
0	0.1	b	0.1
1	0	0.2	c

且 $P(XY \neq 0) = 0.4$, $P(Y \leq 0 | X \leq 0) = 2/3$ 则

$(a, b, c) = \underline{\hspace{2cm}}$.

答案: $(a, b, c) = (0.1, 0.2, 0.1)$

解析：由分布列

$Y \backslash X$	-1	0	1	
-1	a	0	0.2	$a + 0.2$
0	0.1	b	0.1	$b + 0.2$
1	0	0.2	c	$c + 0.2$
	$a + 0.1$	$b + 0.2$	$c + 0.3$	

得

$$a + b + c = 0.4.$$

由 $P(XY \neq 0) = 0.4$ 得

$$a + 0.2 + c = 0.4.$$

由 $P(Y \leq 0 | X \leq 0) = 2/3$ 得

$$\frac{2}{3} = \frac{P(X \leq 0, Y \leq 0)}{P(X \leq 0)},$$

$$= \frac{a + b + 0.1}{a + b + 0.3}$$

$$\frac{1}{2} = \frac{0.2}{a + b + 0.1},$$

即

$$a + b + 0.1 = 0.4,$$

从而由

$$\begin{cases} a + b + 0.1 = 0.4 \\ a + b + c = 0.4 \\ a + 0.2 + c = 0.4 \end{cases}$$

得

$$\begin{cases} a = 0.1 \\ b = 0.2. \\ c = 0.1 \end{cases}$$

3. 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ae^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

则 $EXY =$ _____.

3. 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ae^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

则 $EXY =$ _____.

答案: $\frac{1}{6}$.

3. 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ae^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

则 $EXY =$ _____.

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

$$\begin{aligned} 1 &= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} Ae^{-(2x+3y)} dx dy \\ &= A \int_0^{+\infty} e^{-2x} dx \int_0^{+\infty} e^{-3y} dy = \frac{A}{6}, \quad A = 6. \end{aligned}$$

再由随机变量 X 和 Y 的联合概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-2x} \times 3e^{-3y}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

得

$$X \sim E(2), Y \sim E(3),$$

因此

$$EXY = EXEY = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6}.$$

4. 设随机变量 (X, Y) 服从正态分布 $N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$, 其中 $\mu_1 = 1$, $\mu_2 = 2$, $\sigma_1^2 = 2$, $\sigma_2^2 = 8$, $\rho = 0.2$, 则 $X - 2Y$ 亦服从正态分布, 且此分布为 $N(\underline{\hspace{2cm}}, \underline{\hspace{2cm}})$.

4. 设随机变量 (X, Y) 服从正态分布 $N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$, 其中 $\mu_1 = 1$, $\mu_2 = 2$, $\sigma_1^2 = 2$, $\sigma_2^2 = 8$, $\rho = 0.2$, 则 $X - 2Y$ 亦服从正态分布, 且此分布为 $N(\underline{\hspace{2cm}}, \underline{\hspace{2cm}})$.

答案: $N(-3, 30.8)$.

4. 设随机变量 (X, Y) 服从正态分布 $N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$, 其中 $\mu_1 = 1, \mu_2 = 2, \sigma_1^2 = 2, \sigma_2^2 = 8, \rho = 0.2$, 则 $X - 2Y$ 亦服从正态分布, 且此分布为 $N(\underline{\hspace{2cm}}, \underline{\hspace{2cm}})$.

解析: 由已知

$$X \sim N(1, 2), Y \sim N(2, 8), \rho_{XY} = 0.2,$$

从而

$$\begin{aligned} E(X - 2Y) &= EX - 2EY \\ &= 1 - 2 \times 2 = -3 \end{aligned},$$

$$\begin{aligned}
D(X - 2Y) &= DX + 4DY - 2\text{cov}(X, 2Y) \\
&= DX + 4DY - 4\text{cov}(X, Y) \\
&= DX + 4DY - 4\rho_{XY}\sqrt{DX}\sqrt{DY}, \\
&= 2 + 4 \times 8 - 4 \times 0.2 \times \sqrt{2} \times \sqrt{8} \\
&= 30.8
\end{aligned}$$

故

$$X - 2Y \sim N(-3, 30.8).$$

5. 某旅行社随机访问了 25 名游客，得知其平均消费额 $\bar{X} = 80$ 元，样本标准差 $s = 12$ 元. 若已知旅行者消费额服从正态分布，则平均消费额 μ 的置信度为 0.95 的置信区间为 _____.

$$(t_{0.025}(24) = 2.0639, t_{0.025}(25) = 2.0595, t_{0.05}(25) = 1.7081)$$

5. 某旅行社随机访问了 25 名游客，得知其平均消费额 $\bar{X} = 80$ 元，样本标准差 $s = 12$ 元. 若已知旅行者消费额服从正态分布，则平均消费额 μ 的置信度为 0.95 的置信区间为 _____.

