## 2022 年秋概率论与数理统计 C 试题及答案

- 一、填空题(每小题 3 分, 共 5 小题, 满分 15 分)
- 1. 设事件 A , B 都不发生的概率为 0.3,  $\mathbb{L}P(A) = 0.4$  ,  $\mathbb{L}P(A) = 0.4$
- 2. 设随机变量 X 的概率密度为 $f_X(x) = \begin{cases} 2x^3e^{-x^2}, & x \ge 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$ ,则Y = 2X + 3的概率密度为
- 3. 设随机变量 $X \sim P(\lambda)$ , 且P(X = 1) = P(X = 2), 则P(X > 1) =\_\_\_\_\_\_.
- 4. 设随机变量 X 服从参数为  $\frac{1}{2}$  的指数分布,  $Y \sim N(1,4)$  ,且  $\rho_{XY} = \frac{1}{2}$  ,根据 切比晓夫不等式有:  $P(-4+2Y \le X \le 2Y+4)$   $\ge$  .
- 5. 已知一批零件的长度 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,若  $\sigma$  未知,从中随机抽取 9 个零件,得样本均值 $\bar{x} = 20$  ,样本方差 $s^2 = 4$ ,则  $\mu$ 的置信度为 0.95 的置信区间是 . (保留小数点后三位)

$$\begin{pmatrix} t_{0.025}(8) = 2.3060, t_{0.05}(8) = 1.8595, & t_{0.025}(9) = 2.2622, \\ t_{0.05}(9) = 1.8331, \Phi(1.96) = 0.975, \Phi(1.645) = 0.95 \end{pmatrix}$$

- 二、单项选择题(每小题 3 分,共 5 小题,满分 15 分)
- 1. 设 0 < P(B) < 1,  $P(A_1) P(A_2) > 0$ ,且  $P(A_1 \cup A_2 | B) = P(A_1 | B) + P(A_2 | B)$ ,则下列等式成立的是(

$$A.P(A_1 \cup A_2|\bar{B}) = P(A_1|\bar{B}) + P(A_2|\bar{B})$$

- B.  $P(A_1B \cup A_2B) = P(A_1B) + P(A_2B)$
- C.  $P(A_1 \cup A_2) = P(A_1|B) + P(A_2|B)$
- D.  $P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2)$
- 2. 如下四个函数,能做为随机变量的分布函数的是()

A. 
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ sinx, & 0 \le x < \pi \\ 1, & x \ge \pi \end{cases}$$
 B.  $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt$ , 其中 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = 1$ 

C. 
$$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan x, x \in R$$
 D.  $F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ \frac{1}{3}, & 1 \le x \le 2 \\ 1, & x > 2 \end{cases}$ 

3. 设随机变量 $X_i$ , i = 1,2 的分布列为

$$X_i \sim \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$$

且满足 $P(X_1X_2=0)=1$ ,则 $P(X_1=X_2)=($  )

A. 0 B.  $\frac{1}{4}$  C.  $\frac{1}{2}$  D. 1

- 4. 设随机变量X与Y相互独立,且都服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ,则P(|X Y| < 1) ( )

  - A. 与 $\mu$  无关,而与 $\sigma^2$  有关, B. 与 $\mu$  有关,而与 $\sigma^2$  无关,
  - C. 与  $\mu$ .  $\sigma^2$  都有关
- D. 与 μ . σ² 都无关
- 5. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,统计量 $Y = \frac{1}{n} (\frac{S}{\overline{X} \mu})^2$ 其中 $\bar{X}$  为样本均值. $S^2$  为样本方差.则(

(A) 
$$Y \sim x^2(n-1)$$
; (B)  $Y \sim t(n-1)$ ; (C)  $Y \sim F(n-1,1)$ ; (D)  $Y \sim F(1,n-1)$ .

- 三、(9分) 两箱产品,第一个箱子里面装有10个合格品和40个次品,第二个箱子 里面装有18个合格品和12个次品,随机挑中两个箱子中的一个并随机拿出两 个产品,如果第一次拿出的是合格品,问第二次拿出的也是合格品的概率是 多少?
- 四. (8分)设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

 $f(x,y) = \begin{cases} 2-x-y, & 0 < x < 1, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \text{ 求 (1) 在 } Y=y \text{ 条件下, } X \text{ 的条件概率}$ 密度  $f_{YY}(x|y)$ ; (2) Z = X + Y的分布函数  $F_{Z}(z)$ .

