

概率论与数理统计试题答案

一、填空题（每小题 3 分，共 5 小题，满分 15 分）

1. 已知 $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{4}$, $P(AB) = 0$, $P(AC) = P(BC) = \frac{1}{16}$, 则 A, B, C

都不发生概率为_____.

$$\frac{3}{8}$$

2. 设相互独立的三个事件 A, B, C 满足条件: $P(A) = 0.4$, $P(B) = 0.5$, $P(C) = 0.5$, 则 $P(A - C | AB \cup C) =$ _____.

$$\frac{1}{6}$$

3. 随机变量 $X \sim P(\lambda)$, $EX^2 = 12$, 则 $P(X \geq 1) =$ _____.

$$1 - e^{-3}$$

4. 随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 1 \\ \frac{1}{4}, & 1 < x < 3 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 则 $Y = 1 - 2X$ 的密度函数

$f_Y(y) =$ _____.

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{8}, & -5 < y < -1 \\ \frac{1}{4}, & -1 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

5. 设随机变量 X 的密度为 $f_X(x) = \begin{cases} 2x^3 e^{-x^2} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$, 求 $Y = 2X + 3$ 的概率密度_____.

$$f_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < 3 \\ \left(\frac{y-3}{2}\right)^3 e^{-\left(\frac{y-3}{2}\right)^2} & y \geq 3 \end{cases}$$

6. 设随机变量 X 的概率密度为

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

则方差 $DX =$ _____.

$$\frac{1}{6}$$

7. 已知一批零件的长度 $X \sim N(\mu, 1)$, 从中随机地抽取 16 个零件, 得样本均值 $\bar{x} = 40$, 则 μ 的置信度 0.95 的置信区间为_____.

(39.51, 40.49)

8. 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(1, 3, 4, 9, 0)$, 则 $E|2X + Y - 5| =$ _____.

$$\frac{5\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}$$

二、选择题 (每小题 3 分, 共 5 小题, 满分 15 分)

(每小题给出的四个选项中, 只有一个是符合题目要求的, 把所选项的字母填在题后的括号内)

9. 设 A, B, C 三个事件两两独立, 则 A, B, C 相互独立的充分必要条件是 ()

- (A) A 与 BC 独立; (B) AB 与 $A \cup C$ 独立;
(C) AB 与 AC 独立; (D) $A \cup B$ 与 $A \cup C$ 独立.

A

10. 下列四个函数中, 能成为随机变量密度函数的是

(A) $f(x) = e^{-|x|}$

(B) $f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$

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

(D) $f(x) = \begin{cases} 1, & |x| \leq 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases}$

B

11. 下列函数中可以作为分布函数的是 ()

$$\begin{aligned}
 \text{(A)} \quad F(x) &= \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{2} & 0 \leq x \leq 1 \\ \frac{3}{4} & 1 < x < 2 \\ 1 & x \geq 2 \end{cases} & \text{(B)} \quad F(x) &= \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \sin x & 0 \leq x < \frac{\pi}{4} \\ x & \frac{\pi}{4} \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases} \\
 \text{(C)} \quad F(x) &= \begin{cases} \frac{\ln(1+x)}{1+x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} & \text{(D)} \quad F(x) &= \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \frac{x^2}{2} & 0 < x \leq 1 \\ -\frac{3}{2} + 2x - \frac{x^2}{2} & 1 < x \leq 2 \\ 2 & x > 2 \end{cases}
 \end{aligned}$$

B

12. 假设随机变量 X 服从指数分布, $Y = \begin{cases} X, & 2 < X < 5 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ 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.

D

13. 随机变量 X, Y 独立同分布, $X \sim N(\mu, \frac{1}{2})$, $P(X+Y \leq 1) = \frac{1}{2}$, 则 $\mu =$ _____.

- (A) -1 (B) 0 (C) $\frac{1}{2}$ (D) 1

C

14. 设随机变量 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.

C

15. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自具有 $\chi^2(n)$ 分布的总体的样本, \bar{X} 为样本均值, 则 $E\bar{X}$ 和 $D\bar{X}$ 的值为 ()

- (A) $E\bar{X} = n$, $D\bar{X} = 2$; (B) $E\bar{X} = n$, $D\bar{X} = 2n$;
(C) $E\bar{X} = 1$, $D\bar{X} = 2$; (D) $E\bar{X} = \frac{1}{n}$, $D\bar{X} = n$.