答案: (75.05, 84.95)

5. 某旅行社随机访问了 25 名游客，得知其平均消费额 $\bar{X} = 80$ 元，样本标准差 $s = 12$ 元. 若已知旅行者消费额服从正态分布，则平均消费额 μ 的置信度为 0.95 的置信区间为 _____.

解析： σ 未知时， μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \right)$$

$$\begin{aligned}
& \left(\bar{x} - t_{\alpha/2} (n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2} (n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} \right) \\
&= \left(80 - t_{0.05/2} (25-1) \frac{12}{\sqrt{25}}, 80 + t_{0.05/2} (25-1) \frac{12}{\sqrt{25}} \right) \\
&= \left(80 - 2.0639 \times \frac{12}{\sqrt{25}}, 80 + 2.0639 \times \frac{12}{\sqrt{25}} \right) \\
&= (80 - 4.95336, 80 + 4.95336) \\
&= (75.04664, 84.95336).
\end{aligned}$$

二、选择题（每小题 3 分，共 5 小题，满分 15 分）

1. 设 $0 < P(A) < 1$, $P(B) > 0$, 且 $P(B|A) = P(B|\bar{A})$, 则必有 【 】

(A) $P(A|B) = P(\bar{A}|B)$. (B) $P(A|B) \neq P(\bar{A}|B)$.

(C) $P(AB) = P(A)P(B)$. (D) $P(AB) \neq P(A)P(B)$.

1. 设 $0 < P(A) < 1$, $P(B) > 0$, 且 $P(B|A) = P(B|\bar{A})$, 则必有 【 】

(A) $P(A|B) = P(\bar{A}|B)$. (B) $P(A|B) \neq P(\bar{A}|B)$.

(C) $P(AB) = P(A)P(B)$. (D) $P(AB) \neq P(A)P(B)$.

答案: C

1. 设 $0 < P(A) < 1$, $P(B) > 0$, 且 $P(B|A) = P(B|\bar{A})$, 则必有 【 】

(A) $P(A|B) = P(\bar{A}|B)$. (B) $P(A|B) \neq P(\bar{A}|B)$.

(C) $P(AB) = P(A)P(B)$. (D) $P(AB) \neq P(A)P(B)$.

解析: 由 $P(B|A) = P(B|\bar{A})$ 得

$$\begin{aligned}\frac{P(AB)}{P(A)} &= \frac{P(\bar{A}B)}{P(\bar{A})} \\ &= \frac{P(B) - P(AB)}{1 - P(A)},\end{aligned}$$

从而

$$P(AB)(1 - P(A)) = P(A)[P(B) - P(AB)],$$

所以

$$P(AB) = P(A)P(B),$$

因此选 C.

2. 下列函数可作为连续型随机变量的概率密度函数的是

$$(A) f(x) = \begin{cases} \sin x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(B) g(x) = \begin{cases} -\sin x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(C) \varphi(x) = \begin{cases} \cos x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(D) h(x) = \begin{cases} 1 - \cos x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

【 】

2. 下列函数可作为连续型随机变量的概率密度函数的是

$$(A) f(x) = \begin{cases} \sin x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(B) g(x) = \begin{cases} -\sin x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(C) \varphi(x) = \begin{cases} \cos x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$(D) h(x) = \begin{cases} 1 - \cos x, & \pi \leq x \leq 3\pi/2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

【 B 】

2. 解析：利用概率密度函数的非负性排除 **A** 和 **C**；利用概率密度的规范性排除 **D**，因此选 **B**。

事实上，对于选项 **B**，有 $g(x) \geq 0$ ，且

$$\begin{aligned}\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dx &= \int_{\pi}^{3\pi/2} -\sin x dx \\ &= \cos x \Big|_{\pi}^{3\pi/2} = 1;\end{aligned}$$

对于选项 **D**，有

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x) dx = \int_{\pi}^{3\pi/2} (1 - \cos x) dx = \frac{\pi}{2} + 1.$$

3. 随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 则随着 σ 的增大, 概率 $P(|X - \mu| < \sigma)$ 将 【 】

(A) 单调增大.

