

杭州电子科技大学学生考试卷期末（A）卷[免费]

考试课程	概率论与数理统计	考试日期	20010 年 01 月 日	成绩	
课程号	A0702140	教师号		任课教师姓名	
考生姓名	参考答案	学号 (8 位)		年级	
专业					
一	二	三	四	五	六
七	八	九	十	十一	

一、选择题，将正确答案填在括号内（每小题 3 分，共 12 分）

1. 设 A, B 为随机事件，则下列结论中正确的是（ C ）

- A. $P(AB) = P(A)P(B)$ B. $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$
 C. $P(A \cup B) = 1 - P(\bar{A} \cap \bar{B})$ D. $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A)P(B)$

2. X 与 Y 不相关，则与之等价的条件是（ B ）.

- (A) $D(XY) = D(X)D(Y)$; (B) $D(X+Y) = D(X-Y)$;
 (C) $D(XY) \neq D(X)D(Y)$; (D) $D(X+Y) \neq D(X-Y)$.

3. 设 X 与 Y 相互独立， X 与 Y 的分布律相同，为

X(或 Y)	0	1
P	0.3	0.7

则必有(D).

- (A) $X = Y$; (B) $P(X = Y) = 1$;
 (C) $P(X = Y) = 0$; (D) A, B, C 都不对 .

4. 在假设检验中，记 H_0 为原假设， H_1 为备择假设，则显著性水平 α 是指（ C ）.

- A. $P\{\text{接受 } H_0 | H_0 \text{ 为假}\} = \alpha$; B. $P\{\text{接受 } H_1 | H_1 \text{ 为假}\} = \alpha$
 C. $P\{\text{拒绝 } H_0 | H_0 \text{ 为真}\} = \alpha$; D. $P\{\text{拒绝 } H_1 | H_1 \text{ 为真}\} = \alpha$

二、填空题（每小题 3 分，共 12 分）

1. 10 个产品中有 3 个不合格品和 7 个合格品，从中任取 2 只，其中至少有 1 个不合格

品的概率是 $\frac{7}{15}$ (或 $1 - \frac{C_7^2}{C_{10}^2}$) .

2. . 设 $P(A) = 0.4, P(A \cup B) = 0.7$, 当 A, B 互不相容时, $P(B) = 0.3$, 当 A,

B 相互独立时, $P(B) = 0.5$.

3. 设 $X \sim b(n, p)$, 且 $E(X) = 6, D(X) = 3.6$, 则 $n = 15$, $p = 0.4$.

4. 设 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 是取自正态总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ 的一个样本, 如果

$\frac{a(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}}$ 服从 t 分布, 则 $a = \sqrt{\frac{3}{2}}$

三、(每小题 4 分, 共 8 分) 设随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} ax+b, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$,

又已知 $P\{X < \frac{1}{3}\} = P\{X > \frac{1}{3}\}$, (1) 求常数 a 和 b ; (2) 求 X 的分布函数 $F(x)$

解 (1) 因为 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ (1 分)

所以 $\int_0^1 (ax+b) dx = 1$

又 $P\{X < \frac{1}{3}\} = P\{X > \frac{1}{3}\}$ 知 $\int_0^{\frac{1}{3}} (ax+b) dx = \frac{1}{2}$

得 $\frac{a}{2} + b = 1, \frac{a}{18} + \frac{b}{3} = \frac{1}{2}$ (3 分)

解得 $a = -\frac{3}{2}, b = \frac{7}{4}$ (4 分)

(2) X 的分布函数 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$ (2 分)

$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ -\frac{3}{4}x^2 + \frac{7}{4}x, & 0 < x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$ (4 分)

四. (每小题 4 分, 共 12 分) 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律如下

$\begin{matrix} Y \\ X \end{matrix}$	Y		
X	0	1	2
0	0.1	0.05	0.25
1	0	0.1	0.2
2	0.2	0.1	0

- (1) 求 X 的边缘分布律;
- (2) 计算条件概率 $P\{X+Y \leq 2 | X \geq 1\}$
- (3) 计算 $E[(2X-3Y)^2]$.

