

河海大学 2018-2019 学年工科类《概率论与数理统计》试卷

一、填空题（每小题 3 分，本题满分 21 分）

1. 设 $P(A)=\frac{1}{4}$, $P(B)=\frac{1}{3}$, $P(A|B)=\frac{1}{2}$, 则 $P(AB)=$ _____; $P(A \cup B) =$ _____。
2. 设每次试验成功的概率为 $p(0 < p < 1)$, 则在三次独立重复试验中至少成功一次的概率为 ()。

(A) p^3 (B) $1-p^3$ (C) $(1-p)^3$ (D) $1-(1-p)^3$

3. 若随机变量 $X \sim N(1, 1)$, 其概率密度函数为 $f(x)$, 则下列结论正确的是 ()。

(A) $P\{X \leq 0\} = P\{X \geq 0\} = 0.5$ (B) $f(x) = f(-x), x \in (-\infty, +\infty)$
(C) $P\{X \leq 1\} = P\{X \geq 1\} = 0.5$ (D) $F(x) = 1 - F(-x), x \in (-\infty, +\infty)$

4. 设随机变量 $X \sim U(0, 4)$, 则 $P\{D(X) < X < E(X)\} =$ _____。

5. 设随机变量 X, Y 独立同分布且方差都大于 0, 令 $\xi = X + aY$, $\eta = X + bY$, 其中 a, b 为常数且 $ab \neq 0$, 则当 ξ, η 不相关时, 有 ()。

(A) $ab = 1$ (B) $ab = -1$ (C) $a = b$ (D) a, b 为任意非零常数

6. 设 $X_1, X_2, \dots, X_{2019}$ 为来自标准正态总体的简单随机样本, 已知统计量 $Y = \frac{cX_{2019}}{\sqrt{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_{2018}^2}}$ 服从 t 分布,

则常数 $c =$ _____。

7. 设两独立样本 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别来自总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 令

$$\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} Y_j, \quad S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2, \quad S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2, \quad \text{则 } \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim$$

_____。(写出分布和参数)

二、(本题满分 10 分) 有两个袋子, 甲袋中有 2 只白球, 1 只黑球; 乙袋中有 1 只白球, 2 只黑球。从甲袋中任取一只球放入乙袋, 再从乙袋中任取一只球。(1) 求从乙袋中取出的球为白球的概率; (2) 若发现从乙袋中取出的是白球, 问从甲袋中取出放入乙袋的球, 黑、白哪种颜色可能性大?

三、(本题满分 13 分) 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} kx^\alpha, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 k, α 为常数且 $k > 0$,

$\alpha > 0$, 又已知 $E(X) = 0.75$ 。(1) 求常数 k 和 α ; (2) 求 X 的分布函数 $F(x)$; (3) 求概率 $P\{\frac{1}{2} < X < 1\}$; (4) 求 $D(X)$ 。

四、(本题满分 13 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 6x, & 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 。(1) 求

X 和 Y 的边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$; (2) 问 X 与 Y 是否独立? 为什么? (3) 求 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} 。

五、(本题满分 8 分) 设 X, Y 是相互独立的随机变量, 密度函数分别为 $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$,

$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$, 求 $Z = X + Y$ 的密度函数。

六、(本题满分 13 分) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个简单随机样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为对应的样本值。

(1) 若总体 $X \sim P(\lambda)$, 其分布律为 $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$, $k=0,1,2,\dots$, $\lambda>0$ 为未知参数。求参数 λ 的极大似然估计量 $\hat{\lambda}_{MLE}$, 并判断 $\hat{\lambda}_{MLE}$ 是否为 λ 的无偏估计。

(2) 若总体 X 的概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \frac{6x}{\theta^3}(\theta-x), & 0 < x < \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 $\theta > 0$ 未知。求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_M$ 。

七、(本题满分 14 分) 某高校 2017 级《概率论与数理统计》期末考试成绩服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 为了评估考试成绩, 现从所有考生中抽取了 31 名考生, 算得他们的平均成绩为 73 分, 标准差为 8 分。(1) 求总体方差 σ^2 的置信度为 95% 的双侧置信区间。(2) 某位老师说这次考试的年级平均成绩为 75 分, 你赞同这位老师的观点吗? ($\alpha=0.05$)

八、(本题满分 8 分) 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{9}x^2, & 0 < x < 3 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 令 $Y = \begin{cases} 2, & X \leq 1 \\ X, & 1 < X < 2 \\ 1, & X \geq 2 \end{cases}$ 。

求 (1) Y 的分布函数; (2) $P\{X \leq Y\}$ 。

参考解答

一、填空题

(1) $1/6, 5/12$; (2) D; (3) C; (4) $1/6$; (5) B; (6) $\sqrt{2018}$; (7) $F(n_1-1, n_2-1)$

二、设 B_1 = “从甲袋中取出的是白球”, B_2 = “从甲袋中取出的是黑球”, A = “从乙袋中取出白球”。则 B_1, B_2 构成一个完备事件组, 则由全概率公式

$$P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) = \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} = \frac{5}{12}$$

$$P(B_1|A) = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{4/12}{5/12} = \frac{4}{5}, \quad P(B_2|A) = \frac{P(B_2)P(A|B_2)}{P(A)} = \frac{3/12}{5/12} = \frac{3}{5}$$

所以白球可能性大。

三、(1) 由 $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^1 kx^a dx = \frac{k}{a+1}$, $0.75 = EX = \int_0^1 xkx^a dx = \frac{k}{a+2}$ 。

$\therefore k=3, a=2$, 故 $f(x) = \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

(2) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx \Rightarrow F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x^3, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$ (3) $P\{\frac{1}{2} < X < 1\} = 1 - F(\frac{1}{2}) = \frac{7}{8}$

(4) $E(X^2) = \int_0^1 x^2 3x^2 dx = \frac{3}{5}$, 故 $DX = \frac{3}{5} - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{3}{80}$

四、(1) $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y)dy = \begin{cases} \int_x^1 6xdy = 6x(1-x), & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$;

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y)dx = \begin{cases} \int_0^y 6xdx = 3y^2, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(2) 由于 $f_X(x)f_Y(y) \neq f(x,y)$, 所以 X 与 Y 不相互独立

(3) $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x)dx = \int_0^1 6x^2(1-x)dx = 1/2$, $E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x)dx = \int_0^1 6x^3(1-x)dx = 3/10$

$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} yf_Y(y)dy = \int_0^1 3y^3 dy = 3/4$, $E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f_Y(y)dy = \int_0^1 3y^4 dy = 3/5$,

