

中国传媒大学

2010—2011 学年第 二 学期期末考试试卷 (A 卷)

参考答案及评分标准

考试科目: 概率论与数理统计 A 课程编码: 123012

考试班级: 10: 工科 考试方式: 闭卷

注意: 解答过程中您可能会用到如下数据:

$$\Phi(1) = 0.8413, \quad \Phi(1.645) = 0.95, \quad t_{0.05}(15) = 1.7531,$$

$$t_{0.025}(10) = 2.2281, \quad \chi_{0.05}^2(8) = 15.507$$

一、选择题 (在每小题给出的四个选项中, 选择正确答案填在题中的括号内, 本大题共 4 小题, 每小题 3 分, 共 12 分)

1、设 $P(A) = a$, $P(B) = b$, $P(A \cup B) = c$, 则 $P(A\bar{B}) = (\quad)$.

(A) $a - b$

(B) $c - b$

(C) $a(1 - b)$

(D) $b - a$

2、设连续型随机变量 X 的概率密度和分布函数分别为 $f(x)$ 和 $F(x)$, 则下列选项中正确的是 (C) .

(A) $0 \leq f(x) \leq 1$

(B) $P(X \leq x) \leq F(x)$

- (C) $P(X \leq x) = F(x)$ (D) $P(X = x) = f(x)$

3、设随机变量 X 的概率密度为：

$$f(x) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{(x+3)^2}{4}} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

则下列随机变量 (A) 服从 $N(0, 1)$.

(A) $Y = \frac{X+3}{\sqrt{2}}$ (B) $Y = \frac{X+3}{2}$

(C) $Y = \frac{X-3}{2}$ (D) $Y = \frac{X-3}{\sqrt{2}}$

4、取自标准正态总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的样本均值为 \bar{X} ，样本标准差为 S ，则 (D) .

(A) $\bar{X} \sim N(0, 1)$ (B) $\frac{\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$

(C) $\sum_{i=1}^n X_i \sim \chi^2(n)$ (D) $\sqrt{n} \bar{X} \sim N(0, 1)$

二、填空题（把正确答案填在题中的横线上，本大题共 4 小题，每小题 3 分，共 12 分）

1、已知随机变量 X 只能取 -1, 0, 1, 2 四个数值，其相应的概率依次为

$$\frac{1}{2c}, \frac{3}{4c}, \frac{5}{8c}, \frac{2}{16c}, \text{ 则 } c = \underline{2}.$$

2、设 $D(X)=4$, $D(Y)=9$, $\rho_{XY}=0.5$, 则 $D(2X-3Y)=\underline{61}$.

3、设随机变量 X 服从参数为 2 的泊松分布, 用切比雪夫不等式估计

$$P\{|X-2|\geq 4\} \leq \underline{\frac{1}{8}}.$$

4、假设随机变量 X 服从自由度为 10 的 t 分布, 已知 $P\{X^2 \leq \lambda\}=0.95$, 则

$$\lambda = \underline{4.964}.$$

三、解答题: (本大题共 8 个小题, 每小题 8 分, 共 64 分)

1、设随机变量 X 的分布函数为:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 1 \\ \ln x & 1 \leq x < e \\ 1 & x \geq e \end{cases}$$

求: (1) 概率 $P\{0 < X \leq 3\}$; (2) X 的概率密度 $f_X(x)$.

解:

$$P\{0 < X \leq 3\} = F(3) - F(0) = 1 \quad (4 \text{ 分})$$

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} \frac{1}{x} & 1 < x < e \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8 \text{ 分})$$

2、在一个盒子里装有 12 个小球，其中有两个是红球，在其中随机地收取两次，每次取一球，不放回抽取。

定义随机变量 X, Y 如下：

$$X = \begin{cases} 1 & \text{第一次取出的是红球} \\ 0 & \text{第一次取出的不是红球} \end{cases}$$

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{第二次取出的是红球} \\ 0 & \text{第二次取出的不是红球} \end{cases}$$

写出 X 与 Y 的联合分布律和边缘分布律，并判断 X 与 Y 是否相互独立。

解：

$$P(X=0, Y=0) = \frac{45}{66} \quad P(X=0, Y=1) = \frac{10}{66}$$

$$P(X=1, Y=0) = \frac{10}{66} \quad P(X=1, Y=1) = \frac{1}{66} \quad (4 \text{ 分})$$

$Y \backslash X$	0	1	Y
0	$\frac{45}{66}$	$\frac{10}{66}$	$\frac{55}{66}$

1	$\frac{10}{66}$	$\frac{1}{66}$	$\frac{11}{66}$
X	$\frac{55}{66}$	$\frac{11}{66}$	

X 与 Y 不独立. (8分)

3、设 (X, Y) 的联合概率密度为：

$$f(x, y) = \begin{cases} 24(1-x)y & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

求条件概率密度 $f_{XY}(x|y)$.

解：

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 24(1-x)y dx & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} 12y(1-y)^2 & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3 \text{分})$$

当 $0 < y < 1$ 时，

$$f_{XY}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{24(1-x)y}{12y(1-y)^2} & y < x < 1 \\ 0 & x \leq y \text{ or } x \geq 1 \end{cases} \quad (6 \text{分})$$

于是 $Y = y$ 的条件下 X 的条件概率密度为:

当 $0 < y < 1$ 时,

$$f_{XY}(x|y) = \begin{cases} \frac{2(1-x)}{(1-y)^2} & y < x < 1 \\ 0 & x \leq y \text{ or } x \geq 1 \end{cases}$$

而当 $y \leq 0$ or $y \geq 1$ 时, 不存在 $f_{XY}(x|y)$. (8分)

4、设系统 I 由元件 A, B 并联组成, X, Y 分别表示 A, B 的寿命 (以小时计),

并设 X, Y 相互独立且服从同一分布,

其概率密度为:
$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

求系统 I 的寿命 Z 的数学期望.