A

16. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方差, 下列不是无偏估计的是 ()

- (A) \bar{X} ; (B) $\frac{2}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$; (C) $\frac{1}{2}\bar{X} + \frac{1}{2}S^2$; (D) $\frac{4}{3}\bar{X} - \frac{1}{3}S^2$.

B

17. 设随机变量 $X \sim B(8, 0.5)$, $Y \sim N(2, 4)$, $\rho = 1/\sqrt{2}$, 则由切比雪夫不等式有:

$$P(|X - 2Y| \leq 4) \geq \quad [\quad]$$

- A. 3/8 B. 5/8 C. 1/8 D. 7/8

A

三、

18. (10分) 有甲、乙、丙三个袋子, 甲袋中有 2 个黑球, 3 个白球; 乙袋中有 1 个黑球, 3 个白球; 丙袋中有 3 个黑球, 1 个白球. 从甲袋中任取一个球放入乙袋中, 再从乙袋中任取一个球放入丙袋中, 最后从丙袋中任取一球. 求最后取到白球的概率.

解: 设 A, B, C 分别表示从甲、乙、丙袋中取到白球.

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) = \frac{18}{25} \quad P(\bar{B}) = \frac{7}{25}$$

$$P(C) = P(B)P(C|B) + P(\bar{B})P(C|\bar{B}) = \frac{43}{125}$$

四、19. (10分) 设 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{12}e^{-\frac{x}{3}-\frac{y}{4}} & x \geq 0, y \geq 0, \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$,

求: (1) X, Y 的边缘概率密度, 问 X, Y 是否相互独立? (2) $Z = X + Y$ 的概率密度.

解: (1) 当 $x \geq 0$ 时, $f_X(x) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{12}e^{-\frac{x}{3}-\frac{y}{4}} dy = \frac{1}{3}e^{-\frac{x}{3}}$, 所以

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}e^{-\frac{x}{3}} & x \geq 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当 $y \geq 0$ 时 $f_Y(y) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{12}e^{-\frac{x}{3}-\frac{y}{4}} dx = \frac{1}{4}e^{-\frac{y}{4}}$, 所以

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4}e^{-\frac{y}{4}} & y \geq 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

由于 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, 故 X 与 Y 相互独立.

(2) 由于 X 与 Y 相互独立, 故可利用卷积公式

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx = \begin{cases} \int_0^{+\infty} \frac{1}{3}e^{-\frac{x}{3}} \frac{1}{4}e^{-\frac{z-x}{4}} dx, & z \geq 0 \\ 0 & z < 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} e^{-\frac{z}{4}} - e^{-\frac{z}{3}} & z \geq 0 \\ 0 & z < 0 \end{cases}$$

20. (10 分) (X, Y) 的密度 $f(x, y) = \begin{cases} \lambda^2 e^{-\lambda x}, & 0 < y < x \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (\lambda > 0)$

求 $Z = X + Y$ 的概率密度函数 $f_Z(z)$.

解: $f(x, z-x) = \begin{cases} \lambda^2 e^{-\lambda x}, & x < z < 2x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

当 $z < 0$, $f_Z(z) = 0$

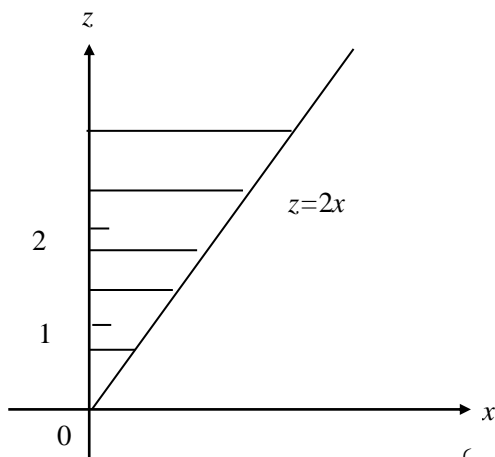
$$\text{当 } z \geq 0, f_Z(z) = \int_{\frac{z}{2}}^z \lambda^2 e^{-\lambda x} dx = \lambda(e^{-\frac{\lambda z}{2}} - e^{-\lambda z})$$

21. (8 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

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

求 (1) $Z = X + Y$ 的概率密度; (2) $N = \min(X, Y)$ 的概率密度; (3) EZ 和 EN .

