

10 2015-2016 学年第二学期《概率统计》试卷 (A)

授课班号 _____ 年级专业 14 材料 12 班 学号 _____ 姓名 _____

题型	选择题	填空题	计算题	综合题	总分	审 核
得分						

一、填空题(每小题 5 分, 共 25 分)

1. 设 A 表示事件“防空兵击中飞机”, B 表示事件“防空兵击落飞机”, 则 A 与 B 的关系是 $A \supset B$ 或 $B \subset A$.

得分	阅卷人

2. 若 ξ 服从二项分布 $\xi \sim B(4, p)$, 且知 $P\{\xi \geq 1\} = \frac{65}{81}$, 则
 $p = \underline{\frac{1}{3}}$.

3. 设随机变量 X 服从指数分布, $P\{X > 10\} = e^{-1}$, 则
 $E(X) = \underline{10}$, $D(X) = \underline{100}$.

4. 抛一枚硬币三次, ξ 和 η 分别表示出现正面次数和出现反面次数, 则 $P\{\xi > \eta\} = \underline{\frac{1}{2}}$.

5. 已知 $P(A) = \frac{1}{3}$, $P(B|A) = \frac{3}{5}$, $P(A \cup B) = \frac{3}{4}$, 则
 $P(A|B) = \underline{\frac{12}{37}}$.

得分	阅卷人

二、计算题(每小题 6 分, 共 36 分)

1. 甲、乙两个盒子里各装有 10 只螺钉, 每个盒子的螺钉中各有一只是次品, 其余均为正品, 现从甲盒中任取二只螺钉放入乙盒中, 再从乙盒中取出两只, 问从乙盒中取出的恰好是一只正品, 一只次品的概率是多少?

设 $A =$ “从乙盒中取出一只正品一只次品”

$B_1 =$ “从甲盒中取出两只正品”

$B_2 =$ “从甲盒中取出一只正品一只次品”

$$P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) \quad (2)$$

$$= \frac{C_9^2}{C_{10}^2} \cdot \frac{C_{11}^1}{C_{12}^2} + \frac{C_9^1}{C_{10}^2} \cdot \frac{C_{10}^1 \cdot C_1^1}{C_{12}^2}$$

$$= \frac{4}{5} \times \frac{1}{6} + \frac{1}{5} \times \frac{10}{33} = \frac{32}{165} \quad (4)$$

2. 设随机变量 ξ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 求随机变量 $\eta = |\xi|$ 的概率密度.

$$F_{\eta}(y) = P\{\eta \leq y\} = P\{|\xi| \leq y\}, -\infty < y < +\infty \quad (2')$$

$$1) y \leq 0 \text{ 时}, F_{\eta}(y) = 0, f_{\eta}(y) = 0 \quad (1')$$

$$2) y > 0 \text{ 时}, F_{\eta}(y) = P\{-y \leq \xi \leq y\} = F_{\xi}(y) - F_{\xi}(-y),$$

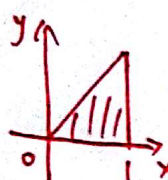
$$f_{\eta}(y) = F'_{\eta}(y) = f_{\xi}(y) - f_{\xi}(-y) \cdot (-1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(-y-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3')$$

$$\text{故 } f_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left[e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} + e^{-\frac{(y+\mu)^2}{2\sigma^2}} \right], & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

3. 设二维连续随机向量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 4.8y(2-x), & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求边缘分布密度函数.



$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^x 4.8y(2-x) dy, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 2.4x^2(2-x), & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (3')$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 4.8y(2-x) dx, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 2.4y(3-4y+y^2), & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (3'')$$