$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = 1/20$, $D(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = 3/80$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x,y)dxdy = \int_0^1 dx \int_x^1 6x^2 y dy = 2/5, \quad \text{Cov}(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 1/40$$

$$\text{所以 } \rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{\sqrt{3}}{3}$$

$$\text{五、联合密度为 } f(x,y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 \leq x \leq 1, y > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(X+Y \leq z) = \iint_{x+y \leq z} f(x,y)dxdy = \begin{cases} 0, & z \leq 0 \\ \int_0^z dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = z - 1 + e^{-z}, & 0 < z < 1 \\ \int_0^1 dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = 1 - e^{-(z-1)} + e^{-z}, & z \geq 1 \end{cases} \Rightarrow$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} (e-1)e^{-z}, & z \geq 1 \\ 1 - e^{-z}, & 0 < z < 1 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

或者利用公式 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y,y)dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y)f_Y(y)dy$ 直接计算也可。

$$\text{六、(1) } L(\lambda) = \prod_{i=1}^n P\{X_i = x_i\} = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i} e^{-\lambda}}{x_i!} \Rightarrow \ln L(\lambda) = \sum_{i=1}^n [x_i \ln \lambda - \lambda - \ln(x_i!)] \text{, 由}$$

$$\frac{d \ln L(\lambda)}{d\lambda} = \sum_{i=1}^n [\frac{x_i}{\lambda} - 1] = 0 \Rightarrow \hat{\lambda}_{MLE} = \bar{x} \text{。又因为 } X \sim P(\lambda), \text{ 所以 } E(\bar{X}) = E(X) = \lambda \text{, 即 } \hat{\lambda}_{MLE} \text{ 为 } \lambda \text{ 的无偏估计。}$$

$$(2) \text{ 令 } E(X) = \bar{X}, \text{ 又 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{\theta} \frac{6x^2}{\theta^3}(\theta-x)dx = \frac{\theta}{2}, \text{ 于是 } \hat{\theta}_M = 2\bar{X}$$

$$\text{七、(1) 总体 } X \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ 且 } \mu \text{ 未知, 所以 } \sigma^2 \text{ 的置信度为 } 1-\alpha \text{ 的置信区间为 } (\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}),$$

$$\text{又 } n=31, S^2=64, \alpha=0.05, \text{ 所以 } \chi_{0.025}^2(30)=46.979, \chi_{0.975}^2(30)=16.791,$$

$$(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}) = (40.869, 114.347)$$

(3) 根据题意须检验假设 $H_0: \mu = 75, H_1: \mu \neq 75$, 由于 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且 σ^2 未知, 令检验统计量

$$t = \frac{\bar{X} - 75}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0}{\sim} t(n-1), \text{ 由 } P(H_1 | H_0) = \alpha \text{ 得拒绝域为 } |t| > t_{\alpha/2}(n-1), \text{ 又 } \bar{X} = 73, \alpha = 0.05,$$

$$t_{0.025}(30) = 2.0423, \text{ 所以 } |t| = 1.392 < 2.0423, \text{ 接受 } H_0, \text{ 即赞同这位老师的说法。}$$

八、(本题满分 8 分) (1) $F_Y(y) = P(Y \leq y)$ 。当 $y < 1$ 时, $F_Y(y) = 0$; 当 $y \geq 2$ 时, $F_Y(y) = 1$ 。

当 $1 \leq y < 2$ 时, $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(Y \leq y, X \leq 1) + P(Y \leq y, 1 < X < 2) + P(Y \leq y, X \geq 2)$

$$= P(Y \leq y, 1 < X < 2) + P(X \geq 2) = \int_1^y \frac{1}{9} x^2 dx + \frac{19}{27} = \frac{y^3}{27} + \frac{18}{27}。$$

$$(2) P(X \leq Y) = P(X < Y) + P(X = Y) = P(X \leq 1) + P(1 < X < 2) = P(0 < X < 2) = \int_0^2 \frac{1}{9} x^2 dx = \frac{8}{27}。$$

一、填空题（每题 3 分，共 21 分）

1. 设 $P(A)=\frac{1}{4}$, $P(B)=\frac{1}{3}$, $P(A|B)=\frac{1}{2}$, 则 $P(AB)=$ _____; $P(A \cup B) =$ _____。
2. 某人向同一个目标进行射击, 每次射中目标的概率为 0.2, 则此人第 4 次射击恰好第 2 次命中目标的概率为 _____。
3. 设随机变量 X 服从参数为 1 的泊松分布, 则 $P\{X = E(X^2)\} =$ _____。
4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个简单随机样本, 则 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim$ _____; $\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 \sim$ _____。(写出具体分布和参数)
5. 设 X, Y 相互独立, 且 $P\{X \geq 0\} = P\{Y \geq 0\} = 0.7$, 则 $P\{\max\{X, Y\} < 0\} =$ _____。
6. 设随机变量 X, Y 不相关, 且 $E(X)=2, E(Y)=1, D(X)=3$, 则 $E[X(X-Y)] =$ _____。
7. 从总体 X 中抽取样本 X_1, X_2 , 若 $\hat{\mu} = a_1 X_1 + a_2 X_2$ 是总体期望的无偏估计, 则 a_1, a_2 满足的关系是 _____。

二、(本题满分 12 分) 从数集 $\{1, 2, 3, 4, 5\}$ 中每次取一个数, 不放回地取两次, 设第一次取出的数字为 X_1 , 第二次取出的数字为 X_2 。

- (1) 利用全概率公式计算概率 $P\{X_2 > X_1\}$ 。
- (2) 利用贝叶斯公式计算: 在已知 $X_2 > X_1$ 条件下, 第一次取出的数为 4 的概率。

三、(本题满分 12 分) 设随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, $Y = X^2$ 。求: (1) Y 的分布函数 $F(y)$; (2) $E(Y)$; (3) $E(XY)$ 。

四、(本题满分 12 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{9y^2}{x}, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求: (1) 关于 X 和 Y 的边缘密度函数 $f_X(x)$, $f_Y(y)$; (2) 概率 $P\{X > 2Y\}$ 。

五、(本题满分 10 分) 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为:

$X \backslash Y$	0	1	2
0	1/4	0	1/4
1	0	1/3	0
2	1/12	0	1/12

- (1) 求 $P\{X=2Y\}$; (2) 求 X, Y 的边缘分布律; (3) 求 $Z=XY$ 的分布律; (4) 求 $\text{Cov}(X, Y)$ 。

六、(本题满分 10 分) 设 X, Y 是相互独立的随机变量, 密度函数分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}.$$

令 $Z = X + Y$ 。求 (1) Z 的分布函数; (2) Z 的密度函数。

七、(本题满分 13 分) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个简单随机样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为对应的样本值。

(1) 若总体 X 的分布律为 $P(X = k) = \theta(1 - \theta)^{k-1} (k = 1, 2, 3, \dots)$, 其中 $0 < \theta < 1$ 为未知参数。求 θ 的最大似然估计, 并判定此估计是否为 θ 的无偏估计。

(2) 若总体 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, $\theta > 0$ 为未知参数, 求 θ 的矩估计。

八、(本题满分 10 分) 某学校 2017 级学生《概率论与数理统计》考试成绩服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 今从中抽取 31 名同学的成绩, 算得平均值为 73 分, 标准差为 8 分。

(1) 若 $\sigma = 9$ 已知, 求 μ 的置信度为 95% 的置信区间。

(2) 若 σ 未知, 求 μ 的置信度为 95% 的置信区间。

(3) 若 $\sigma = 9$ 已知, 问需抽取容量 n 多大时, 才能使得总体均值 μ 的置信度为 95% 的置信区间的长度不大于 8?