解: (1) Z pdf 为: $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x)dx$



使 $f(x, z-x)$ 不为 0 区域为: $0 < x < z-x \Leftrightarrow \begin{cases} x > 0 \\ z < 2x \end{cases}$

当 $z \leq 0$ 时 $f_z(z) = 0$

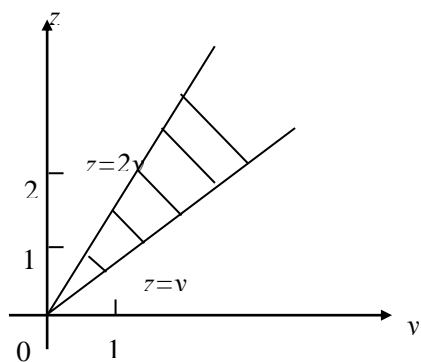
$$\text{当 } z > 0 \text{ 时 } f_z(z) = \int_0^{z/2} x e^{-(z-x)} dx = e^{-z} \int_0^{z/2} x e^x dx$$

$$= e^{-z} \left[x e^x \Big|_0^{z/2} - e^x \Big|_0^{z/2} \right] = e^{-z} \left[\frac{z}{2} \cdot e^{+\frac{z}{2}} + 1 - e^{\frac{z}{2}} \right] = e^{-z} + \frac{z}{2} e^{-\frac{z}{2}} - e^{-\frac{z}{2}}$$

$$\therefore f_z(z) = \begin{cases} e^{-z} + \left(\frac{z}{2} - 1\right) e^{-\frac{z}{2}}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

or 另解: $f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy$ 不为 0 区域: $0 < z-y < y \begin{cases} z > y \\ z < 2y \end{cases}$

$$f_z(z) = \begin{cases} 0, & z \leq 0 \\ \left(\frac{z}{2} - 1\right) e^{-\frac{z}{2}} + e^{-z}, & z > 0 \end{cases}$$



$$(2) \text{ 令 } N \sim d \cdot f \quad F_N(z) = P(\min(X, Y) \leq z)$$

$$\text{当 } z \leq 0 \text{ 时, } F_N(z) = 0$$

$$\text{当 } z > 0 \text{ 时}$$

$$F_N(z) = 1 - P(\min(X, Y) > z) = 1 - P(X > z, Y > z)$$

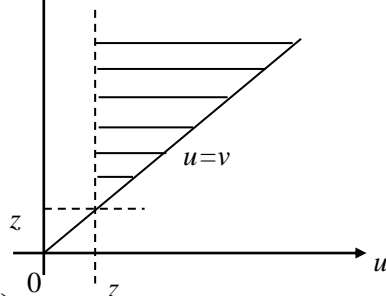
$$= 1 - P(x, y) \in D \quad D = \left\{ (u, v) \left| \begin{array}{l} u > z, v > z \\ 0 < u < v \end{array} \right. \right\}$$

$$= 1 - \int_z^{+\infty} du \int_u^{+\infty} u e^{-v} dv$$

$$= 1 - \int_z^{+\infty} u \left(-e^{-v} \Big|_u^{+\infty} \right) du = 1 - \int_z^{+\infty} u e^{-u} du$$

$$= 1 - \left(-u e^{-u} \Big|_z^{+\infty} + \int_z^{+\infty} e^{-u} du \right) = 1 - \left(z e^{-z} - e^{-u} \Big|_u^{+\infty} \right)$$

$$= 1 - (z+1)e^{-z}$$



$$\therefore f_N(z) = F'_N(z) = \begin{cases} z e^{-z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

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

$$(3) \quad f_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x e^{-x}, & x > 0 \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 0 \\ \frac{1}{2} y^2 e^{-y}, & y > 0 \end{cases}$$

$$EZ = E(X+Y) = EX + EY = 2 + \frac{3}{2} \times 2 = 5, \quad EN = \int_0^{+\infty} z \cdot z e^{-z} dz = 2$$

22. (8分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 2(1-x), \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

求 $Z = X - Y$ 的概率密度 $f_Z(z)$.