4. 设随机变量 ξ 与 η 相互独立, 均服从 $N(0, 1)$ 分布, 令

$$u = \xi, v = a\xi - \eta \quad (0 < a < 1),$$

求 u 与 v 的相关系数.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u, v) &= \text{Cov}(\xi, a\xi - \eta) = a\text{Cov}(\xi, \xi) - \text{Cov}(\xi, \eta) \\ &= aD(\xi) - \text{Cov}(\xi, \eta) \end{aligned}$$

$$\because \xi, \eta \text{ 独立且均服从 } N(0, 1) \text{ 分布} \therefore \text{Cov}(\xi, \eta) = 0, D(\xi) = D(\eta) = 1$$

$$\text{故 } \text{Cov}(u, v) = a \quad (3')$$

$$\text{又 } D(u) = D(\xi) = 1, D(v) = D(a\xi - \eta) = a^2 D(\xi) + D(\eta) = a^2 + 1$$

$$\therefore \rho_{uv} = \frac{\text{Cov}(u, v)}{\sqrt{D(u)} \cdot \sqrt{D(v)}} = \frac{a}{\sqrt{a^2 + 1}} \quad (3'')$$

5. 假设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自总体 $X \sim N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, 求系数 a, b, c , 使

$$Q = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2 + c(X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2$$

服从 χ^2 分布, 并求其自由度.

由题, $X_1 + X_2 \sim N(0, 8), X_3 + X_4 + X_5 \sim N(0, 12), X_6 + X_7 + X_8 + X_9 \sim N(0, 16)$

且独立.

从而 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{8}}, \frac{X_3 + X_4 + X_5}{\sqrt{12}}, \frac{X_6 + X_7 + X_8 + X_9}{\sqrt{16}} \sim N(0, 1)$ 且独立. (3-)

由 χ^2 分布定义: $\left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{8}}\right)^2 + \left(\frac{X_3 + X_4 + X_5}{\sqrt{12}}\right)^2 + \left(\frac{X_6 + X_7 + X_8 + X_9}{\sqrt{16}}\right)^2 \sim \chi^2(3)$ (11-)

$\therefore a = \frac{1}{8}, b = \frac{1}{12}, c = \frac{1}{16}$, 自由度为 3. (1-)

6. 设总体 X 的密度为

$$p(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

其中 $\theta > -1$ 是未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个容量为 n 的简单随机样本, 试分别用矩法及最大似然法估计 θ .

① 矩估计:

$$\mu = E(X) = \int_0^1 x \cdot (\theta+1)x^\theta dx = \frac{\theta+1}{\theta+2} \Rightarrow \theta = \frac{1-2\mu}{\mu-1}$$

$$\therefore \hat{\theta} = \frac{1-2\bar{X}}{\bar{X}-1}$$

(3-)

② 最大似然估计:

设 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值.

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n [(\theta+1)x_i^\theta]$$

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n [\ln(\theta+1) + \theta \ln x_i] = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\frac{L'(\theta)}{L(\theta)} = \frac{n}{\theta+1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i, \quad \text{令 } L'(\theta) = 0 \text{ 得 } \hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$$

$$\therefore \hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$$

(3-)

得分	阅卷人

三、综合题(满分 39 分)

1. (10 分)

设总体 X 的期望 $E(X)$, 方差 $D(X)$ 均存在, x_1, x_2 是 X 的一个样本,

试证明统计量

$$(1) \varphi_1(x_1, x_2) = \frac{1}{4}x_1 + \frac{3}{4}x_2, \quad (2) \varphi_2(x_1, x_2) = \frac{3}{8}x_1 + \frac{5}{8}x_2.$$

都是 $E(X)$ 的无偏估计量, 并说明那个较为有效?

由题, $E(X_1) = E(X_2) = E(X), D(X_1) = D(X_2) = D(X)$

且 X_1, X_2 独立. (2-)

从而 $E(\varphi_1(X_1, X_2)) = \frac{1}{4}E(X_1) + \frac{3}{4}E(X_2) = E(X).$

$$E(\varphi_2(X_1, X_2)) = \frac{3}{8}E(X_1) + \frac{5}{8}E(X_2) = E(X).$$

$\varphi_1(X_1, X_2)$ 与 $\varphi_2(X_1, X_2)$ 为 $E(X)$ 无偏估计量. (4-)

$$(2) D(\varphi_1(X_1, X_2)) = \left(\frac{1}{4}\right)^2 D(X_1) + \left(\frac{3}{4}\right)^2 D(X_2) = \frac{5}{8}D(X)$$

$$D(\varphi_2(X_1, X_2)) = \left(\frac{3}{8}\right)^2 D(X_1) + \left(\frac{5}{8}\right)^2 D(X_2) = \frac{17}{32}D(X) < D(\varphi_1(X_1, X_2)). \quad (4-)$$

$\therefore \varphi_2(X_1, X_2)$ 较有效.