(B) 单调减少.

(C) 保持不变.

(D) 增减不定.

3. 随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 则随着 σ 的增大, 概率 $P(|X - \mu| < \sigma)$ 将 【 】

(A) 单调增大.

(B) 单调减少.

(C) 保持不变.

(D) 增减不定.

答案: C

3. 随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 则随着 σ 的增大, 概率 $P(|X - \mu| < \sigma)$ 将 【 】

(A) 单调增大.

(B) 单调减少.

(C) 保持不变.

(D) 增减不定.

解析: 这是因为

$$P(|X - \mu| < \sigma) = 2\Phi(1) - 1,$$

故选 C.

事实上,

$$\begin{aligned}
P(|X - \mu| < \sigma) &= P(-\sigma < X - \mu < \sigma) \\
&= P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) \\
&= P(\mu - \sigma < X \leq \mu + \sigma) \\
&= \Phi\left(\frac{\mu + \sigma - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\mu - \sigma - \mu}{\sigma}\right) \\
&= \Phi(1) - \Phi(-1) \\
&= \Phi(1) - [1 - \Phi(1)] \\
&= 2\Phi(1) - 1
\end{aligned}$$

4. 随机变量 X 服从指数分布, $Y = \begin{cases} X, & 2 < X < 5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 的分布

函数【 】

(A) 是连续函数.

(B) 至少有两个间断点.

(C) 是阶梯函数.

(D) 恰好有一个间断点.

4. 随机变量 X 服从指数分布, $Y = \begin{cases} X, & 2 < X < 5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 的分布

函数【 】

(A) 是连续函数.

(B) 至少有两个间断点.

(C) 是阶梯函数.

(D) 恰好有一个间断点.

答案: D

4. 随机变量 X 服从指数分布, $Y = \begin{cases} X, & 2 < X < 5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 的分布

函数【 】

(A) 是连续函数.

(B) 至少有两个间断点.

(C) 是阶梯函数.

(D) 恰好有一个间断点.

解析: 因



$$\begin{aligned}
 F_Y(y) &= P(Y \leq y) \\
 &= \begin{cases} 0, & y < 0 \\ 1 - P(2 < X < 5), & 0 \leq y < 2, \\ 1 - P(2 < X < 5) + \int_2^y f_X(x) dx, & 2 \leq y < 5 \\ 1, & y \geq 5 \end{cases}
 \end{aligned}$$

故 $F_Y(y)$ 恰好有一个间断点 **0**，因此选 **D**。

5. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方差, 则下列不是参数为 λ 的无偏估计的是 【 】

(A) X .

(B) $\frac{2}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

(C) $\frac{1}{2}\bar{X} + \frac{1}{2}S^2$.

(D) $\frac{4}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

5. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方差, 则下列不是参数为 λ 的无偏估计的是 【 】

(A) X .

(B) $\frac{2}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

(C) $\frac{1}{2}\bar{X} + \frac{1}{2}S^2$.

(D) $\frac{4}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

答案: B

5. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方差, 则下列不是参数为 λ 的无偏估计的是 【 】

(A) X .

(B) $\frac{2}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

(C) $\frac{1}{2}\bar{X} + \frac{1}{2}S^2$.

(D) $\frac{4}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

解析: 因 $E\bar{X} = EX = \lambda$, $ES^2 = DX = \lambda$, 故选 B.

事实上，由

$$EX = \lambda,$$

$$E\left(\frac{2}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2\right) = \frac{2}{3}E\bar{X} - \frac{1}{3}ES^2 = \frac{1}{3}\lambda,$$

$$E\left(\frac{1}{2}\bar{X} + \frac{1}{2}S^2\right) = \frac{1}{2}E\bar{X} + \frac{1}{2}ES^2 = \lambda,$$

$$E\left(\frac{4}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2\right) = \frac{4}{3}E\bar{X} - \frac{1}{3}ES^2 = \lambda,$$

因此选 **B**.