解: $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, x-z) dx$

$$\text{若 } f(x, x-z) > 0 \text{ 必有 } \begin{cases} 0 < x < 1 \\ 0 < x-z < 2-2x \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} 0 < x < 1 \\ z < x \\ z > 3x-2 \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{z+2}{3}, & -2 < z < 0 \\ \frac{2(1-z)}{3}, & 0 \leq z < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

23. 设二维随机变量 (X, Y) 在区域 $D = \{(x, y) | 0 < x < 1, x^2 < y < \sqrt{x}\}$ 上服从均匀分布,

令 $U = \begin{cases} 1, & X \leq Y, \\ 0, & X > Y. \end{cases}$

(I) 写出 (X, Y) 的概率密度;

(II) 问 U 与 X 是否相互独立? 并说明理由;

(III) 求 $Z = U + X$ 的分布函数 $F(z)$.

解: (1) $f(x, y) = \begin{cases} 3, & (x, y) \in D, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

$$(2) \quad P(U=0, X \leq \frac{1}{2}) = \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_{x^2}^x 3dy = \frac{1}{4}, \quad P(U=0) = \int_0^1 dx \int_{x^2}^x 3dy = \frac{1}{2}$$

$$P(X \leq \frac{1}{2}) = \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_{x^2}^{\sqrt{x}} 3dy = \frac{\sqrt{2}}{2} - \frac{1}{8}, \quad P(U=0, X \leq \frac{1}{2}) \neq P(U=0)P(X \leq \frac{1}{2})$$

所以, U 与 X 不相互独立.

(3)

$$F(Z) = P(Z \leq z) = P(U=0)P(U+Z \leq z | U=0) + P(U=1)P(U+Z \leq z | U=1)$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2}P(X \leq z) + \frac{1}{2}P(X \leq z-1) \\
&= \begin{cases} 0, & z \leq 0 \\ \frac{3}{2}z^2 - z^3, & 0 < z < 1 \\ \frac{1}{2} + 2(z-1)^{\frac{3}{2}} - \frac{3}{2}(z-1)^2, & 1 \leq z < 2 \\ 1, & z \geq 2 \end{cases}
\end{aligned}$$

24. 设随机变量 X, Y 相互独立, 且 X 的概率分布为 $p\{X=0\} = p\{X=2\} = \frac{1}{2}$,

Y 的概率密度为 $f(y) = \begin{cases} 2y, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

(I) 求 $p\{Y \leq EY\}$;

(II) 求 $Z = X + Y$ 的概率密度

解: (1) $EY = \frac{2}{3}$, $P(Y \leq EY) = \frac{4}{9}$

(2) Z 的分布函数为 $F(z)$,

$$F(Z) = P(Z \leq z) = P(X=0)P(X+Y \leq z|X=0) + P(X=2)P(X+Y \leq z|X=2)$$

$$= \frac{1}{2}P(Y \leq z) + \frac{1}{2}P(Y \leq z-2)$$

$$= \frac{1}{2}F_Y(z) + \frac{1}{2}F_Y(z-2)$$

Z 的概率密度函数为 $f(z)$,

$$f(z) = \frac{1}{2}f_Y(z) + \frac{1}{2}f_Y(z-2)$$

$$= \begin{cases} z, & 0 < z < 1 \\ z-2, & 2 < z < 3 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

25. 设 (X, Y) 是二维随机变量, X 的边缘概率密度为 $f_X(x) = \begin{cases} 4xe^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$, 在给定

$X = x (x > 0)$ 的条件下, 随机变量 Y 在 $(0, x)$ 上服从均匀分布。

求 (1) (X, Y) 的概率密度, (2) Y 的边缘概率密度, (3) 在 $Y=1$ 时, 随机变量 X 的条件概率密度, (4) $P(0 < X < 2 | Y=1)$ 。

解:

$$(1) f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 0 < y < x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, f(x, y) = \begin{cases} 4e^{-2x}, & 0 < y < x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) f_Y(y) = \int_y^{+\infty} 4e^{-2x} dx = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$(3) f_{X|Y}(x|1) = \frac{f(x, 1)}{f_Y(1)} = \begin{cases} 2e^{-2(x-1)}, & x > 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases};$$

$$(4) P(0 < X < 2 | Y = 1) = \int_1^2 2e^{-2(x-1)} dx = 1 - e^{-2}$$

26. 设随机变量 X 的概率分布为 $P\{X=1\} = P\{X=2\} = \frac{1}{2}$. 在给定 $X=i$ 的条件下, 随机变量 Y 服从均匀分布 $U(0, i) (i=1, 2)$.