参考答案

一、填空题

(1) $1/6, 5/12$; (2) 0.0768 ; (3) $0.5e^{-1}$; (4) $\chi^2(n), \chi^2(n-1)$; (5) 0.09 ; (6) 5 ; (7) $a_1 + a_2 = 1$

二、(1) $P(X_2 > X_1) = \sum_{k=1}^5 P(X_2 > X_1 | X_1 = k)P(X_1 = k)$

$$P(X_1 = k) = \frac{1}{5}, P(X_2 > X_1 | X_1 = k) = \frac{5-k}{4} \Rightarrow$$

$$P(X_2 > X_1) = \sum_{k=1}^5 \frac{5-k}{5-1} \frac{1}{5} = \frac{1}{5(5-1)} \sum_{k=1}^5 (5-k) = \frac{1}{2}$$

$$(2) P(X_1 = 3 | X_2 > X_1) = \frac{P(X_1=3, X_2 > X_1)}{P(X_2 > X_1)} = \frac{P(X_2 > X_1 | X_1=3)P(X_1=3)}{P(X_2 > X_1)} \Rightarrow P(X_1 = 3 | X_2 > X_1) = \frac{1}{10}$$

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

当 $y \geq 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = 1$; 当 $0 < y < 1$ 时, $F_Y(y) = P\{0 < X \leq \sqrt{y}\} = \sqrt{y}$

$$\text{当 } y < 0 \text{ 时, } F_Y(y) = 0 \Rightarrow F_Y(y) = \begin{cases} 1 & y \geq 1 \\ \sqrt{y} & 0 < y < 1 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

(2) 求导得到 $f_Y(y) = \begin{cases} 0.5y^{-0.5} & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$, $E(Y) = \int_0^1 y \cdot 0.5y^{-0.5} dy = 1/3$

(3) $E(XY) = E(X^3) = \int_0^1 x^3 dx = \frac{1}{4}$

四、(1) $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^x \frac{9y^2}{x} dy = 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 \frac{9y^2}{x} dx = -9y^2 \ln y, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) P\{X > 2Y\} = \iint_{x>2y} f(x, y) dx dy; P\{X > 2Y\} = \int_0^1 dx \int_0^{x/2} \frac{9y^2}{x} dy = \int_0^1 \frac{3}{8} x^2 dx = \frac{1}{8}$$

$$\text{五、(1)} P\{X=2Y\} = P\{X=0, Y=0\} + P\{X=2, Y=1\} = 1/4$$

(2)

X	0	1	2
P	1/2	1/3	1/6

Y	0	1	2
P	1/3	1/3	1/3

XY	0	1	4
P	7/12	1/3	1/12

$$(3) E(XY) = 2/3;$$

$$(4) E(X) = 2/3, E(Y) = 1; Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$$

$$\text{六、(1)} \text{联合密度为 } f(x, y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 \leq x \leq 1, y > 0, \\ 0, & \text{其它}, \end{cases}$$

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\}$$

$$= \iint_{x+y \leq z} f(x, y) dx dy = \begin{cases} 0, & z \leq 0, \\ \int_0^z dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = z - 1 + e^{-z}, & 0 < z < 1, \\ \int_0^1 dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = 1 - e^{-(z-1)} + e^{-z}, & z \geq 1, \end{cases}$$

$$2) f_Z(z) = \begin{cases} (e-1)e^{-z}, & z \geq 1, \\ 1 - e^{-z}, & 0 < z < 1, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

$$\text{七、(1)} \text{似然函数 } L(\theta) = \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} = \prod_{i=1}^n \theta(1-\theta)^{x_i-1} = \theta^n (1-\theta)^{\sum x_i - n}$$

$$LnL(\theta) = \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} = \prod_{i=1}^n \theta(1-\theta)^{x_i-1} = nLn(\theta) + (\sum x_i - n)Ln(1-\theta), \frac{dLnL(\theta)}{d\theta} = 0 \Rightarrow \hat{\theta}_L = \frac{1}{\bar{X}}. \text{ 因为 } E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k\theta(1-\theta)^{k-1} = \theta, \text{ 且 } E(\frac{1}{\bar{X}}) \neq E(X), \text{ 所以 } E(\bar{X}) = E(X) = \theta, \text{ 而 } E(\hat{\theta}_L) = E(\frac{1}{\bar{X}}) \neq \theta, \text{ 故为有偏估计。}$$

$$(2) E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x\theta x^{\theta-1}dx = \frac{\theta}{\theta+1}, \text{ 令 } E(X) = \bar{X} \Rightarrow \frac{\theta}{\theta+1} = \bar{X} \Rightarrow \hat{\theta}_M = \frac{\bar{X}}{1-\bar{X}}$$

八、(1) σ^2 已知, 置信区间为

$$(\bar{x} - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = (73 - 1.96 \frac{9}{\sqrt{31}}, 73 + 1.96 \frac{9}{\sqrt{31}}) = (69.832, 76.168)$$

(2) σ^2 未知, 置信区间为

$$(\bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}) = (73 - 2.0423 \frac{8}{\sqrt{31}}, 73 + 2.0423 \frac{8}{\sqrt{31}}) = (70.066, 75.934)$$

(3) σ^2 已知, 置信区间为 $(\bar{x} - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$, $2Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq 8 \Rightarrow n \geq \frac{4\sigma^2}{64} Z_{\alpha/2}^2 = 19.4481$ 得到 $n = 20$ 。

河海大学 2019-2020 学年工科类《概率论与数理统计》试卷

一、填空与选择题（每小题 3 分，本题满分 21 分）

1. 在三次独立重复射击中，若至少有一次击中目标的概率为 $\frac{37}{64}$ ，则每次射击击中目标的概率为_____。

2. 设 r.v. X 与 Y 相互独立，且 $\begin{array}{c|cc} X & -1 & 1 \\ \hline p & 0.5 & 0.5 \end{array}$ ， $\begin{array}{c|cc} Y & -1 & 1 \\ \hline p & 0.5 & 0.5 \end{array}$ ，则 $P\{X=Y\} = (\quad)$ 。

