

杭州电子科技大学学生考试卷 (A) 卷

考试课程	概率论与数理统计	考试日期	2017年1月5日	成绩	
课程号	A0714040	教师号	/	任课教师姓名	
考生姓名	张磊	学号 (8位)	00	年级	大N
专业	无				
题号	一	二	三	四	五
得分					

一、单项选择题 (每题3分, 共15分)

1. 设随机事件 A, B 互斥, 则下列等式正确的是 (D)

(A) $\bar{A} \cap \bar{B} = \emptyset$

(B) $A = \bar{B}$

(C) $\bar{A} \cup \bar{B} = \emptyset$

(D) $\bar{A} \cup \bar{B} = S$

2. 若随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} x, & 0 < x < 1 \\ k-x, & 1 \leq x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 则 k 的取值为 (C)

(A) 1

(B) -1

(C) 2

(D) -2

3. 设任意随机变量 X, Y , 下列等式不正确的是 (B)

(A) $D(X) = \text{Cov}(X, X)$

(B) $E(XY) = E(X)E(Y)$

(C) $E(X - Y) = E(X) - E(Y)$

(D) $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$

4. 设随机变量 X, Y 相互独立, 其分布函数分别为 $F_X(x)$ 与 $F_Y(y)$, 则随机变量

$Z = \min(X, Y)$ 的分布函数 $F_Z(z)$ 等于 (D)

(A) $\min[F_X(x), F_Y(y)]$

(B) $\frac{1}{2}[F_X(x) + F_Y(y)]$

(C) $F_X(x)F_Y(y)$

(D) $1 - [1 - F_X(x)][1 - F_Y(y)]$

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 未知, $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ 为来自该总体的样

本, 则下列统计量是 σ^2 的无偏估计量是 (A)

(A) $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = S^2$

(B) $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}^2)$

(C) $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

(D) $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}^2)$
 $\frac{P(A\bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{P(A)P(\bar{B})}{1-P(B)} = \frac{P(A)(1-P(B))}{1-P(B)} = \frac{2}{3}$

二、填空题 (每空3分, 共18分)

1. 设事件 A, B , 已知 $P(A \cup B) = 0.8$, $P(B) = 0.4$, 则 $P(A | \bar{B}) = \frac{2}{3}$

2. 在一批产品中, 有7件正品, 3件次品, 不放回地抽取3件产品, 则至少取到1件次品的概率 = $\frac{17}{24}$

$1 - \frac{C_3^7}{C_3^{10}}$

$C \cdot \sum_{k=1}^{\infty} (\frac{1}{2})^k = 1$

3. 设随机变量 X 的分布律为: $P\{X = k\} = C(\frac{1}{4})^k$, ($k = 1, 2, 3, \dots$), 则 $C = 3$

4. 设随机变量 $X \sim N(2, 4)$, $Y \sim b(10, 0.3)$, $Z \sim \chi^2(5)$, 且 X, Y, Z 相互独立, 则

$E(X - Y) = -1$, $D(X - Z + 1) = 14$

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 未知, X_1, X_2, \dots, X_n 为一样本, \bar{X}, S^2 分别

为样本均值和样本方差, 则在显著水平为 α 下的检验假设 $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$ 的

拒绝域为 $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ (或 $|\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$)

三、(本题8分) 一文具店有三种水笔出售, 由于售出哪一种水笔是随机的, 因而售出一支水笔的价格是一个随机变量 X , 它取1元、1.2元、1.5元各个值的概率分别为0.3、0.2、0.5。求: (1) 求 X 的分布函数 $F(x)$; (2) 利用中心极限定理计算: 若售出300支水笔, 售出价格为1.2元的水笔多于60支的概率

解:

X	1	1.2	1.5
P	0.3	0.2	0.5

(1) $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ 0.3, & 1 \leq x < 1.2 \\ 0.5, & 1.2 \leq x < 1.5 \\ 1, & x \geq 1.5 \end{cases}$

(2) 记 Y 为售出300支水笔中售价为1.2元的水笔支数

则 $Y \sim b(300, 0.2)$, $E(Y) = 300 \times 0.2 = 60$

由中心极限定理, $D(Y) = 300 \times 0.2 \times 0.8 = 48$

$Y \overset{300}{\sim} N(60, 48)$

故 $P\{Y \geq 60\} \approx 1 - \Phi(\frac{60-60}{\sqrt{48}}) = 1 - \Phi(0) = \frac{1}{2}$

四、(本题 18 分) 设随机变量 (X, Y) 的概率分布律为:

$\begin{matrix} Y \\ X \end{matrix}$	-2	-1	1	2
1	0	1/4	1/4	0
4	1/4	0	0	1/4

求: (1) 关于 XY 的分布律;

(2) $P\{X \leq 0 | Y = 1\}$;

(3) $E(X)$, $E(Y)$ 和 $E(XY)$;

(4) 验证 X 和 Y 是不相关的, 但 X 和 Y 是不相互独立的.

解: (1) XY 的可能取值为 -2, -4, -2, -1, 2, 4, 8, 故有

XY	-8	-4	-2	-1	2	4	8
P	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$

$$(2) P\{X \leq 0 | Y = 1\} = \frac{P\{X \leq 0, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}} = \frac{P\{X = -2, Y = 1\} + P\{X = -1, Y = 1\}}{P\{Y = 1\}}$$

$$= \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{4} + \frac{1}{4}} = \frac{1}{2}$$

X	-2	-1	1	2
P	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

Y	1	4
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

$$\text{故有 } E(X) = -2 \times \frac{1}{4} + (-1) \times \frac{1}{4} + 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{1}{4} = 0$$

$$E(Y) = 1 \times \frac{1}{2} + 4 \times \frac{1}{2} = \frac{5}{2}$$

$$E(XY) = -8 \times \frac{1}{4} + (-1) \times \frac{1}{4} + 1 \times \frac{1}{4} + 8 \times \frac{1}{4} = 0$$

(4) $\because E(XY) = 0 = E(X) \cdot E(Y) \therefore X$ 与 Y 不相关

$$\text{又: } P\{X = -2, Y = 1\} = 0 \neq P\{X = -2\} \cdot P\{Y = 1\} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{2}$$

$\therefore X$ 与 Y 不相互独立.