三、(8 分) 甲袋中有 2 个白球 3 个黑球，乙袋中有 3 个白球 2 个黑球，从甲袋中取出一个球放入乙袋，再从乙袋中任取一球，若放入乙袋的球和从乙袋中取出的球是同色的，求放入乙袋的球是黑球的概率.

三、(8 分) 甲袋中有 2 个白球 3 个黑球，乙袋中有 3 个白球 2 个黑球，从甲袋中取出一个球放入乙袋，再从乙袋中任取一球，若放入乙袋的球和从乙袋中取出的球是同色的，求放入乙袋的球是黑球的概率.

答案: $\frac{9}{17}$

三、(8 分) 甲袋中有 2 个白球 3 个黑球，乙袋中有 3 个白球 2 个黑球，从甲袋中取出一个球放入乙袋，再从乙袋中任取一球，若放入乙袋的球和从乙袋中取出的球是同色的，求放入乙袋的球是黑球的概率.

解析：设

$A =$ “放入乙袋的是黑球”，

$D =$ “放入乙袋的球和从乙袋中取出的球是同色的”，

则

$$D \subset A + \bar{A},$$

从而

$$\begin{aligned} P(A|D) &= \frac{P(A)P(D|A)}{P(A)P(D|A) + P(\bar{A})P(D|\bar{A})} \\ &= \frac{\frac{C_3^1}{C_5^1} \times \frac{C_3^1}{C_6^1}}{\frac{C_3^1}{C_5^1} \times \frac{C_3^1}{C_6^1} + \frac{C_2^1}{C_5^1} \times \frac{C_4^1}{C_6^1}} = \frac{\frac{3}{5} \times \frac{3}{6}}{\frac{3}{5} \times \frac{3}{6} + \frac{2}{5} \times \frac{4}{6}} = \frac{9}{17}. \end{aligned}$$

或：设

$A =$ “放入乙袋的是黑球”， $B =$ “从乙袋取出的是黑球”，

$D =$ “放入乙袋的球和从乙袋中取出的球是同色的”，

则 $D = AB + \bar{A}\bar{B}$ ，从而

$$P(D) = P(A)P(B | A) + P(\bar{A})P(B | \bar{A})$$

$$= \frac{3}{5} \times \frac{3}{6} + \frac{2}{5} \times \frac{4}{6},$$

$$= \frac{17}{30}$$

因此

$$\begin{aligned}P(A|D) &= \frac{P(AD)}{P(D)} \\&= \frac{P(AB)}{P(AB + \bar{A}\bar{B})} \\&= \frac{\frac{3}{5} \times \frac{3}{6}}{\frac{3}{5} \times \frac{3}{6} + \frac{2}{5} \times \frac{4}{6}} = \frac{9}{17}.\end{aligned}$$

四、(8 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为

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

(1) 求在 $X = x$ 的条件下 Y 的条件概率密度;

(2) 求 $Z = Y - X$ 的概率密度.

四、(8 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \textcolor{red}{c}e^{-y}, & 0 < x < y, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

(1) 求在 $X = x$ 的条件下 Y 的条件概率密度;

(2) 求 $Z = Y - X$ 的概率密度. (3) 求 EZ .

答案: (1) $f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} e^{-(y-x)}, & y > x; \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$;

$$(2) f_Z(z) = \begin{cases} e^{-z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

四、(8 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为

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

(1) 求在 $X = x$ 的条件下 Y 的条件概率密度;

(2) 求 $Z = Y - X$ 的概率密度.

解析: (1) 由

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$$

得

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_x^{+\infty} e^{-y} dy, & x > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

故当 $x > 0$ 时，在 $X = x$ 的条件下， Y 的条件概率密度

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} e^{-(y-x)}, & y > x \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

(2) 因

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(Y - X \leq z) \\ &= \begin{cases} \int_0^{+\infty} dx \int_x^{x+z} e^{-y} dy, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}, \end{aligned}$$

故

$$f_Z(z) = \begin{cases} e^{-z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}.$$

五、(8 分) 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 24xy, & (x, y) \in G \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中 G 为坐标轴与直线 $x + y - 1 = 0$ 所围的三角形区域, 计算 EX , DX , 以及 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} .