解 (1) X 的分布律为

X	0	1	2
P	0.4	0.3	0.3

_____ 4 分

$$(2) P\{X+Y \leq 2 | X \geq 1\} = \frac{P\{X+Y \leq 2 \text{ 且 } X \geq 1\}}{P\{X \geq 1\}}$$

_____ 2 分

$$= \frac{0.3}{0.6} = \frac{1}{2}$$

_____ 4 分

$$(3) E[(2X-3Y)^2] = E(4X^2 + 9Y^2 - 12XY)$$

$$= 4E(X^2) + 9E(Y^2) - 12E(XY)$$

_____ 2 分

$$E(X^2) = 0^2 \times 0.4 + 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.3 = 1.5$$

$$E(Y^2) = 0^2 \times 0.3 + 1^2 \times 0.25 + 2^2 \times 0.45 = 2.05$$

$$\begin{aligned} E(XY) &= 0 \times 0 \times 0.1 + 0 \times 1 \times 0.05 + 0 \times 2 \times 0.25 + 1 \times 0 \times 0 + 1 \times 1 \times 0.1 + \\ &1 \times 2 \times 0.2 + 2 \times 0 \times 0.2 + 2 \times 1 \times 0.1 + 2 \times 2 \times 0 \\ &= 0.7 \end{aligned}$$

$$E[(2X-3Y)^2] = 4 \times 1.5 + 9 \times 2.05 - 12 \times 0.7$$

$$= 16.05$$

_____ 4 分

五. (本题 8 分) 设各零件的重量都是随机变量, 它们相互独立, 且服从相同的分布, 其

数学期望为 $E(X) = 0.5 \text{ kg}$, 均方差为 $\sqrt{D(X)} = 0.1 \text{ kg}$, 问 5000 只零件的总重量超

过 2510 kg 的概率约为多少? (结果用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示)

解 记 $X_i (i=1, 2, \dots, 5000)$ 为第 i 只零件的重量, 由题意 $E(X_i) = 0.5$, $D(X_i) = 0.1^2$

$$\text{所求概率 } P\left\{\sum_{i=1}^{5000} X_i > 2510\right\} = 1 - P\left\{\sum_{i=1}^{5000} X_i \leq 2510\right\}$$

_____ 2 分

$$= 1 - P\left\{\frac{\sum_{i=1}^{5000} X_i - 5000 \cdot 0.5}{\sqrt{5000 \cdot 0.1}} \leq \frac{2510 - 5000 \cdot 0.5}{\sqrt{5000 \cdot 0.1}}\right\}$$

_____ 6 分

$$\approx 1 - \Phi(\sqrt{2})$$

_____ 8 分

六. (每小题 4 分, 共 12 分) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ce^{-y}, & 0 < x < y \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

- (1) 求常数 C ;
- (2) 求关于 X 和关于 Y 的边缘概率密度; 并问 X 与 Y 是否相互独立?
- (3) 求概率 $P\{X + Y < 1\}$.

解 (1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$ 得 _____ 1 分

$$\int_0^{+\infty} dy \int_0^y Ce^{-y} dx = 1 \quad (\text{或} \int_0^{+\infty} dx \int_x^{+\infty} Ce^{-y} dy = 1) \quad \text{_____} 2 \text{ 分}$$

$$\int_0^{+\infty} dy \int_0^y Ce^{-y} dx = C \int_0^{+\infty} ye^{-y} dy = C = 1 \Rightarrow C = 1 \quad \text{_____} 4 \text{ 分}$$

$$(\text{或} \int_0^{+\infty} dx \int_x^{+\infty} Ce^{-y} dy = C \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = C = 1 \Rightarrow C = 1)$$

$$(2) f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \quad \text{_____} 1 \text{ 分}$$

$x > 0$ 时

$$= \int_x^{+\infty} e^{-y} dy$$

$$e^{-x} \quad \text{_____} 2 \text{ 分}$$

$y > 0$ 时

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

$$= \int_0^y e^{-y} dx = ye^{-y} \quad \text{_____} 3 \text{ 分}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} ye^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

当 $0 < x < y$ 时 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$

所以 X 与 Y 不相互独立. _____ 4 分

$$(3) P\{X + Y < 1\} = \iint_{x+y < 1} f(x, y) dx dy \quad \text{_____} 1 \text{ 分}$$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^{1-x} e^{-y} dy \quad \text{_____} 2 \text{ 分}$$

$$= 1 + \frac{1}{e} - \frac{2}{\sqrt{e}} \quad \text{_____} 4 \text{ 分}$$

七、(本题 10 分)对某种新式导弹的最大飞行速度 X 进行 16 次独立测试,测得样本均值 $\bar{x} = 425 \text{ m/s}$, 样本标准差 $s = 3.8$ 。根据以往经验,可以认为最大飞行速度服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 均未知. 试对检验水平 $\alpha = 0.05$ 求总体数学期望 μ 的置信区间 (精确到第二位小数。 其中 $t_{0.05}(15) = 1.7531, t_{0.05}(16) = 1.7459, t_{0.025}(15) = 2.1315,$
 $t_{0.025}(16) = 2.1199$)。

解 置信区间为 $(\bar{x} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}})$ _____ 7 分

$$t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = t_{0.025}(15) \frac{3.8}{\sqrt{16}} = 2.1315 \times \frac{3.8}{4} = 2.02 \quad \text{_____ 9 分}$$

从而置信区间为 $(422.98, 427.02)$. _____ 10 分

八、(每小题 5 分, 共 10 分) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体 X 的一组样本, X 的概率密度函数为

$$f(x, \theta) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1} & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}, \text{ 其中 } \theta > 0 \text{ 是参数, 试求}$$

(1) 参数 θ 的矩估计量; (2) 参数 θ 的最大似然估计量.

