

广东海洋大学 2017 —— 2018 学年第 一 学期  
《概率论与数理统计》课程试题答案

课程代码： 19221302                      ☒ 考试    ☐ A 卷    ☐ B 卷  
    ☐ 考查    ☒ C 卷    ☐ D 卷  
☒ 闭卷        ☐ 开卷                                      ☐ E 卷    ☐ F 卷

题 号	一	二	三	四	五	六	七	八	九	十	总分	阅卷教师
各题分数	30	15	15	18	12	10						
实得分数												

一. 填空题（每题 3 分，共 30 分）

1. 若设某种动物从出生起活 20 岁以上的概率为 0.8，活 25 岁以上的概率为 0.5. 则如果现在有一个 20 岁的这种动物，它能活 25 岁以上的概率为 5/8
2. 在区间  $(0,1)$  上随机地取两个数，则“取到的两数之差的绝对值大于 0.3”的概率为 0.49
3. 两门高射炮彼此独立地射击一架敌机，设甲炮击中敌机的概率为 0.9，乙炮击中敌机的概率为 0.8，则敌机被击中的概率为 0.98
4. 小王忘了朋友家的电话号码的最后一位数，于是他只能随机拨号，则他第三次才能拨对电话号码的概率为 0.1
5. 已知  $P(A)=0.7$ ， $P(B)=0.5$ ， $P(A \cup B)=0.9$ ，则  $P(B-A)=$  0.2

6. 设随机变量  $X$  的分布律为 

$X$	-2	0	1	2
$P$	0.3	0.1	0.2	0.4

 则  $Y = X^3 + 2$  的分布律为

$Y$	-6	2	3	10
$P$	0.3	0.1	0.2	0.4

7. 设  $X$  表示掷一颗均匀的骰子的点数, 则  $E(2X+1) = \underline{\quad 8 \quad}$

8. 设  $X_1, X_2, X_3$  为取自总体  $X$  (设  $X \sim N(0, 1)$ ) 的一个简单随机抽样

样本, 则  $\frac{2X_1^2}{X_2^2 + X_3^2} \sim \underline{\quad F(1, 2) \quad}$

9 设总体  $X \sim N(45, 100)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  是来自  $X$  的样本, 则  $\bar{X} \sim \underline{\quad N(45, 10) \quad}$

10. 设  $X_1, X_2, X_3, X_4$  是总体  $X$  的一个样本,  $\frac{1}{8}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{2}X_3 + kX_4$  是总体期望  $EX$  的无偏估计量, 则  $k = \underline{\quad 1/8 \quad}$ ;

二. 设随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x) = \begin{cases} ax^4 & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$ , 求 (1)  $a$  的

值; (3 分) (2)  $X$  的分布函数  $F(x)$ ; (7 分) (3)  $D(-X+2)$  (5 分)

解 (1) 由于  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ , 有  $\int_0^1 ax^4 dx = 1$  ----- (2 分)

所以  $a = 5$  ----- (3 分)

(2) 当  $x \leq 0$  时,  $f(x) = 0$ , 则  $F(x) = 0$

当  $0 < x < 1$  时,  $F(x) = \int_0^x 5t^4 dt = x^5$  ----- (3 分)

当  $x \geq 1$  时,  $F(x) = \int_0^1 5t^4 dt = 1$

所以  $F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ x^5 & 0 < x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$  ----- (7 分)

(3)  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x \cdot 5x^4 dx = \frac{5}{6}$

$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \int_0^1 x^2 \cdot 5x^4 dx = \frac{5}{7}$  ----- (3 分)

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{5}{7} - \left(\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{5}{252}$$

$$D(-X + 2) = D(X) = \frac{5}{252} \text{-----}(5 \text{ 分})$$

三. 设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为

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

求 (1)  $P\{X + Y \leq 1\}$  (3 分); (2) 边缘密度函数  $f_X(x)$  和  $f_Y(y)$  (8 分); (3) 判断  $X$  和  $Y$  是否独立? 并给出理由。 (4 分)

$$\text{解 (1) 由 } P\{X + Y \leq 1\} = \iint_D f(x, y) dy dx$$

$$\begin{aligned} P\{X + Y \leq 1\} &= \int_0^1 \left[ \int_0^{1-x} (x + y) dy \right] dx \\ \text{得} \quad &= \int_0^1 \frac{1 - x^2}{2} dx = \frac{1}{3} \end{aligned} \text{-----}(2 \text{ 分})$$

----- (3 分)