五、(8 分) 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 24xy, & (x, y) \in G \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中 G 为坐标轴与直线 $x + y - 1 = 0$ 所围的三角形区域, 计算 EX , DX , 以及 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} .

$$\text{答案: } EX = \frac{2}{5}, \quad DX = \frac{1}{25}, \quad \rho_{XY} = -\frac{2}{3}.$$

五、(8 分) 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 24xy, & (x, y) \in G \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中 G 为坐标轴与直线 $x + y - 1 = 0$ 所围的三角形区域, 计算 EX , DX , 以及 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} .

$$\text{分析: } EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dxdy$$

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

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y)dxdy$$

解析： 因

$$\begin{aligned} EY &= EX = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} x \cdot 24xy dy \\ &= \int_0^1 12x^2 (1-x)^2 dx \\ &= \int_0^1 (12x^4 - 24x^3 + 12x^2) dx \\ &= \frac{12}{5}x^5 - 6x^4 + 4x^3 \Big|_0^1 \\ &= \frac{2}{5} \end{aligned} ,$$

而

$$\begin{aligned} EX^2 &= \int_0^1 dx \int_0^{1-x} x^2 \cdot 24xy dy = \int_0^1 12x^3 (1-x)^2 dx \\ &= \int_0^1 (12x^5 - 24x^4 + 12x^3) dx, \\ &= 2x^6 - \frac{24}{5}x^5 + 3x^4 \Big|_0^1 = \frac{1}{5} \end{aligned}$$

故

$$DY = DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{5} - \left(\frac{2}{5}\right)^2 = \frac{1}{25}.$$

又

$$\begin{aligned} EXY &= \int_0^1 dx \int_0^{1-x} xy \cdot 24xy dy \\ &= \int_0^1 8x^2 (1-x)^3 dx \\ &= 8 \int_0^1 (x^2 - 3x^3 + 3x^5 - x^6) dx \\ &= 8 \left(\frac{1}{3} x^3 - \frac{3}{4} x^4 + \frac{3}{5} x^5 - \frac{1}{6} x^6 \right) \bigg|_0^1 \\ &= \frac{2}{15}, \end{aligned}$$

故

$$\begin{aligned}\rho_{XY} &= \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}} \\ &= \frac{EXY - EXEY}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}} \\ &= \frac{\frac{2}{15} - \frac{2}{5} \times \frac{2}{5}}{\sqrt{\frac{1}{25}} \sqrt{\frac{1}{25}}} = -\frac{2}{3}.\end{aligned}$$

六、(12 分) 设总体 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} 3e^{-3(x-\theta)}, & x > \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中参数 θ 未知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本.

(1) 求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1$ 与最大似然估计 $\hat{\theta}_2$;

(2) 判断 $\hat{\theta}_1$ 与 $\hat{\theta}_2$ 是否为 θ 的无偏估计, 如果不是请分别相应给出修正后的无偏估计; (3) 比较 (2) 中无偏估计的有效性.

六、(12 分) 设总体 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} 3e^{-3(x-\theta)}, & x > \theta, \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中参数 θ 未知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本.

求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1$ 与最大似然估计 $\hat{\theta}_2$.

答案: $\hat{\theta}_1 = \bar{X} - \frac{1}{3}$, $\hat{\theta}_2 = X_{(1)}$; $\hat{\theta}_1$ 为 θ 的无偏估计, 而 $\hat{\theta}_2$ 不

是; $\hat{\theta}_2$ 的修正 $\hat{\theta}_3 = \hat{\theta}_2 - \frac{1}{3n}$ 为 θ 的无偏估计; $\hat{\theta}_3$ 比 $\hat{\theta}_1$ 更有效.

六、(12 分) 设总体 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} 3e^{-3(x-\theta)}, & x > \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

其中参数 θ 未知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本.

(1) 求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1$ 与最大似然估计 $\hat{\theta}_2$;

(2) 判断 $\hat{\theta}_1$ 与 $\hat{\theta}_2$ 是否为 θ 的无偏估计, 如果不是请分别相应给出修正后的无偏估计; (3) 比较 (2) 中无偏估计的有效性.

