

武汉大学数学与统计学院 2022-2023 学年第一学期

《概率论与数理统计A》期末考试卷

B卷

专业: _____ 年级: _____

学号: _____ 姓名: _____

1. (15分) 现在对某种病毒进行普查, 假设在参加普查人员中携带病毒的比例事十万分之一, 某种普查技术的准确率位95% (携带病毒被检出阳性和不懈怠病毒被检出阴性的概率)。

- (1) 甲在检查之后被通知结果是阳性, 计算甲确实是病毒携带者的概率。
- (2) 甲在检查之后被通知结果是阴性, 计算甲不携带该种病毒的概率。
- (3) 如果甲在第一次检查中被查出阳性, 接着进行第二次检查, 第二次检查的结果是阴性, 求甲携带该种病毒的概率。

解答:

- (1) A : 一个人被检查出是阳性, B : 一个人是阳性病毒携带者. 已知: $P(B) = 10^{-5}$, $P(\bar{B}) = 1 - 10^{-5}$, $P(A|B) = P(\bar{A}|\bar{B}) = 0.95$, 由此推出:
 $P(A|\bar{B}) = 1 - 0.95 = 0.05$, $P(\bar{A}|B) = 1 - 0.95 = 0.05$.

$$\begin{aligned} P(B|A) &= \frac{P(B)P(A|B)}{P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B})} \\ &= \frac{10^{-5} * 0.95}{10^{-5} * 0.95 + (1 - 10^{-5}) * 0.05} \\ &= 1.89 * 10^{-4}. \end{aligned}$$

- (2) 类似 (1), 可以算出

$$\begin{aligned} P(\bar{B}|\bar{A}) &= \frac{P(\bar{B})P(\bar{A}|\bar{B})}{P(\bar{B})P(\bar{A}|\bar{B}) + P(B)P(\bar{A}|B)} \\ &= \frac{(1 - 10^{-5}) * 0.05}{10^{-4} * 0.05 + (1 - 10^{-4}) * 0.95} \\ &\approx 1. \end{aligned}$$

- (3) 如果甲在第一次检查中被查出阳性, 接着进行第二次检查, 第二次检查的结果是阴性, 求甲携带该种病毒的概率。

根据 (1), 第一次检查出阳性的人是病毒携带者的概率为 1.89×10^{-4} , 这时 $P(B) = 1.89 \times 10^{-4} = p_1$. A_2 表示第二次检查结果是阳性,

$$\begin{aligned} P(B|\bar{A}_2) &= \frac{P(B)P(\bar{A}_2|B)}{P(B)P(\bar{A}_2|B) + P(\bar{B})P(\bar{A}_2|\bar{B})} \\ &= \frac{p_1 * 0.05}{p_1 * 0.05 + (1 - p_1) * 0.95} \\ &= 10^{-5}. \end{aligned}$$

2. (10分) 若事件 A, B 发生的概率为 $P(A) = 0.5, P(B) = 0.6, P(B|A) = 0.8$, 求 (1) $P(A \cup B)$, (2) $P(A - B|A \cup B)$, : **解答:** $P(AB) = P(A)P(B|A) = 0.5 \times 0.8 = 0.4$. 因此,

$$(1) P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = 0.5 + 0.6 - 0.4 = 0.7.$$

$$(2) \text{ 记 } C = A \cup B, P(C) = 0.7,$$

$$P(A - B) = P(A) - P(AB) = 0.1,$$

$$(A - B) \cap (A \cup B) = (A - B) \cap (A) \cup (A - B) \cap (B) = (A - B) \cup \Phi = A - B.$$

因此,

$$P(A - B|(A \cup B)) = \frac{P(A - B)}{P(A \cup B)} = \frac{1}{7}.$$

3. (20分) 假设随机变量 Λ 是服从 $[1, 2]$ 上的均匀分布, 当 $\Lambda = \lambda$ 的时候, 随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布, 密度函数为

$$f(x|\Lambda = \lambda) = \lambda e^{-\lambda x} I(x > 0).$$

求

(a) Λ 与 X 的联合密度函数;

(b) 计算 $Y = X^2$ 的数学期望和方差;

解答:

(a) $\Lambda \sim U[1, 2]$ 从而有 $f_\Lambda(\lambda) = I(1 \leq \lambda \leq 2)$, 故

$$f(\lambda, x) = f_\Lambda(\lambda)f_{X|\Lambda=\lambda}(x|\Lambda = \lambda) = \lambda e^{-\lambda x} I(x > 0) I(1 \leq \lambda \leq 2)$$