2. (9 分)

设 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ 相互独立, 且都服从参数为 $\lambda=0.1$ 的泊松分布,

试计算 $P\left\{110 < \sum_{k=1}^{1000} \xi_k < 130\right\}$. 已知标准正态分布函数 $F_{0,1}(x)$ 的

值:

$F_{0,1}(0.3)=0.6179, F_{0,1}(3)=0.9987, F_{0,1}(1)=0.8413, F_{0,1}(0.1)=0.5398$.

$$E\left(\sum_{k=1}^{1000} \xi_k\right) = 1000 \times 0.1 = 100, D\left(\sum_{k=1}^{1000} \xi_k\right) = 1000 \times 0.1 = 100.$$

$$\text{由中心极限定理: } \left(\sum_{k=1}^{1000} \xi_k\right)^* = \frac{\sum_{k=1}^{1000} \xi_k - 100}{10} \sim N(0, 1) \quad (5')$$

$$P\left\{110 < \sum_{k=1}^{1000} \xi_k < 130\right\} = P\left\{1 < \left(\sum_{k=1}^{1000} \xi_k\right)^* < 3\right\} \quad (2')$$

$$\approx \Phi(3) - \Phi(1) = 0.9987 - 0.8413 = 0.1574. \quad (2')$$

3. (10 分)

设随机变量 $X \sim N(\mu, 2.8^2)$, 现有 X 的 10 个观察值 x_1, \dots, x_{10} , 已

知 $\bar{x} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} x_i = 1500$. 求:

(1) μ 的置信度为 0.95 的置信区间. ($Z_{0.025} = 1.96$)

(2) 要想使 0.95 的置信区间长度小于 1, 观察值个数 n 最少应取多少?

$$\text{由 } \left(\bar{x} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}\right) \Rightarrow \left(1500 \pm \frac{2.8}{\sqrt{10}} \times 1.96\right)$$

$$(3') \Rightarrow (1498.26, 1501.74) \quad (2')$$

$$(2) \frac{2\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}} < 1 \Rightarrow \frac{2 \times 2.8}{\sqrt{n}} \times 1.96 < 1 \Rightarrow n > 120.47 \quad (3')$$

$$\text{故 } n_{\min} = 121. \quad (2')$$

4. (10 分)

某工厂生产的金属丝, 质量较为稳定, 折断力方差 $\sigma_0^2 = 64$, 今从一批产品中抽出 10 根作折断力试验, 结果 (单位: kg) 为:

570, 578, 572, 570, 568, 572, 570, 572, 596, 583

问可否相信这批金属的折断力方差仍是 64 ($\alpha = 0.05$), 假定该金属丝的折断力 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

(已知 $\chi_{0.975}^2(9) = 19.02, \chi_{0.025}^2(9) = 2.7$).

由题意需检验假设 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 = 64; H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2 \quad (3')$

取检验统计量 $\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$ 拒绝域: $\chi^2 \leq \chi_{0.975}^2(9)$ 或 $\chi^2 \geq \chi_{0.025}^2(9)$

于是: $\bar{x} = \frac{1}{10} (570 + \dots + 583) = 575.1$

即 $\chi^2 \leq 2.7$ 或 $\chi^2 \geq 19.02 \quad (4')$

$$9s^2 = 5(570 - 575.1)^2 + \dots + (583 - 575.1)^2 = 664.9$$

$$\chi^2 = \frac{9s^2}{64} \approx 10.39 \text{ 不在拒绝域内 } (5') \quad \text{故接受 } H_0, \text{ 拒绝 } H_1. \quad (4')$$

可以相信方差仍是 64. (1')

$\bar{x} = 575.1$

$$9s^2 = 665$$

$$\chi^2 \approx 10.4$$