- (A) 0.25 (B) 0.75 (C) 0.5 (D) 1

3. 设连续型随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ kx^2, & 0 \leq x \leq 1, \\ 1, & x > 1, \end{cases}$ 则 $k =$ _____。

4. 设随机变量 $X \sim B(n, p)$ ，且 $E(X) = 2.4$ ， $D(X) = 1.44$ ，则 $n =$ _____， $p =$ _____。

5. 下列结论中，**不是**随机变量 X 与 Y 不相关的充要条件的是 ()。

- (A) $E(XY) = E(X)E(Y)$ (B) $D(X+Y) = D(X) + D(Y)$

- (C) $Cov(X, Y) = 0$ (D) X 与 Y 相互独立

6. 设 X_1, X_2, \dots, X_{12} 来自正态总体 $N(0, 1)$ ， $Y = \left(\sum_{i=1}^4 X_i \right)^2 + \left(\sum_{i=5}^8 X_i \right)^2 + \left(\sum_{i=9}^{12} X_i \right)^2$ ，当常数 $k =$ _____ 时， kY 服从 χ^2 分布。

7. 设两独立样本 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别来自总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ，其中 μ_1, μ_2 未知， σ_1^2, σ_2^2 已知， $\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i$ ， $\bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} Y_j$ ，则 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的双侧置信区间为_____。

二、(本题满分 10 分) 设随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} x, & 0 \leq x \leq 1, \\ A - x, & 1 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ (1) 求常数 A ; (2) 求 $P\{0.2 < X < 1.2\}$; (3) 求 X 的分布函数。

三、(本题满分 9 分) 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$ 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数 $f_Y(y)$ 。

四、(本题满分 14 分) 设 (X, Y) 的概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} A(x+y), & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 2, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 其中 A 为常

数。(1) 求 A ; (2) 求 $D(X+Y)$; (3) 求 $Z = X+Y$ 的概率密度函数。

五、(本题满分 10 分) 设随机变量 X 与 Y 满足： $D(X) = 2$ ， $D(Y) = 4$ ， $Cov(X, Y) = 1$ 。令 $U = 2X - 3Y$ ， $V = 3X - 2Y$ 。求 U 与 V 的相关系数 ρ_{UV} 。

六、试解下列各题（本题满分 28 分，每小题 7 分）

(1) 若总体 $X \sim P(\lambda)$ ，其分布律为 $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ ， $k=0,1,2,\dots$ ， $\lambda > 0$ 为未知参数， X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个简单随机样本。求参数 λ 的矩估计量 $\hat{\lambda}_M$ ，并判断 $\hat{\lambda}_M$ 是否为 λ 的无偏估计。

(2) 设总体 X 的概率分布为

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

($0 < \theta < \frac{1}{2}$)

是未知参数，利用总体 X 的样本值 3, 1, 3, 0, 3, 1, 3, 2，求 θ 的极大似然估计值 $\hat{\theta}_{MLE}$ 。

(3) 随机地选取某种炮弹 9 发做试验，测得炮口速度的样本标准差 $s = 11$ (m/s)。设炮口速度服从正态分布，求炮口速度的方差 σ^2 的置信度为 95% 的置信区间。

(4) 设某种产品的某项指标服从正态分布，已知它的标准差 $\sigma = 150$ 。现从一批产品中随机抽取 26 个，测得该项指标的平均值为 1637，问能否认为这批产品的该项指标值为 1600 ($\alpha = 0.05$)。【参考数值： $z_{0.025} = 1.96$ ， $z_{0.05} = 1.645$ ， $t_{0.025}(25) = 2.060$ ， $t_{0.05}(25) = 1.708$ ， $t_{0.025}(26) = 2.056$ ， $t_{0.05}(26) = 1.706$ ， $\sqrt{26} = 5.1$ 】

七、（本题满分 8 分）设二维随机变量 (X, Y) 服从区域 $D = \{(x, y) | 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1\}$ 上的均匀分布。

令 $U = \begin{cases} 0, & X \leq Y \\ 1, & X > Y \end{cases}$ ， $V = \begin{cases} 0, & X \leq 2Y \\ 1, & X > 2Y \end{cases}$ ，问 U 与 V 是否独立？为什么？

参考答案

一、填空与选择题（每小题 3 分，本题满分 21 分）

(1) 1/4; (2) C; (3) 1; (4) 6, 0.4; (5) D; (6) 1/4; (7) $(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$

二、（本题满分 10 分）(1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow \int_0^1 x dx + \int_1^2 (A-x) dx = 1 \Rightarrow A=2$

(2) $P\{0.2 < X < 1.2\} = \int_{0.2}^{1.2} f(x) dx = \int_{0.2}^1 x dx + \int_1^{1.2} (2-x) dx = 0.66$

(3) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x x dx = \frac{x^2}{2}, & 0 \leq x \leq 1 \\ \int_0^1 x dx + \int_1^x (2-x) dx = -\frac{x^2}{2} + 2x - 1, & 1 < x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$

三、（本题满分 9 分） $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\}$ 。当 $y \leq 0$ 时， $F_Y(y) = 0 \Rightarrow f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = 0$ ；

当 $y > 0$ 时， $F_Y(y) = P\{X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_X(x) dx$
 $\Rightarrow f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})] = \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(\sqrt{y}) = \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}$

综上有 $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{e^{-\sqrt{y}}}{2\sqrt{y}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$ 。

四、（本题满分 14 分）(1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 \Rightarrow A=1/8$

(2) $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy = \int_0^2 dx \int_0^2 \frac{x}{8} (x+y) dy = \frac{7}{6}$