解 (1) $E(X) = \int_0^1 x \theta x^{\theta-1} dx = \int_0^1 \theta x^{\theta} dx = \frac{\theta}{\theta+1},$ _____ 2 分

$$\text{令 } E(X) = \bar{X}, \text{ 则 } \hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{1-\bar{X}} \quad \text{_____ 5 分}$$

$$(2) L(\theta) = \prod_{i=1}^n \theta X_i^{\theta-1} = \theta^n \left(\prod_{i=1}^n X_i \right)^{\theta-1}, \quad \text{_____ 2 分}$$

$$\text{则 } \ln L(\theta) = n \ln \theta + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \ln X_i$$

$$\text{于是令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d \theta} = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \ln X_i = 0 \quad \text{_____ 4 分}$$

$$\text{即 } \hat{\theta} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i} \text{ 为所求的最大似然估计.} \quad \text{_____ 5 分}$$

得分	
----	--

九、(本题 8 分) (10%) 某种导线, 要求其电阻标准差不超过 0.005Ω . 今在一批导线中取样品 9 根, 测得 $s = 0.007\Omega$, 设总体为正态分布, 问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下能认为这批导线电阻的标准差显著地偏大吗?

$$(\chi_{0.05}^2(8) = 15.507, \chi_{0.05}^2(9) = 16.909, \chi_{0.025}^2(8) = 17.535, \chi_{0.025}^2(9) = 19.023)$$

解 这里 $\alpha = 0.05, n = 9$

由题意需检验假设 $H_0: \sigma^2 \leq 0.05^2$, 备择假设 $H_1: \sigma^2 > 0.05^2$ ———— 2 分

$$\text{拒绝域 } \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geq \chi_{\alpha}^2(n-1) \quad \text{————— 4 分}$$

$$\text{即 } \frac{8s^2}{0.005^2} \geq 15.507$$

$$\text{因 } \frac{8s^2}{0.005^2} = \frac{8 \times 0.007^2}{0.05^2} = 15.608 > 15.507$$

故在拒绝域内 (即拒绝 H_0), 可以认为这批导线电阻的标准差显著地偏大。——— 8 分

十、(本题 4 分) 设总体 X 具有概率密度 $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{3}{\theta^3} x^2, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 其中 $\theta > 0$ 是未知

参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体的样本, $\hat{\theta} = C \cdot \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 是 θ 的一个估计

量。试确定常数 C , 使 $\hat{\theta}$ 成为 θ 的无偏估计。

解 令 $Y = \max\{X_1, \dots, X_n\}$, 则

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X_1 \leq y, \dots, X_n \leq y\} = \prod_{i=1}^n F_X(y) = F_X^n(y)$$

$$f_Y(y) = n f_X(y) F_X^{n-1}(y)$$

$$F_X(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \int_0^y \frac{3}{\theta^3} x^2 dx, & 0 \leq y \leq \theta \\ 1, & y \geq \theta \end{cases} = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{y^3}{\theta^3}, & 0 \leq y \leq \theta \\ 1, & y \geq \theta \end{cases}$$

从而

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3n}{\theta^{3n}} y^{3n-1}, & 0 \leq y \leq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad \text{----- 2 分}$$

$$E(\hat{\theta}) = CE(Y) = C \int_0^\theta \frac{3n}{\theta^{3n}} y^{3n} dy = C \cdot \frac{3n}{3n+1} \theta$$

$$\hat{\theta} \text{ 是 } \theta \text{ 的无偏估计时有 } E(\hat{\theta}) = \theta, \text{ 从而 } C = \frac{3n+1}{3n}. \quad \text{----- 4 分}$$

十一、(本题 4 分) 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且 $X \sim N(\mu, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu, \sigma_2^2)$,

求 $E(|X-Y|)$ 和 $D(|X-Y|)$ 。

解 记 $Z = X - Y$, 则 $Z \sim N(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$, 从而

$$E(|X-Y|) = E(|Z|)$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|x|}{\sqrt{\frac{2\pi}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}} \exp\left(-\frac{x^2}{\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2\pi}}\right) dx$$

$$= \sqrt{\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{\pi}}$$

$$E(Z^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x^2}{\sqrt{\frac{2\pi}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}} \exp\left(-\frac{x^2}{\frac{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2\pi}}\right) dx$$

$$= \sigma_1^2 + \sigma_2^2$$

$$D(|X-Y|) = E(Z^2) - E^2(Z)$$

$$= (1 - \frac{2}{\pi})(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$