(I) 求 Y 的分布函数 $F_Y(y)$;

(II) 求 EY .

解:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X=1)P(Y \leq y | X=1) + P(X=2)P(Y \leq y | X=2)$$

$$= \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{3}{4}y, & 0 \leq y < 1 \\ \frac{1}{2} + \frac{y}{4}, & 1 \leq y < 2 \\ 1, & y \geq 2 \end{cases}$$

$$(2) f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{4}, & 0 < y < 1 \\ \frac{1}{4}, & 1 < y < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad EY = \frac{3}{4}$$

27. (6分) 设 (X, Y) 在 $G = \{(x, y) | 1 \leq x \leq 3, 1 \leq y \leq 3\}$ 服从均匀分布, 求: (1) 随机变量 $U = |X - Y|$ 的概率密度 $f(u)$; (2) EU .

解: (1) 由题意知 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & 1 \leq x, y \leq 3, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

故

$$\begin{aligned} F_U(u) &= P(U \leq u) = P(|X - Y| \leq u) \\ &= \begin{cases} P(\Phi) = 0, & u \leq 0 \\ P(|X - Y| \leq u), & u > 0 \end{cases}, \\ &= \begin{cases} 1, & u \geq 2 \\ 1 - \frac{2 \times \frac{1}{2} (3 - u - 1)^2}{4} = 1 - \frac{(2 - u)^2}{4}, & 0 < u < 2 \end{cases} \end{aligned}$$

从而

$$f_U(u) = \begin{cases} \frac{2 - u}{2}, & 0 < u < 2. \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(2)

$$\begin{aligned} EU &= \int_{-\infty}^{+\infty} u f_U(u) du = \int_0^2 u \left(1 - \frac{u}{2}\right) du \\ &= \left(\frac{u^2}{2} - \frac{u^3}{6} \right) \Big|_0^2 = 2 - \frac{4}{3} = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

五、

28. (10 分) 随机变量 $X \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{pmatrix}$, $Y \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{pmatrix}$, $EXY = \frac{5}{8}$

求 (1) $P(X + Y \leq 1)$; (2) $E \max(X, Y)$.

解: $EXY = P(X = 1, Y = 1) = \frac{5}{8}$

$$\begin{aligned} (1) \quad P(X + Y \leq 1) &= 1 - P(X + Y > 1) \\ &= 1 - P(X = 1, Y = 1) \\ &= \frac{3}{8}. \end{aligned}$$

$$(2) E \max(X, Y) = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{5}{8} = \frac{7}{8}.$$

29 (10 分) 设随机变量 (X, Y) 具有概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(x+y), & 0 \leq x, y \leq 2, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求 $EX, EY, \text{Cov}(X, Y), \rho_{XY}, D(X+Y)$.

解: $EX = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xf(x, y) dx dy = \int_0^2 dx \int_0^2 x \frac{1}{8}(x+y) dy = \frac{7}{6}$

由密度函数中 x, y 对称性知 $EY = EX = \frac{7}{6}$

$$E(XY) = \int_0^2 dx \int_0^2 \frac{1}{8} xy(x+y) dy = \frac{4}{3}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - EXEY = \frac{4}{3} - \frac{49}{36} = -\frac{1}{36}$$

$$EX^2 = \int_0^2 dx \int_0^2 \frac{1}{8} x^2(x+y) dy = \frac{5}{3}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{5}{3} - \frac{49}{36} = \frac{11}{36}$$

$$DY = DX = \frac{11}{36}$$

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

$$\begin{aligned} D(X+Y) &= DX + DY + 2\text{Cov}(X, Y) \\ &= \frac{11}{36} + \frac{11}{36} - \frac{2}{36} = \frac{5}{9} \end{aligned}$$