$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y) dx dy = \int_0^2 dx \int_0^2 \frac{x^2}{8} (x+y) dy = \frac{5}{3}$ ，同理 $E(Y) = \frac{7}{6}$ ， $E(Y^2) = \frac{5}{3}$

$$\Rightarrow D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{11}{36}, \text{ 同理 } D(Y) = \frac{11}{36}$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = -\frac{1}{36} \Rightarrow D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2\text{Cov}(X, Y) = \frac{5}{9}$$

$$(3) f(z-y, y) = \begin{cases} \frac{z}{8}, & y < z < 2+y, 0 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy = \begin{cases} \int_0^z \frac{z}{8} dy = \frac{z^2}{8}, & 0 < z \leq 2, \\ \int_{z-2}^2 \frac{z}{8} dy = \frac{(4-z)z}{8}, & 2 < z \leq 4, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\text{五、(本题满分 10 分)} \quad D(U) = D(2X-3Y) = 4D(X) + 9D(Y) - 12\text{Cov}(X, Y) = 32$$

$$D(V) = D(3X-2Y) = 9D(X) + 4D(Y) - 12\text{Cov}(X, Y) = 22$$

$$\text{Cov}(U, V) = \text{Cov}(2X-3Y, 3X-2Y) = 6\text{Cov}(X, X) - 4\text{Cov}(X, Y) - 9\text{Cov}(Y, X) + 6\text{Cov}(Y, Y)$$

$$= 6D(X) - 4\text{Cov}(X, Y) - 9\text{Cov}(X, Y) + 6D(Y) = 23 \Rightarrow \rho_{UV} = \frac{\text{Cov}(U, V)}{\sqrt{D(U)}\sqrt{D(V)}} = \frac{23}{88}\sqrt{11} = 0.87$$

六、(本题满分 14 分) (1) 由矩估计法有 $E(X) = \bar{X}$, 又因为 $X \sim P(\lambda)$, 所以 $E(X) = \lambda$, 于是有 $\hat{\lambda}_M = \bar{X}$ 。
因为 $E(\hat{\lambda}_M) = E(\bar{X}) = E(X) = \lambda$, 所以 $\hat{\lambda}_M = \bar{X}$ 为 λ 的无偏估计。

(2) 似然函数为

$$L(\theta) = P\{X_1=3\}P\{X_2=1\}P\{X_3=3\}P\{X_4=0\}P\{X_5=3\}P\{X_6=1\}P\{X_7=3\}P\{X_8=2\} = 4\theta^6(1-\theta)^2(1-2\theta)^4$$

$$\Rightarrow \ln L(\theta) = \ln 4 + 6\ln \theta + 2\ln(1-\theta) + 4\ln(1-2\theta) \Rightarrow \frac{d\ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{6}{\theta} - \frac{2}{1-\theta} - \frac{8}{1-2\theta} = 0 \Rightarrow \theta_{1,2} = \frac{7 \pm \sqrt{13}}{12},$$

$$\text{又因为 } 0 < \theta < \frac{1}{2}, \text{ 所以 } \hat{\theta}_{MLE} = \frac{7-\sqrt{13}}{12}$$

七、(本题满分 14 分) (1) 由题意总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 未知, 于是 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为 $(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)})$, 又 $n=9, s=11, \alpha=0.05, \chi_{\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0.025}^2(8) = 17.534$,

$$\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) = \chi_{0.975}^2(8) = 2.180, \text{ 代入得 } \sigma^2 \text{ 的 } 95\% \text{ 的置信区间为 } (\frac{968}{17.534}, \frac{968}{2.180}) = (55.21, 444.04)$$

(2) 由题意总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 提出假设 $H_0: \mu = 1600, H_1: \mu \neq 1600$ 。 $\sigma = 150$ 已知, 于是构造检验统计量为 $U = \frac{\bar{x}-1600}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{ 为真}}{=} \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1), P\{H_1|H_0\} = \alpha$ 可得拒绝域为 $|U| > z_{\alpha/2}$ 。又 $n=26, \bar{x} = 1637, \sigma = 150, \alpha = 0.05, z_{\alpha/2} = z_{0.025} = 1.96$, 代入公式计算得 $|U| = 1.256 < 1.96$, 所以接受 H_0 , 即在置信度 95% 下可以认为这批产品该项指标值为 1600。

八、(本题满分 8 分) 由题意可知 (X, Y) 的联合密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 于是

$$P\{U=0, V=0\} = P\{X \leq Y, X \leq 2Y\} = P\{X \leq Y\} = \iint_{x \leq y} f(x, y) dx dy = \frac{1}{4}, \quad P\{U=0, V=1\} = P\{X \leq Y, X > 2Y\} = 0$$

$$P\{U=1, V=0\} = P\{X > Y, X \leq 2Y\} = P\{Y < X \leq 2Y\} = \iint_{y < x \leq 2y} f(x, y) dx dy = \frac{1}{4}, \quad P\{U=1, V=1\} = 1 - \frac{1}{4} - \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

由上可得 (U, V) 的联合分布律为

<div>U \ V</div>	0	1	$p_{i\cdot}$
0	1/4	0	1/4
1	1/4	1/2	3/4
$p_{\cdot j}$	1/2	1/2	1

, 进一步可得 U 和 V 的边缘

分布律如表, 由于 $P\{U=0, V=1\} = 0 \neq P\{U=0\}P\{V=1\} = 1/8$, 所以 U 与 V 不相互独立。

河海大学 2019-2020 学年**经管类**《概率论与数理统计》试卷

一、填空与选择题（每小题 3 分，本题满分 18 分）

1. 设随机事件 A, B 相互独立, 且 $P(B)=0.5, P(A-B)=0.3$, 则 $P(B-A)=$ _____。
2. 设连续型随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ kx^2, & 0 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$, 则 $k =$ _____。
3. 已知 $D(X)=4, D(Y)=25, \rho_{XY}=0.4$, 则 $D(2X-Y) =$ _____。
4. 设 $X_1, \dots, X_9; Y_1, \dots, Y_9$ 分别是来自正态分布 $N(0, 5^2)$ 的两个相互独立的样本, 则统计量 $\frac{X_1^2 + \dots + X_9^2}{Y_1^2 + \dots + Y_9^2} \sim$ _____, 参数为_____。
5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_4 是来自 X 的样本, \bar{X} 是样本均值, 则 $\frac{4(\bar{X}-\mu)^2}{\sigma^2} \sim$ _____。(写出具体分布及参数)
6. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, \dots, X_n 为总体 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值与样本方差, 则对任意 $0 \leq \alpha \leq 1, E[\alpha \bar{X} + (1-\alpha)S^2] =$ _____。

二、(本题满分 10 分) 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 2 件次品, 乙箱中仅装有 2 件合格品。从甲箱中任取 3 件产品放入乙箱后。(1) 求乙箱中次品数 X 的分布律和 $E(X)$; (2) 求从乙箱中任取一件产品是次品的概率。

三、(本题满分 10 分) 设随机变量 $X \sim U(0, 2)$, 又设 $Y = e^{-2X}$ 。(1) 求 Y 的概率密度函数; (2) 求 $E(Y)$ 。

四、(本题满分 12 分) 设随机变量 X, Y 相互独立且同分布, $P\{X = -1\} = q, P\{X = 1\} = p, (p+q=1, 0 < p < 1)$, 设 $Z = \begin{cases} 0, & XY = 1 \\ 1, & XY = -1 \end{cases}$ 。(1) 求 Z 的分布; (2) 求 (X, Z) 的联合分布; (3) 问 p 为何值时, X 与 Z 相互独立。