五、(9分)设二维随机变量(X,Y)在区域 $G = \{(x,y) | 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 2\}$ 内服从均匀 分布 ,求( 1 )P(X < Y) ( 2 )随机变量  $Z = \max(X, Y)$  的概率密度 ;(3) E(Z), D(Z). 六、(10 分) 设总体 X 的概率密度为  $f(x,\theta) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)}, x > \theta \\ 0, x \leq \theta \end{cases}$  ,  $\theta > 0$  ,  $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 为来自总体 X 的简单随机样本,求:

(1)未知参数 $\theta$ 的矩估计 $\hat{\theta}_i$ 和最大似然估计 $\hat{\theta}_j$ ;

- (2)讨论上述矩估计 $\hat{\theta}$ 和最大似然估计 $\hat{\theta}_2$ 的无偏性。
- 七、(4 分) 设随机变量 X 只取[0,1]上的值,证明: $D(X) \le \frac{1}{4}$ ,并说明等号成立的条件。

## 答案

一、填空题(每小题 3 分,共 5 小题,满分 15 分)

1. 0.3 2. 
$$f_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 3 \\ (\frac{y-3}{2})^3 e^{-(\frac{y-3}{2})^2}, & y \ge 3 \end{cases}$$
 3.  $1 - 3e^{-2}$ 

- 4. 1/4 5. (18.463, 21.537)
- 二、单项选择题(每小题 3 分, 共 5 小题, 满分 15 分)
  - 1.B 2.C 3.A 4.A 5.C

三 、(9分)设 $A_i = {$ 第i次拿出的是合格品 $}, B_i = {$ 抽到的是第i箱 $}, i=1,2$ 

$$P(B_1) = P(B_2) = \frac{1}{2}, \ P(A_1|B_1) = \frac{1}{5}, \ P(A_1|B_2) = \frac{3}{5}$$

$$P(A_1) = P(B_1)P(A_1|B_1) + P(B_2)P(A_1|B_2) = \frac{2}{5}$$

$$P(A_1A_2) = P(B_1)P(A_1A_2|B_1) + P(B_2)P(A_1A_2|B_2)$$

$$= \frac{1}{2} \times \frac{1}{5} \times \frac{9}{49} + \frac{1}{2} \times \frac{3}{5} \times \frac{17}{29} = \frac{276}{1421} = 0.1943$$

$$P(A_2|A_1) = \frac{P(A_1A_2)}{P(A_1)} = \frac{690}{1421} = 0.4858$$

四、(8分)解(1)
$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \begin{cases} \int_{0}^{1} (2-x-y) dx = \frac{3}{2} - y, \ 0 < y < 1 \\ 0,$$
 其他

当Y=y,(0 < y < 1)时,X的条件密度函数为

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

(2) 方法一(分布函数法) 
$$F_Z(z) = P(Z \le z) = P(X + Y \le z) = \iint_{x+y \le z} f(x, y) dxdy$$

$$= \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \int_0^z dx \int_0^{z-x} (2-x-y) dy = z^2 - \frac{z^3}{3}, & 0 \le z < 1 \\ 1 - \int_{z-1}^1 dy \int_{z-y}^1 (2-x-y) dx = 1 - \frac{1}{3} (2-z)^3 = \frac{z^3}{3} - 2z^2 + 4z - \frac{5}{3}, & 1 \le z < 2 \\ 1, & z \ge 2 \end{cases}$$

方法二(公式法)  $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx$ 

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

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

$$F_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{z} f_{Z}(z) dz = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \int_{0}^{z} (2t - t^{2}) dt = z^{2} - \frac{z^{3}}{3}, & 0 \le z < 1 \\ \int_{0}^{1} (2t - t^{2}) dt + \int_{1}^{z} (2 - t)^{2} dt = 1 - \frac{1}{3} (2 - z)^{3}, & 1 \le z < 2 \\ 1, & z \ge 2 \end{cases}$$

五、(9分) 随机变量X,Y的联合概率密度为  $f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 2\\ 0, & 其他 \end{cases}$ 

(1) 
$$P(X < Y) = \int_0^1 dx \int_x^2 \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2} \int_0^1 (2 - x) dx = \frac{3}{4}$$
  
(2) (方法一)

$$F_{Z}(z) = P(Z \le z) = P(X \le z, Y \le z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \frac{z^{2}}{2}, & 0 \le z < 1 \\ \frac{z}{2}, & 1 \le z < 2 \\ 1, & z \ge 2 \end{cases}$$

$$f_{z}(z) = \begin{cases} z, & 0 \le z < 1 \\ \frac{1}{2}, & 1 \le z < 2 \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

(方法二) X的概率密度和分布函数分别为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, \mathrm{d}y = \begin{cases} \int_0^2 \frac{1}{2} \, \mathrm{d}y = 1, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \sharp \dot{\Sigma} \end{cases}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \le x \le 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

Y的概率密度及分布函数分别为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, \mathrm{d}x = \begin{cases} \int_0^1 \frac{1}{2} \, \mathrm{d}y = \frac{1}{2}, & 0 \le y \le 2\\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0\\ y/2, & 0 \le y \le 2\\ 1, & y > 2 \end{cases}$$

$$X$$
, 与Y相互独立,所以  $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \frac{z^2}{2}, & 0 \le z < 1 \\ \frac{z}{2}, & 1 \le z \le 2 \\ 1, & z > 2 \end{cases}$ 

$$f_z(z) = \begin{cases} z, & 0 \le z < 1\\ \frac{1}{2}, & 1 \le z \le 2\\ 0, & 其它 \end{cases}$$

