

杭州电子科技大学学生考试卷（期终）卷（参考答案）

考试课程	概率论与数理统计		考试日期	2005 年 6 月		成绩	
课程号		教师号		任课教师姓名			
考生姓名		学号(8 位)		年级		专业	

一、填空题（每空格 3 分）

1. 设事件 A, B, C 相互独立, $P(A) = P(B) = P(C) = 0.2$, 则 A, B, C 至少出现一个的概率为 0.488。
2. 10 个产品中有 4 个次品, 从中任取两个, 则取出的两个产品都是次品的概率= 2/15。
3. 设随机变量 X 服从二项分布 $b(10, 0.3)$, 随机变量 Y 服从正态分布 $N(1, 4)$, 且 X, Y 相互独立, 则 $E(X - Y) =$ 2 , $D(X - Y) =$ 6.1 。

二、(6%) 已知 $P(\bar{A}) = 0.3, P(B) = 0.4, P(\bar{AB}) = 0.5$, 求 $P(B|A \cup \bar{B})$ 。

$$\text{解: } \because P(B|A \cup \bar{B}) = \frac{P(B \cap (A \cup \bar{B}))}{P(A \cup \bar{B})} \quad \text{.....1 分}$$

$$\text{而 } P(A \cup \bar{B}) = P(A) + P(\bar{B}) - P(\bar{AB}) = 1 - P(\bar{A}) + 1 - P(B) - P(\bar{AB}) = 0.8 \quad \text{.....2 分}$$

$$P(B \cap (A \cup \bar{B})) = P(AB) = P(A) - P(\bar{AB}) = 0.7 - 0.5 = 0.2 \quad \text{.....2 分}$$

$$\therefore P(B|A \cup \bar{B}) = \frac{0.2}{0.8} = 0.25 \quad \text{.....1 分}$$

三、(6%) 设随机变量 X 具有概率密度 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 求随机变量 $Y = 2X + 1$ 的

概率密度。

解: 因为 $y = 2x + 1$ 为单调增加的函数, 且 $0 < x < 2$ 时 $1 < y < 5$

$$\text{又 } h(y) = \frac{y-1}{2}, h'(y) = \frac{1}{2} \quad \text{.....2 分}$$

所以随机变量 $Y = 2X + 1$ 的概率密度:

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y))|h'(y)|, & 1 < y < 5 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad \text{.....2 分} = \begin{cases} \frac{y-1}{8}, & 1 < y < 5 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad \text{.....2 分}$$

三、(16%) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} Cx, & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

试求 (1) 常数 C ; (2) 关于 X 和 Y 的边缘概率密度; (3) X 与 Y 是否独立? (4) $E(XY)$ 。

解: (1) $\because \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$ 2 分

$$\therefore \int_0^1 dx \int_0^x cxy dy = 1$$
1 分

得 $C = 3$ 1 分

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

$$= \begin{cases} \int_0^x 3x dy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$
1 分

$\therefore f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$ 2 分

$$= \begin{cases} \int_y^1 3x dx, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{3}{2}(1-y^2), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$
1 分

(3) 显然 $0 < x < y < 1$ 时 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ 1 分

所以 X 与 Y 不相互独立.1 分

(4) $E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy$ 2 分

$$= \int_0^1 dx \int_0^x xy \cdot 3x dy = \int_0^1 3x^2 \cdot \frac{x^2}{2} dx$$
1 分

$$= \frac{3}{10}$$
1 分

四、(18%) 设总体 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} 6x(\theta-x)/\theta^3, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{else} \end{cases}$, X_1, X_2, \dots, X_n 是

取自总体 X 的样本, 试求 (1) 参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}$; (2) 问矩估计量 $\hat{\theta}$ 是否为无偏估计量;