五、(本题 15 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} 8xy, & 0 < x < 1, x < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



(1) 求关于 X 和 Y 的边缘概率密度 $f_X(x)$, $f_Y(y)$;

(2) 求概率 $P\{X + Y \leq 1\}$

(3) 求 $D(X)$ 的值.

$$\text{解: (1) } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_x^1 8xy dy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4x(1-x^2), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y 8xy dx, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4y^3, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$(2) P\{X + Y \leq 1\} = \iint_{x+y \leq 1} f(x, y) dx dy$$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^{1-x} 8xy dy = \int_0^{\frac{1}{2}} 4x[(1-x)^2 - x^2] dx$$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} (4x - 8x^2) dx = 2x^2 \Big|_0^{\frac{1}{2}} - \frac{8}{3}x^3 \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2} - \frac{8}{3} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^3 = \frac{1}{6}$$

$$(3) E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 4x^2(1-x^2) dx = \frac{4}{3} - \frac{4}{5} = \frac{8}{15}$$

$$\therefore E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 4x^3(1-x^2) dx = 1 - \frac{4}{6} = \frac{1}{3}$$

$$\therefore D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{1}{3} - \left(\frac{8}{15}\right)^2 = \frac{11}{225}$$

六、(本题8分) 设总体 X 具有分布律:

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

其中 $0 < \theta < 1$ 为未知参数, 已知取得了样本值 $x_1 = 1, x_2 = 2, x_3 = 1$, 试求 θ 的矩估计值和最大似然估计值.

解: 矩估计法:

$$E(X) = 1 \cdot \theta^2 + 2 \cdot 2\theta(1-\theta) + 3 \cdot (1-\theta)^2$$

$$= 3 - 2\theta$$

由 $\bar{X} = E(X)$ 得矩估计量

$$\hat{\theta} = \frac{3 - \bar{X}}{2}$$

故矩估计值为

$$\hat{\theta} = \frac{3 - \bar{X}}{2} = \frac{3 - \frac{1+2+1}{3}}{2} = \frac{5}{6}$$

最大似然估计法:

$$L(\theta) = P\{X_1=1, X_2=2, X_3=1\}$$

$$= P\{X_1=1\}P\{X_2=2\}P\{X_3=1\}$$

$$= \theta^2 \cdot 2\theta(1-\theta) \cdot \theta^2$$

$$= 2\theta^5(1-\theta)$$

由 $\frac{dL(\theta)}{d\theta} = 0$ 得 θ 的最大似然估计值为

$$\hat{\theta} = \frac{5}{6}$$

七、(本题8分) 假定初生婴儿(男孩)的体重服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 随机抽样 16 名初生婴儿(男孩), 测得其体重(单位: g)的样本均值观察值 $\bar{x} = 3057$, 样本标准差观察值 $s = 376$. 求 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间(已知: $t_{0.05}(15) = 1.753$, $t_{0.05}(20) = 1.7459$, $t_{0.05}(15) = 2.1315$, $t_{0.05}(16) = 2.1199$)

解: $n=16, 1-\alpha=0.95, \alpha=0.05$

所以 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为

$$(\bar{x} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}})$$

$$\text{即 } (3057 \pm t_{0.025}(15) \frac{376}{\sqrt{16}}) = (3057 \pm 2.1315 \times 94)$$

$$= (2856.44, 3257.56)$$

八、(本题6分) 某厂家有两台机器生产某金属部件, 分别在两台机器所生产的部件中各取容量为 $n_1 = 60, n_2 = 40$ 的样本, 测得部件重量(单位: g)的样本方差分别为 $s_1^2 = 15.46, s_2^2 = 9.66$. 设两样本相互独立, 两总体分别服从 $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 分布, $\mu_1, \sigma_1^2, \mu_2, \sigma_2^2$ 均未知. 试在显著水平 $\alpha = 0.05$ 下检验假设

$$H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$

(已知 $F_{0.05}(60, 40) = 1.74, F_{0.05}(59, 39) = 1.64$)

解: 选取检验统计量 $F = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1, n_2-1)$

拒绝域为 $F \geq F_{\alpha}(n_1-1, n_2-1)$

$$\text{代入样本值, } \frac{15.46}{9.66} = 1.60 < F_{0.05}(59, 39) = 1.64$$

故接受 H_0 , 认为两机器没有显著差别.

九、(本题4分) 对于给定的 $\alpha \in [0, 1]$, n_1, n_2 为大于 0 的自然数, 证明:

$$F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$$

解: 设 $X \sim \chi^2(n_1), Y \sim \chi^2(n_2)$

$$\text{则 } F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

$$\frac{1}{F} = \frac{Y/n_2}{X/n_1} \sim F(n_2, n_1)$$

由分布 $F(n_2, n_1)$ 定义

$$P\{F \geq F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} = 1-\alpha$$

$$\text{即 } P\{F \leq F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} = \alpha$$

$$\text{即 } F \leq F_{1-\alpha}(n_1, n_2) \Leftrightarrow \frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}$$

故有

$$P\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\} = \alpha$$

再由 $\frac{1}{F}$ 的分布及分布 $F(n_2, n_1)$ 的定义, 得

$$\frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)} = F_{\alpha}(n_2, n_1)$$

$$\text{即 } F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$$