五、(本题满分 16 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 在区域 $G = \{(x, y) | 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x\}$ 上服从均匀分布。(1) 求关于 X 和 Y 的联合密度函数 $f(x, y)$; (2) 求 Y 的边缘密度函数 $f_Y(y)$; (3) 求 X 与 Y 的协方差 $\text{Cov}(X, Y)$; (4) 求 $Z = X+Y$ 的概率密度函数。

六、(本题满分 14 分) 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$ 其中 $\theta > 0$ 为未知参数, X_1, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个简单随机样本。

(1) 试求未知参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_M$, 并讨论此估计是否为 θ 无偏估计;

(2) 试求未知参数 θ 的极大似然估计量 $\hat{\theta}_{MLE}$ 。

七、(本题满分 12 分)

(1) 用传统工艺加工某种水果罐头, 每瓶中维生素 C 的含量为随机变量 X (单位: mg). 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 均未知。现抽查 16 瓶罐头进行测试, 测得维生素 C 的平均含量 $\bar{x} = 20.80 \text{mg}$, 样本标准差 $s = 1.60 \text{mg}$, 试求 μ 的置信度为 95% 的置信区间。

(2) 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 抽取样本 X_1, \dots, X_n , 且 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 为样本均值。已知 $\sigma = 10$, 问: 要使 μ 的置信度为 0.95 的置信区间长度不超过 5, 样本容量 n 至少应取多大?

(参考数据: $\Phi(1.25)=0.8944$, $\Phi(1.283)=0.9$, $\Phi(1.645)=0.95$, $\Phi(1.96)=0.975$; $t_{0.05}(15)=1.7531$, $t_{0.05}(16)=1.7459$, $t_{0.025}(15)=2.1315$, $t_{0.025}(16)=2.1199$)

八、(本题满分 8 分) 若 X_1, \dots, X_n, X_{n+1} 是来自 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, 其中 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 求统计量 $\frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}}$ 所服从的分布, 并给出分布的参数。

参考解答

一. 1. 0.2; 2. 1; 3. 25; 4. $F(9,9)$; 5. $\chi^2(1)$; 6. λ 。

二. (1) 乙箱中次品数 X 的可能取值为 0, 1, 2. X 的概率分布为 $P\{X=k\} = \frac{C_2^k C_3^{3-k}}{C_5^3}$, $k=0, 1, 2$, 即

$$X \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 \\ \frac{1}{10} & \frac{3}{5} & \frac{3}{10} \end{pmatrix}$$

$$\text{因此 } EX = 0 \times \frac{1}{10} + 1 \times \frac{3}{5} + 2 \times \frac{3}{10} = \frac{6}{5}$$

(3) 设 A 表示“从乙箱中任取一件产品是次品”, 由全概率公式有

$$P(A) = \sum_{k=0}^2 P\{X=k\}P\{A|X=k\} = \frac{1}{10} \times 0 + \frac{3}{5} \times \frac{1}{5} + \frac{3}{10} \times \frac{2}{5} = \frac{6}{25}$$

$$\text{三、} \because X \sim U(0, 2), \therefore f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2-0} = \frac{1}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

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

$$\therefore f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = -\frac{1}{2y} f_X(-\frac{1}{2} \ln y) = \begin{cases} \frac{1}{4y} & e^{-4} < y < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$EY = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_{e^{-4}}^1 y \left(-\frac{1}{4y}\right) dy \text{ 或 } \int_{-\infty}^{\infty} e^{-2x} f_X(x) dx = \int_0^2 \frac{1}{2} e^{-2x} dx = \frac{1}{4} (1 - e^{-4})$$

四. (1) $P\{Z=0\} = P\{XY=1\} = P\{X=1, Y=1\} + P\{X=-1, Y=-1\} = p^2 + q^2$,

$$P\{Z=1\} = P\{XY=-1\} = P\{X=-1, Y=1\} + P\{X=1, Y=-1\} = 2pq,$$

$$\text{因此, } Z \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ p^2 + q^2 & 2pq \end{pmatrix}$$

$\begin{matrix} Z \\ X \end{matrix}$	0	1	p_i
-1	q^2	pq	$q^2 + pq$
1	p^2	pq	$p^2 + pq$
p_j	$p^2 + q^2$	$2pq$	1

(2)

$$(3) \text{ 若要求 } X \text{ 与 } Z \text{ 相互独立, 则要求 } \begin{cases} q^2 = (q^2 + pq) \cdot (p^2 + q^2) \\ pq = (q^2 + pq) \cdot 2pq \\ p^2 = (p^2 + q^2) \cdot (p^2 + pq) \\ pq = (p^2 + pq) \cdot 2pq \end{cases} \Rightarrow p = q = \frac{1}{2}$$

$$\text{五. (1) } f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{S_G} = 1, & (x, y) \in G \\ 0, & \text{其它} \end{cases},$$

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

$$(2) E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{2x} xy dy = \frac{1}{2}, \quad E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 x 2x dx = \frac{2}{3},$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_0^2 y(1 - \frac{y}{2}) dy = \frac{2}{3}, \quad \therefore Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{2} - \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{18}$$

$$(3) \because F_Z(z) = \iint_{x+y \leq z} f(x, y) dx dy = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ z^2/3, & 0 \leq z < 1, \\ 1 - \frac{1}{6}(3-z)^2 \text{ 或 } -\frac{1}{6}z^2 + z - \frac{1}{2}, & 1 \leq z < 3, \\ 1, & z \geq 3, \end{cases}$$

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

$$\text{或者} \quad f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x, z-x) dx = \begin{cases} \int_{z/3}^z 1 dx = \frac{2z}{3}, & 0 < z < 1 \\ \int_{z/3}^1 1 dx = 1 - \frac{z}{3}, & 1 \leq z < 3. \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{六. (1) 由于 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x; \theta) dx = \int_0^{+\infty} x \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}} dx = \theta, \text{ 又由矩估计法有 } E(X) = \bar{X}; \text{ 所以 } \hat{\theta}_M = \bar{X};$$

$$E(\hat{\theta}_{MLE}) = E(\bar{X}) = E(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i) = \frac{1}{n} E(\sum_{i=1}^n X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \theta = \theta, \text{ 故 } \hat{\theta}_M \text{ 为 } \theta \text{ 无偏估计量。【7分】}$$