(3) 求矩估计量 $\hat{\theta}$ 方差 $D(\hat{\theta})$ 。

解: (1) $\because E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^\theta x \cdot 6x(\theta-x)/\theta^3 dx$ 2 分

$$= \frac{6}{\theta^3} \left(\frac{\theta}{3} x^3 - \frac{x^4}{4} \right) \Big|_0^\theta = \frac{\theta}{2}$$
2 分

$$\text{记 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \therefore \text{令 } \frac{\theta}{2} = \bar{X} \quad \text{得 } \hat{\theta} = 2\bar{X}$$
3 分

$$\text{所以参数 } \theta \text{ 的矩估计量为: } \hat{\theta} = 2\bar{X}$$
1 分

$$(2) \because E(\hat{\theta}) = E(2\bar{X}) = 2E(\bar{X}) = 2 \cdot \frac{\theta}{2} = \theta$$
2 分

所以矩估计量 $\hat{\theta}$ 是无偏估计量。2 分

$$(3) \because D(\hat{\theta}) = D(2\bar{X}) = 4D(\bar{X}) = 4 \frac{D(X)}{n}$$
2 分

$$\text{而 } D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^\theta x^2 \cdot 6x(\theta-x)/\theta^3 dx$$
$$= \frac{6}{\theta^3} \left(\frac{\theta^5}{4} - \frac{\theta^5}{5} \right) = \frac{3}{10} \theta^2$$
2 分

$$\text{所以: } D(X) = \frac{3}{10} \theta^2 - \frac{1}{4} \theta^2 = \frac{1}{20} \theta^2$$

$$D(\hat{\theta}) = \frac{1}{5n} \theta^2$$
2 分

五、(8%) 设两位化验员 A,B 独立地对某种聚合物含氯量用相同的方法各作 10 次测定, 其测定值的样本方差依次为 $S_A^2 = 0.5419$, $S_B^2 = 0.606$ 。设 σ_A^2, σ_B^2 分别为 A,B 所测定的测定值总体的方差, 设总体均为正态的, 设两样本独立, 求方差比 σ_A^2/σ_B^2 的置信水平为 0.95 的置信区间。($F_{0.025}(9,9) = 4.03$, $F_{0.05}(9,9) = 3.18$)

解: 由题意: $n_1 = n_2 = 10$, $1 - \alpha = 0.95$, $\frac{\alpha}{2} = 0.025$

方差比 σ_A^2/σ_B^2 的置信区间为:

$$\left(\frac{S_A^2}{S_B^2} \cdot \frac{1}{F_{0.025}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_A^2}{S_B^2} \cdot \frac{1}{F_{0.975}(n_1-1, n_2-1)} \right) \quad \text{.....5 分}$$

$$\text{即: } \left(\frac{0.5419}{0.606} \cdot \frac{1}{4.03}, \frac{0.5419}{0.606} \cdot 4.03 \right)$$

$$\text{即 } (0.222, 3.601) \quad \text{.....3 分}$$

六、(8%) 某种电子元件的寿命 X (以小时计) 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 均未知, 现测 25 只元件, 计算得平均寿命 $\bar{x} = 231.5$, 标准差为 $s = 82.6$, 问是否有理由认为元件的平均寿命是 225 (小时) (取 $\alpha = 0.05$)。($t_{0.05}(24) = 1.7109$, $t_{0.025}(24) = 2.0639$)

解: 由题意: $n = 25$,

需检验假设: $H_0: \mu = \mu_0 = 225$, $H_1: \mu \neq 225$ 2 分

则拒绝域为: $\left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \right| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ 3 分

$$\text{而 } \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \right| = \left| \frac{231.5 - 225}{82.6/\sqrt{25}} \right| = 0.3920 < t_{0.025}(24) = 2.0639 \quad \text{.....2 分}$$

所以: 接受 H_0 , 即有理由认为元件的平均寿命是 225 (小时)。1 分

七、(8%) 某保险公司多年的统计资料表明：在索赔户中被盗索赔户占 20%。以 X 表示在随意抽查的 100 个索赔户中因被盗向保险公司索赔的户数，利用中心极限定理，求被盗索赔户不少于 14 户、且不多于 30 户的概率。(结果用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示)