(3) 
$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} z f_Z(z) dz = \int_0^1 z^2 dz + \int_1^2 \frac{z}{2} dz = \frac{13}{12}$$

$$E(Z^{2}) = \int_{-\infty}^{+\infty} z^{2} f_{Z}(z) dz = \int_{0}^{1} z^{3} dz + \int_{1}^{2} \frac{z^{2}}{2} dz = \frac{17}{12}$$

$$D(Z) = E(Z^2) - E(Z)^2 = \frac{17}{12} - \left(\frac{13}{12}\right)^2 = \frac{35}{144}$$

六、(10分)解:(1)矩估计:

$$EX = \mu_1 = \int_{\theta}^{+\infty} e^{-(x-\theta)} x dx = \int_{\theta}^{\infty} -x de^{-(x-\theta)} = -xe^{-(x-\theta)} \Big|_{\theta}^{\infty} + (-e^{-(x-\theta)}) \Big|_{\theta}^{\infty} = \theta + 1,$$

$$\theta = \mu_1 - 1$$

所以 $\theta$ 的矩估计为:  $\hat{\theta}_1 = \bar{X} - 1$ 

最大似然估计:

$$\begin{split} L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta) &= \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \begin{cases} e^{-\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)}, x_i > \theta (i = 1, 2, \dots, n) \\ 0, & \text{ if } \end{cases} \\ &= \begin{cases} e^{-\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)}, x_{(n)} \geq x_{(n-1)} \geq \cdots \geq x_{(1)} > \theta \\ 0, & \text{ if } \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0, & \text{ if } \end{cases} \end{split}$$

于是由最大似然估计的定义知:  $\theta$ 的极大似然估计为 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)} = \min \mathbf{K}_{i}$ ,  $X_i$  (2) 因为  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是来自总体X的简单随机样本,

所以 
$$E(X_i) = \theta + 1 = E(X)(i = 1, 2, \dots, n)$$
 
$$E(\overline{X} - 1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i) - 1 = \frac{1}{n} \times n \times (\theta + 1) - 1 = \theta$$
 从而  $\hat{\theta}_i = \overline{X} - 1$ 为  $\theta$ 的 无偏估计。

令  $N = X_{(1)} = \min(X_1, \dots, X_n)$  的分布函数为  $F_N(z)$ .

$$F_{N}(z) = 1 - [1 - F_{X}(z)]^{n} = \begin{cases} 0, & z \leq \theta \\ 1 - e^{-n(z-\theta)}, & z > \theta \end{cases}$$

$$(F_{X}(z) = \int_{-\infty}^{z} f_{X}(x) dx = \begin{cases} 0, z \leq \theta \\ 1 - e^{-(z-\theta)}, z > \theta \end{cases}$$

**所以** N的概率密度为

$$f_N(z) = F_N'(z) = \begin{cases} ne^{-n(z-\theta)}, z > \theta \\ 0, \quad \text{ if } \end{cases}$$

$$EN = \int_{\theta}^{\infty} z \times ne^{-n(z-\theta)} dz = \int_{\theta}^{\infty} -z de^{-n(z-\theta)} = -ze^{-n(z-\theta)} \Big|_{\theta}^{\infty} + \left(-\frac{1}{n}e^{-n(z-\theta)} \Big|_{\theta}^{\infty}\right) = \theta + \frac{1}{n} \neq \theta$$
 所以 $X_{(1)}$ 不是 $\theta$ 的无偏估计。

七、(4分)(方法一)

因 $0 \le X \le 1$ ,故 $0 \le EX \le 1$ ,以及 $X^2 \le X$ .故

$$D(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} \le E(X) - (E(X))^{2} = E(X)(1 - E(X))$$

但函数x(1-x) 在 $0 \le x \le 1$ 内不超过1/4,而 $0 \le E(X) \le 1$ ,故

$$D(X) \le 1/4$$
.

等号成立需满足两个条件,即 $X^2 = X$ ,E(X) = 1/2,前一个条件决定了X只能取 0,1为值,后一个条件决定了P(X = 0) = P(X = 1) = 1/2,这是唯一达到等号的

条件。

**(方法二)**因 $0 \le X \le 1$ ,所以 $D(X) = E[X - E(X)]^2 \le E[X - \frac{1}{2}]^2 \le E[1 - \frac{1}{2}]^2 = \frac{1}{4}$ 等号成立需满足两个条件,(1) $X^2 = X$ 等价于X只能取 0,1 为值;

(2) 
$$E(X) = 1/2$$
等价于 $P(X = 0) = P(X = 1) = 1/2$ .