解: X, Y 的分布函数均为:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad (2分)$$

因为 A, B 并联, 所以系统 I 的寿命 $Z = \max(X, Y)$

又因为 X, Y 独立, 所以,

$Z = \max(X, Y)$ 的分布函数为:

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\{\max(X, Y) \leq z\}$$

$$= P(X \leq z, Y \leq z) = P(X \leq z)P(Y \leq z) = F^2(z) \quad (5 \text{ 分})$$

于是 Z 的概率密度为:

$$f_Z(z) = F_Z'(z) = 2F(z)F'(z) = \begin{cases} 2\lambda(e^{-\lambda z} - e^{-2\lambda z}) & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases} \quad (6 \text{ 分})$$

从而

$$E(Z) = \int_0^{+\infty} z \cdot 2\lambda(e^{-\lambda z} - e^{-2\lambda z})dz = \frac{3}{2\lambda}. \quad (8 \text{ 分})$$

5、某电站供应一万户用电, 假设用电高峰时, 每户用电的概率为 0.9, 利用中心极限定理计算, 同时用电户数在 9030 户以上的概率.

解: $X \sim b(10000, 0.9)$ (2 分)

$$P(X > 9030) = 1 - P(X \leq 9030) = 1 - F(9030)$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{9030 - 10000 \times 0.9}{\sqrt{10000 \times 0.9 \times 0.1}}\right) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413$$

$$\approx 0.1587. \quad (8 \text{ 分})$$

6、设总体 X 的概率密度函数为:

$$f(x) = \begin{cases} (\theta + 1)x^\theta & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

(X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的样本,

样本观测值为 (x_1, x_2, \dots, x_n) , 求 θ 的最大似然估计量.

解: (x_1, x_2, \dots, x_n) 为样本观测值, $0 < x_i < 1 \quad i = 1, 2, \dots, n$

似然函数为:

$$L(x; \theta) = (\theta + 1)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^\theta \quad (2 \text{ 分})$$

$$\ln L = n \ln(\theta + 1) + \theta \left(\sum_{i=1}^n \ln x_i \right) \quad (4 \text{ 分})$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L}{d \theta} = \frac{n}{\theta + 1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0 \quad (6 \text{ 分})$$

$$\text{解得, } \theta = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i} - 1$$

从而得到 θ 的最大似然估计量:

$$\hat{\theta} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i} - 1. \quad (8 \text{ 分})$$

7、随机地从一批零件中抽取 16 个, 测得长度 (cm) 为: 2.14, 2.10, 2.13, 2.15, 2.13, 2.12, 2.13, 2.10, 2.15, 2.12, 2.14, 2.10, 2.13, 2.11, 2.14, 2.11, 设零件长度分布为正态分布, 试求总体 μ 的 90% 的置信区间: (1) 若 $\sigma = 0.01(\text{cm})$,

(2) 若 σ 未知.

解: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 2.125, \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.017, \quad n = 16$

(3 分)

(1) $\sigma = 0.01(\text{cm})$ 时, $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.05} = 1.645$, 总体 μ 的 90% 的置信区间为:

$$(\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}}) = (2.121, 2.129) \quad (5 \text{ 分})$$

(2) 若 σ 未知, $t_{0.05}(15) = 1.7531$, 总体 μ 的 90% 的置信区间为:

$$(\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)) = (2.1175, 2.1325) \quad (8 \text{ 分})$$

8、某种导线要求其电阻的均方差不得过 0.005Ω , 今从生产的一批导线中任取

样品 9 根, 测得 $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0.007(\Omega)$, 设总体服从正态分布, 问在水

平 $\alpha = 0.05$ 下能认为这批导线的均方差显著地偏大?

解: 要检验的假设为:

$$H_0: \sigma \leq 0.005; \quad H_1: \sigma > 0.005 \quad (3 \text{ 分})$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{8 \times 0.007^2}{0.005^2} = 15.68$$



(其中 $\sum_{i=1}^n c_i = 1, c_i > 0$.)

证明: $E(Y) = \sum_{i=1}^n c_i EX_i$ (2分)

$$= \sum_{i=1}^n c_i \mu$$
 (4分)

$$= \mu \sum_{i=1}^n c_i = \mu.$$
 (6分)

由于 $\chi^2 = 15.68 > 15.507 = \chi_{0.05}^2(8) = \chi_{\alpha}^2(n-1)$

故拒 H_0 , 即认为这批导线的均方差显著地偏大了. (8分)

四、证明题 (本大题共 2 个小题, 每小题 6 分, 共 12 分)

1、设 $P(A) > 0$, 证明: $P(B|A) \geq 1 - \frac{P(\bar{B})}{P(A)}$.

证明: $P(A \cup B) \leq 1$ (1分)

$$\Rightarrow P(A) + P(B) - P(AB) \leq 1$$

$$\Rightarrow P(A) + P(B) - P(A)P(B|A) \leq 1$$
 (3分)

$$\Rightarrow P(A)P(B|A) \geq P(A) - [1 - P(B)]$$

$$\Rightarrow P(A)P(B|A) \geq P(A) - P(\bar{B})$$
 (5分)

因为 $P(A) > 0$

$$\text{所以, } P(B|A) \geq 1 - \frac{P(\bar{B})}{P(A)}.$$
 (6分)

2、设总体 X 的数学期望 μ 与方差 σ^2 存在, (X_1, X_2, \dots, X_n) 是 X 的样本, 证明:

$$Y = \sum_{i=1}^n c_i X_i \text{ 是 } \mu \text{ 的无偏估计量.}$$