解析：(1) 求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1$

$$\mu_1 = EX = \int_{\theta}^{+\infty} x \cdot 3e^{-3(x-\theta)} dx$$

①因

$$\begin{aligned} & \underline{\underline{t = x - \theta}} \int_0^{+\infty} (t + \theta) \cdot 3e^{-3t} dt \\ &= \theta \int_0^{+\infty} 3e^{-3t} dt + \int_0^{+\infty} t \cdot 3e^{-3t} dt, \\ &= \theta + \frac{1}{3} \end{aligned}$$

②故 $\theta = \mu_1 - \frac{1}{3}$, ③从而 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1 = \bar{X} - \frac{1}{3}$.

求参数 θ 的最大似然估计 $\hat{\theta}_2$

似然函数

$$L(\theta) = \begin{cases} 3^n \exp \left\{ -3 \sum_{i=1}^n (x_i - \theta) \right\}, & x_i > \theta, i = 1, 2, \dots, n \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$
$$= \begin{cases} 3^n \exp \left\{ -3 \sum_{i=1}^n (x_i - \theta) \right\}, & x_{(1)} > \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

由最大似然估计的定义得 θ 的最大似然估计 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)}$.

(2) 判断 $\hat{\theta}_1$ 与 $\hat{\theta}_2$ 是否为 θ 的无偏估计, 如果不是请分别相应给出修正后的无偏估计;

因

$$\begin{aligned} E\hat{\theta}_1 &= E\left(\bar{X} - \frac{1}{3}\right) = E\bar{X} - \frac{1}{3} = EX - \frac{1}{3} \\ &= EX - \frac{1}{3} = \theta + \frac{1}{3} - \frac{1}{3}, \\ &= \theta \end{aligned}$$

故 $\hat{\theta}_1$ 是 θ 的无偏估计.

因总体 X 的分布函数为

$$\begin{aligned} F(x; \theta) &= \int_{-\infty}^x f(x; \theta) dx = \begin{cases} 0, & x \leq \theta \\ \int_{\theta}^x 3e^{-3(x-\theta)} dx, & x > \theta \end{cases}, \\ &= \begin{cases} 0, & x \leq \theta \\ 1 - e^{-3(x-\theta)}, & x > \theta \end{cases} \end{aligned}$$

故 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的分布函数为

$$F_{X_{(1)}}(x; \theta) = \begin{cases} 0, & x \leq \theta \\ 1 - e^{-3n(x-\theta)}, & x > \theta \end{cases},$$

从而 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的概率密度函数为

$$f_{X_{(1)}}(x; \theta) = \begin{cases} 0, & x \leq \theta \\ 3ne^{-3n(x-\theta)}, & x > \theta \end{cases},$$

因此

$$\begin{aligned} E\hat{\theta}_2 &= EX_{(1)} = \int_{\theta}^{+\infty} x \cdot 3ne^{-3n(x-\theta)} dx \\ &\quad \underline{\underline{t = x - \theta}} \int_0^{+\infty} (t + \theta) \cdot 3ne^{-3nt} dt, \\ &= \theta \int_0^{+\infty} 3ne^{-3nt} dt + \int_0^{+\infty} t \cdot 3ne^{-3nt} dt = \theta + \frac{1}{3n} \end{aligned}$$

所以 $\hat{\theta}_2$ 不是 θ 的无偏估计, $\hat{\theta}_2$ 的修正

$$\hat{\theta}_3 = \hat{\theta}_2 - \frac{1}{3n} = X_{(1)} - \frac{1}{3n}$$

为 θ 的无偏估计.

(3) 比较 (2) 中无偏估计的有效性.

因

$$\begin{aligned} EX^2 &= \int_{\theta}^{+\infty} x^2 \cdot 3e^{-3(x-\theta)} dx \\ &\quad \underline{\underline{t = x - \theta}} \int_0^{+\infty} (t + \theta)^2 \cdot 3e^{-3t} dt \\ &= \int_0^{+\infty} t^2 \cdot 3e^{-3t} dt + 2\theta \int_0^{+\infty} t \cdot 3e^{-3t} dt + \theta^2 \int_0^{+\infty} 3e^{-3t} dt, \\ &= \frac{1}{9} + \frac{1}{9} + 2\theta \times \frac{1}{3} + \theta^2 \end{aligned}$$