$$(2) \text{ 似然函数为 } L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{\theta^2}{x_i^3} e^{-\frac{\theta}{x_i}} = \frac{\theta^{2n}}{(x_1 x_2 \cdots x_n)^3} e^{-\theta \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}, & x_i > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{当 } x_1, x_2, \dots, x_n > 0 \text{ 时, } \ln L(\theta) = 2n \ln \theta - \theta \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} - 3 \sum_{i=1}^n \ln x_i, \text{ 令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{2n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = 0, \text{ 得 } \hat{\theta}_{MLE} = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}},$$

$$\text{所以 } \theta \text{ 的极大似然估计量 } \hat{\theta}_{MLE} = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}}.$$

$$\text{七. (1) 因为 } \sigma^2 \text{ 未知, 所以总体均值 } \mu \text{ 的置信度为 } 1 - \alpha \text{ 的置信区间为 } (\bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}),$$

$$\text{又 } t_{\alpha/2}(n-1) = t_{0.025}(15) = 2.1315, \text{ 故 } (\bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}) =$$

$$(20.80 - 2.1315 \times \frac{1.60}{\sqrt{16}}, 20.80 + 2.1315 \times \frac{1.60}{\sqrt{16}}) = (19.9474, 21.6526).$$

$$(2) \text{ 因为 } \sigma = 10 \text{ 已知, 所以总体均值 } \mu \text{ 的置信度为 } 1 - \alpha \text{ 的置信区间为 } (\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$\text{所以由题意有 } 2z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq 5, \text{ 将 } \sigma = 10, z_{0.025} = 1.96 \text{ 代入得 } n \geq 61.4656, \text{ 故 } n=62.$$

$$\text{八. } \because X_{n+1} - \bar{X} \sim N(0, \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n}), \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), \text{ 且二者独立,}$$

$$\therefore \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{\sigma \sqrt{\frac{n+1}{n}}} / \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} / (n-1)} \sim t(n-1).$$

河海大学 2020-2021 学年工科类《概率论与数理统计》试卷

一、填空题（每小题 3 分，本大题共六小题满分 18 分）

1. 设随机变量 X 的分布律为 $P\{X=x\}=a\frac{\lambda^x}{x!}$, $x=0, 1, 2, \dots$, 其中 $\lambda > 0$ 为常数, 则常数 $a =$ _____;
 2. 随机变量 $X \sim B(10, 0.2)$, $Y \sim N(0, 4)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则 $D(X-2Y) =$ _____;
 3. 设事件 A, B 满足 $P(A) = 0.6$, $P(B) = 0.7$, 且 $P(AB)$ 取到最小值, 则 $P(A \cup B) =$ _____;
 4. 假设检验中, 由样本观察值判断假设 H_0 正确性的依据是 _____;
 5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, 且 $E(X) = 0$, 试写出 $E(X^2)$ 的一个无偏估计量 _____;
 6. 随机变量 X 的密度函数 $f(x) = \begin{cases} 25xe^{-5x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$, 则 $Y = 10X \sim \chi^2(\text{_____})$ 分布 (填数字).
- 【注: $\chi^2(n)$ 密度函数 $f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} t^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$, $\Gamma(\alpha+1) = \alpha \Gamma(\alpha)$, $\Gamma(1) = \Gamma(2) = 1$ 】

二、(本题满分 10 分) 仓库中有 10 件产品, 已知其中特等品件数可能是 1 件, 2 件, 3 件这三种情形, 且特等品件数是 1 件, 2 件, 3 件的可能性相同. 现作放回抽样, 每次从仓库中随机抽取 1 件产品, 共连续抽取两次.

1. 求两次都抽到特等品的概率;
2. 若已知第二次抽到了特等品, 求第一次也抽到了特等品的概率.

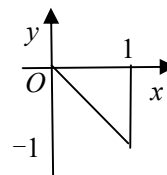
三、(本题满分 12 分) 已知随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-4x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases},$$

求: 1. 常数 k ; 2. $Y = X^2$ 的分布函数 $F_Y(y)$; 3. 概率 $P\{X > 0.1\}$.

四、(本题满分 16 分) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的在区域 $D = \{(x, y) | 0 < x < 1, -x < y < 0\}$ 上服从均匀分布, 求:

1. X 与 Y 的联合密度函数 $f(x, y)$;
2. X 与 Y 的边缘密度函数 $f_X(x)$ 及 $f_Y(y)$;
3. $Z = X + Y$ 的密度函数 $f_Z(z)$.



五、(本题满分 16 分) 设总体 X 的密度函数为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{2}{\theta^2}x, & 0 < x \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自该总体的样本, 求:

1. 求 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_M$;
2. 求 θ 的极大似然估计量 $\hat{\theta}_{MLE}$;
3. 讨论矩估计量 $\hat{\theta}_M$ 是否为 θ 的无偏估计量.

六、(本题满分 14 分) 随机地从一批钉子中抽取 9 枚, 测得其长度(单位: 毫米) 如下:

49.6 49.3 50.1 50.0 49.2 49.9 49.8 51.0 50.2

设这批钉子的长度服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$.

1. 若 $\sigma > 0$ 未知, 检验假设 $H_0: \mu = \mu_0 = 50$, $H_1: \mu \neq \mu_0$ (取显著性水平 $\alpha = 0.05$)
2. 若已知 $\sigma = 0.3$, 求 μ 的置信度为 95% 的双侧置信区间.

【注: 本题样本均值 $\bar{x} = 49.9$, 样本标准差 $s = 0.53$. 部分标准正态分布表和 t 分布表如下】
七、(本题满分 14 分) 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

定义随机变量 Y_1, Y_2 为

$$Y_k = \begin{cases} 0, & X \leq k \\ 1, & X > k \end{cases}, \quad k = 1, 2$$

1. 求 Y_1 和 Y_2 的联合分布律;
2. 问 Y_1 与 Y_2 是否相互独立? 请给出计算依据;
3. 证明: $E(Y_1 Y_2) > E(Y_1) \cdot E(Y_2)$.