30. (10 分) 已知随机变量 X 和 Y 分别服从 $N(1, 3^2)$ 和 $N(0, 4^2)$, 且 X 和 Y 的相关系数

$\rho_{XY} = -\frac{1}{2}$, 设 $Z = \frac{X}{3} + \frac{Y}{2}$, (1) 求 EZ 和 DZ (2) 求 ρ_{XZ}

解: (1) $EZ = \frac{1}{3}EX + \frac{1}{2}EY = \frac{1}{3}$

$$EZ = \frac{1}{9}DX + \frac{1}{4}DY + 2 \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \text{Cov}(X, Y) = 3$$

$$\begin{aligned}
(2) \quad E(EZ) &= E\left(\frac{X^2}{3} + \frac{XY}{2}\right) \\
&= \frac{1}{3}[DX + (EX)^2] + \frac{1}{2}[\text{Cov}(X, Y) + EXEY] \\
&= \frac{1}{3}(9+1) + \frac{1}{2}(\rho_{XY}\sqrt{DX \cdot DY} + 0) \\
&= \frac{10}{3} + \frac{1}{2} \cdot \left(-\frac{1}{2}\right) \cdot 3 \cdot 4 \\
&= \frac{1}{3}
\end{aligned}$$

于是 $\text{Cov}(X, Z) = E(XZ) - EXEZ = \frac{1}{3} - \frac{1}{3} = 0$

故 $\rho_{XZ} = 0$

六、

31.

设总体 X 的分布函数为 $F(x, \theta) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \theta, & 0 \leq x < 1 \\ 1 - \theta, & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$ ($0 < \theta < \frac{1}{2}$ 为未知参数),

X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的样本, (1) 求 θ 的矩估计 $\hat{\theta}_1$; (2) 若样本 X_1, X_2, \dots, X_n 中有 k 个 1, m 个 2, 求 θ 的极大似然估计 $\hat{\theta}_2$; (3) $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 是否为 θ 的无偏估计.

解:

总体 X 分布列为 $\begin{array}{c|ccc} X & 0 & 1 & 2 \\ \hline P & \theta & 1-2\theta & \theta \end{array}$

(1) $EX = 1, EX^2 = 1 + 2\theta$

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

$$\hat{\theta}_1 = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{2}$$

(2) $L = P(X=0)^{n-k-m} \cdot P(X=1)^k \cdot P(X=2)^m$

$$= \theta^{n-k} (1-2\theta)^k$$

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

$$(\ln L)'_{\theta} = \frac{n-k}{\theta} + \frac{k}{1-2\theta} = 0. \quad \hat{\theta}_2 = \frac{n-k}{2n}.$$

(3) $E\hat{\theta}_1 = \theta$, 所以 $\hat{\theta}_1$ 是 θ 的无偏估计, $E\hat{\theta}_2 \neq \theta$, $\hat{\theta}_2$ 不是 θ 的无偏估计.

32. 设总体 X 的分布函数为

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

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

(1) 当 $\alpha = 1$ 时, 求未知参数 β 的矩估计和极大似然估计;

(2) 当 $\beta = 2$ 时, 求未知参数 α 的极大似然估计.

解: (1) 由题意知 $\alpha = 1$ 时 X 的概率密度为

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

故参数 β 的矩估计:

$$\mu_1 = EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x; \beta)dx = \int_1^{+\infty} x \frac{\beta}{x^{\beta+1}} dx = \frac{\beta}{\beta-1},$$

$$\beta = \frac{\mu_1}{\mu_1 - 1},$$

$$\hat{\beta} = \frac{\overline{X}}{\overline{X} - 1}.$$

参数 β 的极大似然估计:

似然函数为

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\beta}{x_i^{\beta+1}} = \frac{\beta^n}{(x_1 x_2 \cdots x_n)^{\beta+1}},$$

$$\ln L(\beta) = n \ln \beta - (\beta + 1) \ln(x_1 x_2 \cdots x_n) = n \ln \beta - (\beta + 1) \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

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

$$\hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}。$$

(2) 由题意知当 $\beta = 2$ 时 X 的概率密度为

$$f(x; \alpha) = \begin{cases} \frac{2\alpha^2}{x^3}, & x > \alpha, \\ 0, & x \leq \alpha \end{cases}$$