(b) 由联合密度函数有

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_1^2 \lambda e^{-\lambda x} I(x > 0) d\lambda \\ &= \left(\frac{1}{x} + \frac{1}{x^2}\right)e^{-x} - \left(\frac{2}{x} + \frac{1}{x^2}\right)e^{-2x}, \quad x > 0. \end{aligned}$$

有

$$\begin{aligned} EY &= EX^2 = \int_0^{+\infty} (x+1)e^{-x} - (2x+1)e^{-2x} dx \\ &= \Gamma(2) + \Gamma(1) - \frac{1}{2}\Gamma(2) - \frac{1}{2}\Gamma(1) \\ &= 1, \\ EY^2 &= EX^4 = \int_0^{+\infty} (x^3 + x^2)e^{-x} - (2x^3 + x^2)e^{-2x} dx \\ &= \Gamma(4) + \Gamma(3) - \frac{1}{8}\Gamma(4) - \frac{1}{8}\Gamma(3) \\ &= 7. \end{aligned}$$

从而 $E(Y) = 1$, $Var(Y) = EY^2 - (EY)^2 = 7 - 1 = 6$.

4. (15分) 若随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} xe^{-y/2} & 0 \leq x \leq 1, y > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$

- (a) 求 (X, Y) 的的边沿概率密度；
- (b) 基于上问，说明 X, Y 是否相互独立？
- (c) 求 $Z = X + Y$ 的概率密度。

解答：

(a) (1) $f_X(x) = \begin{cases} 2x & 0 \leq x \leq 1, \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-y/2} & y > 0, \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

(b) 相互独立,

(c) $f_Z(z) = \begin{cases} (2z-4) + 4e^{-z/2} & 0 \leq z \leq 1, \\ (4-2\sqrt{e})e^{-z/2} & z \geq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$

5. (20分)

- (1) 设随机变量 $W = (aX + 3Y)^2$, $E(X) = E(Y) = 0$, $Var(X) = 4$, $Var(Y) = 16$, $\rho_{xy} = -0.5$ 。求常数 a 使 $E(W)$ 最小, 并求 $E(W)$ 的最小值。

- (2) 设随机变量 (X, Y) 服从二维正态分布, 且由 $\text{Var}(X) = \sigma_x^2, \text{Var}(Y) = \sigma_y^2$ 。证明当 $a^2 = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_y^2}$ 时, 随机变量 $W = X - aY$ 与 $V = X + aY$ 相互独立。

解答:

(1)

$$EW = E(aX + 3Y)^2 \quad (1)$$

$$= a^2 EX^2 + 6a EXY + 9EY^2. \quad (2)$$

$$EX^2 = \text{Var}(X) + (EX)^2 = 4, EY^2 = \text{Var}(Y) + (EY)^2 = 16,$$

$$EXY = \text{Cov}(X, Y) + EXEY = \rho * 2 * 4 = 8\rho = -4. \text{ 带入 (1), 有: } EW = 4a^2 - 24a + 9 \times 16. \text{ 求出 } a = 3 \text{ 使得上式达到最大, 这时 } EW = 4 \times 29 = 116.$$

$$(2) \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} \sim N(\mu, \Sigma). \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \rho\sigma_x\sigma_y \\ \rho\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 \end{pmatrix}.$$

$$\begin{pmatrix} W \\ V \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X - aY \\ X + aY \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -a \\ 1 & a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}.$$

$$|A| = 2a \neq 0. \text{ 因此, } \begin{pmatrix} W \\ V \end{pmatrix} \text{ 服从正态分布, 计算}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(W, V) &= \text{cov}(X - ay, X + aY) \\ &= \text{Var}(X) - a^2 \text{Var}(Y). \end{aligned}$$

当 $a^2 = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_y^2}$, $\text{Cov}(X, Y) = 0$, 因此 W, V 不相关, 由于 W, V 服从正态分布, 因此 W, V 独立。

6. (10分) 假设随机变量 X 的分布律为:

$$P(X = (-1)^{k+1} \frac{3^k}{k}) = \frac{2}{3^k}, k = 1, 2, \dots,$$

证明 X 的期望不存在。

解答: $E|X| = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{3^k}{k} \frac{2}{3^2} = 2 \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} = \infty$. 所以期望不存在。