故

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{9},$$

从而

$$\begin{aligned} D\hat{\theta}_1 &= D\left(\bar{X} - \frac{1}{3}\right) \\ &= D\bar{X} \\ &= \frac{1}{n}DX = \frac{1}{9n} \end{aligned}$$

又

$$\begin{aligned}
EX_{(1)}^2 &= \int_{\theta}^{+\infty} x^2 \cdot 3ne^{-3n(x-\theta)} dx \\
&\quad \underline{\underline{t = x - \theta}} \int_0^{+\infty} (t + \theta)^2 \cdot 3ne^{-3nt} dt \\
&= \int_0^{+\infty} t^2 \cdot 3ne^{-3nt} dt + 2\theta \int_0^{+\infty} t \cdot 3ne^{-3nt} dt + \theta^2 \int_0^{+\infty} 3ne^{-3nt} dt \\
&= \frac{1}{(3n)^2} + \frac{1}{(3n)^2} + 2\theta \times \frac{1}{3n} + \theta^2
\end{aligned}$$

故

$$DX_{(1)} = EX_{(1)}^2 - \left(EX_{(1)} \right)^2 = \frac{1}{9n^2},$$

从而

$$D\hat{\theta}_3 = D\left(X_{(1)} - \frac{1}{3n}\right) = DX_{(1)} = \frac{1}{9n^2}.$$

因

$$D\hat{\theta}_1 = \frac{1}{9n} > \frac{1}{9n^2} = D\hat{\theta}_3,$$

故 $\hat{\theta}_3$ 比 $\hat{\theta}_1$ 更有效.

七、(4 分)某射手的射击命中率为 $\frac{3}{4}$ ，现对一目标连续射击，直到第二次命中为止，令 X 表示第二次命中为止所用的射击次数，求 X 的概率分布，并计算 X 的期望.

七、(4 分)某射手的射击命中率为 $\frac{3}{4}$ ，现对一目标连续射击，直到第二次命中为止，令 X 表示第二次命中为止所用的射击次数，求 X 的概率分布，并计算 X 的期望.

答案： $\frac{8}{3}$

七、(4 分)某射手的射击命中率为 $\frac{3}{4}$ ，现对一目标连续射击，直到第二次命中为止，令 X 表示第二次命中为止所用的射击次数，求 X 的概率分布，并计算 X 的期望.

解析： X 的概率分布为

$$\begin{aligned} P(X = k) &= C_{k-1}^1 \left(\frac{1}{4}\right)^{k-2} \left(\frac{3}{4}\right)^2 \\ &= (k-1) \left(\frac{1}{4}\right)^{k-2} \left(\frac{3}{4}\right)^2, \quad k = 2, 3, \dots \end{aligned}$$

从而 X 的期望

$$\begin{aligned}
EX &= \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \left(\frac{1}{4}\right)^{k-2} \left(\frac{3}{4}\right)^2 \\
&= \frac{9}{16} \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \left(\frac{1}{4}\right)^{k-2} \\
&= \frac{9}{16} \left(\sum_{k=2}^{\infty} x^k \right)'' \bigg|_{x=\frac{1}{4}} \\
&= \frac{9}{16} \frac{2}{(1-x)^3} \bigg|_{x=\frac{1}{4}} = \frac{8}{3} \quad ,
\end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned}\left(\sum_{k=2}^{\infty} x^k\right)'' &= \left(\frac{x^2}{1-x}\right)'' \\ &= \left(\frac{2x-x^2}{(1-x)^2}\right)' \\ &= \frac{2(1-x)^2 + 2x(2-x)}{(1-x)^3} = \frac{2}{(1-x)^3}.\end{aligned}$$

预测:

设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \right. \\ \left. \times \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}, \\ -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty$$

求 $D(X + 2Y)$?

解：由 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \sigma_1^2; \mu_2, \sigma_2^2; \rho)$ 知

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), \quad Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$$

$$\rho_{XY} = \rho$$

从而

$$\begin{aligned} D(X + 2Y) &= DX + D(2Y) + 2\text{cov}(X, 2Y) \\ &= DX + 4DY + 4\text{cov}(X, Y) \\ &= DX + 4DY + 4\rho_{XY}\sqrt{DX}\sqrt{DY}. \\ &= \sigma_1^2 + 4\sigma_2^2 + 4\rho\sigma_1\sigma_2 \end{aligned}$$