似然函数为

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

$$= \begin{cases} \frac{2^n \alpha^{2n}}{(x_1 x_2 \cdots x_n)^3}, & x_{(1)} > \alpha \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

由极大似然估计的定义知

$$\hat{\alpha} = X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \cdots, X_n)。$$

33. (12 分) 设总体的概率密度函数为

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

X_1, X_2, \cdots, X_n 为来自此总体的样本, 求 (1) θ 的矩估计 $\hat{\theta}_1$ 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:

(1) 矩估计: 由 $E(X) = \int_{\theta}^{+\infty} x \cdot 3e^{-3(x-\theta)} dx = \frac{1}{3} + \theta = \bar{X}$, 故 $\hat{\theta}_1 = \bar{X} - \frac{1}{3}$.

MLE: 似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = 3^n e^{-3 \sum_{i=1}^n (x_i - \theta)}$, $x_{(1)} \geq \theta$.

故 MLE 为 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)}$.

(2) 矩估计: $E(\hat{\theta}_1) = E(\bar{X}) - \frac{1}{3} = E(X) - \frac{1}{3} = \theta$, 故 $\hat{\theta}_1$ 为无偏估计.

MLE: $x_{(1)}$ 的概率密度函数为 $f(x; \theta) = \begin{cases} 3ne^{-3n(x-\theta)}, & x > \theta; \\ 0, & x \leq \theta, \end{cases}$

$E(\hat{\theta}_2) = E(X_{(1)}) = \theta + \frac{1}{3n}$, $\hat{\theta}_2$ 不是无偏估计, 而 $\hat{\theta}_3 = \hat{\theta}_2 - \frac{1}{3n} = X_{(1)} - \frac{1}{3n}$ 为无偏估计.

(3) $D(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{9n}$, $D(\hat{\theta}_3) = \frac{1}{9n^2}$, 后者更有效.

七、

34. (4 分) 实验室器皿中产生甲、乙两类细菌的机会是相等的, 且产生 k 个细菌的概率为 $p_k = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $k = 0, 1, 2, \dots$ 试求产生了甲类细菌但没有乙类细菌的概率。

解: 令 A 表示器皿产生了甲类细菌而没有产生乙类细菌事件, 而 A_i 表示产生了 i 个细菌的事件 ($i = 1, 2, 3, \dots$)。

于是有:

$$\begin{aligned} A &= \sum_{i=1}^{\infty} A_i A \\ P(A) &= \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) P(A|A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \left(\frac{1}{2}\right)^i \\ &= e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\left(\frac{\lambda}{2}\right)^i}{i!} = e^{-\lambda} (e^{\frac{\lambda}{2}} - 1) = e^{-\frac{\lambda}{2}} - e^{-\lambda} \end{aligned}$$

35. (4 分) 某射手的射击命中率为 $3/4$, 现对一目标连续射击, 直到第二次命中为止, 令 X 表示第二次为止所用的射击次数, 求 X 的概率分布, 并计算 X 的期望.

解: $P(X = k) = C_{k-1}^1 (1/4)^{k-2} (3/4)^2 = (k-1)(1/4)^{k-2} (3/4)^2, \quad k = 2, 3, \dots$

方法一:

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=2}^{+\infty} kP(X = k) \\ &= \sum_{k=2}^{+\infty} k(k-1)(1/4)^{k-2} (3/4)^2, \\ &= \sum_{k=2}^{+\infty} k(k-1)q^{k-2} p^2 \quad (\text{令 } p = 3/4) \\ &= p^2 \left(\sum_{k=2}^{+\infty} q^k \right)' = \frac{2}{p} = \frac{8}{3} \end{aligned}$$

方法二: 分解随机变量的方法

X_1 = 直到第一次成功为止所需试验次数;

X_2 = 第一次成功开始直到第二次成功为止所需试验次数

$$X = X_1 + X_2$$

$$X_i \sim G(p), i = 1, 2$$

$$EX_i = \frac{1}{p} = \frac{4}{3}, i = 1, 2$$

$$EX = EX_1 + EX_2 = \frac{8}{3}$$