参考答案

一. 1. $e^{-\lambda}$; 2. 17.6; 3. 1; 4. 小概率(事件)原理; 5. $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 或 $A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 等; 6. 4;

二. 设 $A_i (i=1, 2)$ ——第 i 次抽到特等品, $B_j (j=1, 2, 3)$ ——10 件产品中有 j 件特等品

$$1. P(A_1 A_2) = \sum_{j=1}^3 P(A_1 A_2 | B_j) P(B_j) = \left(\frac{1}{10} \times \frac{1}{10} + \frac{2}{10} \times \frac{2}{10} + \frac{3}{10} \times \frac{3}{10} \right) \times \frac{1}{3} = \frac{7}{150} \approx 0.047;$$

$$2. P(A_2) = P(A_2 \Omega) = P(A_2 (A_1 \cup \bar{A}_1)) = P(A_1 A_2 \cup \bar{A}_1 A_2) = P(A_1 A_2) + P(\bar{A}_1 A_2) - 0$$

$$P(\bar{A}_1 A_2) = \sum_{j=1}^3 P(\bar{A}_1 A_2 | B_j) P(B_j) = \left(\frac{9}{10} \times \frac{1}{10} + \frac{8}{10} \times \frac{2}{10} + \frac{7}{10} \times \frac{3}{10} \right) \times \frac{1}{3} = \frac{23}{150}$$

$$\text{故 } P(A_1 | A_2) = \frac{P(A_1 A_2)}{P(A_2)} = \frac{7/150}{7/150 + 23/150} = \frac{7}{30} \approx 0.233 \text{ 为所求.}$$

$$\text{三. 1. 由 } 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^0 f(x) dx + \int_0^{+\infty} f(x) dx = \int_0^{+\infty} k e^{-4x} dx, \quad 1 = k \cdot \frac{1}{-4} e^{-4x} \Big|_0^{+\infty} \Rightarrow k = 4$$

$$2. \forall y \in R, F_{X^2}(y) = P\{X^2 \leq y\} = \begin{cases} P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\}, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0 \end{cases} = \begin{cases} \int_0^{\sqrt{y}} 4e^{-4x} dx = 1 - e^{-4\sqrt{y}}, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0 \end{cases}$$

$$3. P\{X > 0.1\} = \int_{0.1}^{+\infty} f(x) dx = \int_{0.1}^{+\infty} 4e^{-4x} dx = e^{-0.4}.$$

$$\text{四. 1. 设 } f(x, y) = \begin{cases} A, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \text{ 由 } \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1, \text{ 有}$$

$$\iint_D f(x, y) dx dy + \iint_{R^2-D} f(x, y) dx dy = \iint_D A dx dy + 0 = A \cdot \frac{1}{2} = 1 \Rightarrow A = 2$$

$$\text{故 } f(x, y) = \begin{cases} 2, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

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

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

$$3. F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X+Y \leq z\} = \iint_{x+y \leq z} f(x,y) dx dy$$

$$= \begin{cases} 0, & z \leq 0 \\ \int_0^z dx \int_x^0 2dy + \int_z^1 dx \int_{-x}^{z-x} 2dy \text{ 或 } 2 \cdot [\frac{1}{2} \cdot 1 \cdot 1 - \frac{1}{2} \cdot (1-z)^2], & 0 < z < 1 \\ 1, & z \geq 1 \end{cases}$$

$$\text{故 } f_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = \begin{cases} 2-2z, & 0 < z < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

$$\text{五. 1. } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^\theta x \cdot \frac{2}{\theta^2} x dx = \frac{2}{3}\theta = \bar{X}, \text{ 故 } \hat{\theta}_M = \frac{3}{2}\bar{X}$$

2. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的观测值,

$$\text{当 } 0 \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta, \text{ 有 } L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \left(\frac{2}{\theta^2}\right)^n (x_1 x_2 \cdots x_n)$$

当 x_1, x_2, \dots, x_n 已知时, $L(\theta)$ 取最大值, 需要 θ 最小, 而 $0 \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta$,

$$\text{故 } \hat{\theta}_{MLE} = \max(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$3. E(\bar{X}) = E(X) = \frac{2}{3}\theta, \text{ 所以 } E\left(\frac{3}{2}\bar{X}\right) = E(X) = \theta, \text{ 即 } \frac{3}{2}\bar{X} \text{ 为 } \theta \text{ 无偏估计.}$$

$$\text{六. 1. 对假设 } H_0: \mu = \mu_0 = 50, H_1: \mu \neq \mu_0, \text{ 取检验统计量 } T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{ 为真}}{\sim} t(n-1)$$

由 $P\{|T| > t_{\alpha/2}(n-1)\} = \alpha$, 得拒绝域为 $|T| > t_{\alpha/2}(n-1)$.

$$\text{又 } n=9, \bar{x}=49.9, s=0.53, \alpha=0.05, t_{0.025}(8)=2.3060, T = \frac{|49.9-50|}{0.53/3} = 0.566 < 2.3060$$

故接受 H_0 .

2. 因为 $\sigma=0.3$ 已知, 故总体均值 μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的双侧置信区间为

$$(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \text{ 又 } z_{\alpha/2} = z_{0.025} = 1.96, \text{ 故}$$

$$(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = (49.9 - 1.96 \times \frac{0.3}{3}, 49.9 + 1.96 \times \frac{0.3}{3}) = (49.704, 50.096).$$

七. 1. Y_1, Y_2 分别取 0, 1

$$P\{Y_1=0, Y_2=0\} = P\{X \leq 1\} = \int_0^1 e^{-x} dx = 1 - e^{-1}, \quad P\{Y_1=0, Y_2=1\} = 0$$

$$P\{Y_1=1, Y_2=0\} = P\{1 < X \leq 2\} = \int_1^2 e^{-x} dx = e^{-1} - e^{-2}$$

$$P\{Y_1=1, Y_2=2\} = P\{X > 2\} = \int_2^{+\infty} e^{-x} dx = e^{-2}$$

故 (Y_1, Y_2) 的联合分布律如右表

Y_2	0	1
Y_1		
0	$1 - e^{-1}$	0
1	$e^{-1} - e^{-2}$	e^{-2}

$$2. Y_1 \text{ 的分布律 } P\{Y_1=0\} = P\{X \leq 1\} = \int_0^1 e^{-x} dx = 1 - e^{-1}, \quad P\{Y_1=1\} = P\{X > 1\} = \int_1^{+\infty} e^{-x} dx = e^{-1}$$

$$Y_2 \text{ 的分布律 } P\{Y_2=0\} = P\{X \leq 2\} = \int_0^2 e^{-x} dx = 1 - e^{-2}, \quad P\{Y_2=1\} = P\{X > 2\} = \int_2^{+\infty} e^{-x} dx = e^{-2}$$

$$\text{而 } P\{Y_1=0, Y_2=0\} = 1 - e^{-1} \neq P\{Y_1=0\}P\{Y_2=0\} = (1 - e^{-1})(1 - e^{-2})$$

故 Y_1, Y_2 不相互独立.

$$3. E(Y_1 Y_2) = 1 \cdot e^{-2}, \quad E(Y_1) \cdot E(Y_2) = 1 \cdot e^{-1} \cdot 1 \cdot e^{-2} = e^{-1} \cdot e^{-2}$$

$$\text{而 } 1 > e^{-1}, 1 \cdot e^{-2} > e^{-1} \cdot e^{-2}, \text{ 故 } E(Y_1 Y_2) > E(Y_1) \cdot E(Y_2).$$