解：由题意： $n = 100$ ， $p = 0.2$ ，

$$\text{所以： } P\{14 \leq X \leq 30\} = P\left\{\frac{14 - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq \frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq \frac{30 - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right\} \quad \dots\dots 4 \text{ 分}$$

$$= \Phi\left(\frac{10}{4}\right) - \Phi\left(\frac{-6}{4}\right) = \Phi(2.5) - (1 - \Phi(1.5)) \quad \dots\dots 4 \text{ 分}$$

$$= \Phi(2.5) + \Phi(1.5) - 1$$

八、(8%) 某种型号的器件的寿命 X (以小时计) 具有以下的概率密度：

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1000}{x^2}, & x > 1000 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \text{ 现有一大批此种器件 (设各器件损坏与否相互独立), 任取 5 只,}$$

问恰好有 3 只寿命大于 1500 小时的概率是多少?

$$\text{解：寿命大于 1500 小时的概率 } p_1 = P\{X > 1500\} = \int_{1500}^{+\infty} f(x) dx \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$= \int_{1500}^{+\infty} \frac{1000}{x^2} dx = -\frac{1000}{x} \Big|_{1500}^{+\infty} = \frac{2}{3} \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

所以 5 只恰好有 3 只寿命大于 1500 小时的概率

$$p = C_5^3 p_1^3 (1 - p_1)^2 \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$= \frac{5 \times 4}{1 \times 2} \times \left(\frac{2}{3}\right)^3 \times \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{80}{243} \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

注意：学号以 029***** (或 029*****) (或 019*****) 开头的学生可选做九、十题中的任意一题，其他学生只能做九题，选错题做的一律不得分。

九、(10%) 设 X 与 Y 是两个相互独立的随机变量，其概率密度分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad \alpha > 0, \beta > 0, \alpha \neq \beta$$

求：随机变量 $Z = X + Y$ 的概率密度。

$$\text{解：解：} \because f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx \quad \dots\dots 2 \text{ 分}$$

由题意 $x > 0, z - x > 0$ 时， $f_X(x) \neq 0$ ， $f_Y(z-x) \neq 0$

$\therefore z \leq 0$ 时, $f_Z(z) = 0$ 2 分

$z > 0$ 时, $f_Z(z) = \int_0^z \alpha e^{-\alpha x} \beta e^{-\beta(z-x)} dx$ 2 分

$$= \alpha \beta e^{-\beta z} \left. \frac{e^{(\beta-\alpha)x}}{\beta-\alpha} \right|_0^z = \frac{\alpha \beta}{\beta-\alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z})$$
4 分

所以 $Z = X + Y$ 的概率密度为: $f_Z(z) = \begin{cases} \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}), z > 0 \\ 0, \text{其它} \end{cases}$

十、(10%) 设随机变量 (X, Y) 的概率分布律为:

$\begin{matrix} \diagdown \\ Y \end{matrix} \begin{matrix} X \end{matrix}$	-1	0	1
0	0	0.2	0.2
1	0.2	0.3	0.1

求: (1) 关于 X 的边缘分布律; (2) 关于 $Z = X + Y$ 的分布律;

(3) 条件概率 $P\{Y \geq 1 | X = 0\}$; (4) 求 $E(X)$ 。

解: (1) 关于 X 的边缘分布律为

X	-1	0	1
P	0.2	0.5	0.3

.....3 分

(2) $Z = X + Y$ 的取值为: -1 0 0 1 1 21 分

所以 $Z = X + Y$ 的分布律为

$Z = X + Y$	-1	0	1	2
P	0	0.4	0.5	0.1

.....2 分

(3) 条件概率 $P\{Y \geq 1 | X = 0\} = \frac{P\{X = 0, Y \geq 1\}}{P\{X = 0\}}$ 1 分

$$= \frac{P\{X = 0, Y = 1\}}{P\{X = 0\}} = \frac{0.3}{0.5} = 0.6$$
1 分

(4) $E(X) = (-1) \times 0.2 + 0 \times 0.5 + 1 \times 0.3 = 0.1$ 2 分