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

当  $x \leq 0$  或者  $x \geq 1$  时,  $f(x, y) = 0$ , 则  $f_X(x) = 0$

$$\text{当 } 0 < x < 1 \text{ 时, } f_X(x) = \int_0^1 (x + y) dy = x + \frac{1}{2}$$

$$\text{所以 } f_X(x) = \begin{cases} x + \frac{1}{2}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \text{-----}(4 \text{ 分})$$

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

当  $y \leq 0$  或者  $y \geq 1$  时,  $f(x, y) = 0$ , 则  $f_Y(y) = 0$

当  $0 < y < 1$  时,  $f_Y(y) = \int_0^1 (x+y)dx = y + \frac{1}{2}$

所以  $f_Y(y) = \begin{cases} y + \frac{1}{2}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$  -----(8 分)

(3)  $X$  与  $Y$  不相互独立性, -----(2 分)

理由如下: 存在点  $(x_0, y_0) = (\frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ ,  $f(x_0, y_0) = \frac{2}{3}$

使得  $f_X(x_0) \cdot f_Y(y_0) = \frac{5}{6} \times \frac{5}{6} \neq f(x_0, y_0)$  -----(4 分)

四. 总体  $X$  具有概率密度  $X \sim f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$ , 其中  $\lambda$  是未知参数,

设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为来自总体  $X$  的一个样本容量为  $n$  的简单随机样本, 求

未知参数  $\lambda$  的 (1) 矩估计值; (8 分) (2) 最大似然估计值. (10 分)

解 (1)  $\mu_1 = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$

解得  $\lambda = \frac{1}{\mu_1}$  -----(4 分)

用样本矩  $A_1$  估计总体矩  $\mu_1$  得  $\theta$  的矩估计量为

$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}}$  -----(8 分)

(2) 由于样本  $X_i \sim f(x_i) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x_i}, & x_i > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

似然函数

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n [\lambda e^{-\lambda x_i}], & x_i > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} & x_i > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

----- (3 分)

显然  $L(\lambda)$  的最大值点一定是  $L_1(\lambda) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$  的最大值点,

取对数  $\ln L_1(\lambda) = n \cdot \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i$  ----- (6 分)

求导数  $\frac{d \ln L_1(\lambda)}{d \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i$

令  $\frac{d \ln L_1(\lambda)}{d \lambda} = 0$  解得

则  $\lambda$  的最大似然估计值为  $\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i}$  ----- (10 分)

五. 据某医院统计, 凡肝脏手术后能完全复原的概率是 0.9, 那么再对 100 名病人实施手术后, 有 84 至 95 名病人能完全复原的概率是多少?

(12 分)  $(\Phi(1.67) = 0.9525, \Phi(2) = 0.9972)$

解 设  $X$  为 100 名病人中能完全复原的人数,

则  $X$  服从二项分布  $X \sim b(100, 0.9)$ ,

于是由  $\mu = E(X) = np = 90, \sigma = \sqrt{D(X)} = 3$ , ----- (6 分)

由中心极限定理有

$$\begin{aligned} P\{84 < X < 95\} &= P\left\{\frac{84-90}{3} < \frac{X-90}{3} < \frac{95-90}{3}\right\} \\ &= P\left\{-2 < \frac{X-90}{3} < 1.67\right\} = \Phi(1.67) - \Phi(-2) \\ &\approx 0.9525 - (1 - 0.9972) = 0.9497 \text{ ----- (12 分)} \end{aligned}$$

六. 抽取某种灯泡 9 个样品, 测得其平均寿命  $\bar{x} = 2000$  (小时),  $s^2 = 0.9$ 。设灯泡寿命服从  $N(\mu, \sigma^2)$ , 其中  $\sigma^2$  为未知时, 求  $\mu$  的置信

度为 0.95 的置信区间 ( $t_{0.025}(8) = 2.3060$  ,  $t_{0.025}(9) = 2.2622$ ) (10 分)

解 (1) 均值  $\mu$  的  $1-\alpha$  置信区间为

$$\left( \bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right). \text{-----}(3 \text{ 分})$$

由题意得  $1-\alpha = 0.9, \frac{\alpha}{2} = 0.05$ ,  $t_{0.025}(8) = 2.3060$

则均值  $\mu$  的 95% 的置信区间为  $\left( 2000 \pm \frac{\sqrt{0.9}}{\sqrt{9}} t_{0.025}(8) \right)$

$= (2000 \pm 0.729) = (199.271, 2000.729) \text{-----} (5 \text{ 分})$