概率论与数理统计期末考试答案(2018.1.12)

- 一、填空题(共 6 道小题,每小题 2 分,满分 12分,把答案填在题中横线上)
- 1. 设 A,B 为两个随机事件,且有 $P(\overline{A}) = 0.4, P(B) = 0.4, P(\overline{B}|A) = 0.5$,则 $P(\overline{B}|(A \cup B)) = \frac{3}{7}$.
- 2. 设某车间有三台机床,在一小时内三台机床不要求工人维修的概率分别为 0.9、 0.8、0.85,假设三台机床是否需要维修是相互独立的,则一小时内三台车床至少有一台不需要维护的概率为 0.997 .
- 3. 设随机变量 X 服从参数为 λ 的泊松分布($\lambda > 0$),且已知 E[(X-2)(X-3)] = 2,则 $\lambda = 2$.
 - 4. 设D(X) = 25,D(Y) = 36, $\rho_{XY} = 0.4$,则D(X + Y) = 85.
- 5. 设 $X_1, X_2, ..., X_n$ 是来自总体 X 的一个样本, X 在 $(0, 2\theta)$ 服从均匀分布,其中 $\theta > 0$,则 $D(\overline{X}) = \frac{\theta^2}{3n}$.
 - 6. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则由切比雪夫不等式可知 $P\{|X \mu| \ge 2\sigma\} \le 0.25$.

二、选择题(共6道小题,每小题2分,满分12分,	,把	所选项前的字母填在题后的
括号内)		
1. 对任意事件 A 、 B ,与 $A \cup B = B$ 不等价的是(D).

2. 设随机变量 $X \sim N(-3,1)$, $Y \sim N(2,1)$, 且 X与 Y相互独立,设 Z = X - 2Y + 7,则 $Z \sim$ (A).

(A) N(0,5) (B) N(0,-3) (C) N(0,46) (D) N(0,54)

(A) $A \subset B$ (B) $\overline{B} \subset \overline{A}$ (C) $A\overline{B} = \Phi$ (D) $\overline{A}B = \Phi$

3. 已知随机变量 X 的概率密度为 $f_X(x)$,令 Y = -2X,则 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 为 (D).

(A) $2f_X(-2y)$ (B) $f_X(-\frac{y}{2})$ (C) $-\frac{1}{2}f_X(-\frac{y}{2})$ (D) $\frac{1}{2}f_X(-\frac{y}{2})$

4. 设随机变量 (X,Y) 服从二维正态分布,且 X 与 Y 不相关, $f_X(x)$ 、 $f_Y(y)$ 分别为 X 、 Y 的概率密度,则在 Y = y 条件下, X 的条件概率密度 $f_{Y|Y}(x|y)$ 为(A).

(A) $f_X(x)$ (B) $f_Y(y)$ (C) $f_X(x)f_Y(y)$ (D) $\frac{f_X(x)}{f_Y(y)}$

5. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自总体X的一个样本,则下列总体均值的估计量中,最有效的为(()).

(A) $\frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{6}X_2 + \frac{1}{6}X_3 + \frac{1}{3}X_4$ (B) $\frac{1}{9}X_1 + \frac{1}{9}X_2 + \frac{3}{9}X_3 + \frac{4}{9}X_4$ (C) $\frac{1}{4}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3 + \frac{1}{4}X_4$ (D) $\frac{1}{5}X_1 + \frac{1}{5}X_2 + \frac{1}{5}X_3 + \frac{2}{5}X_4$

6. 在假设检验中,设 H_1 为备择假设,则(C)为犯第一类错误.

(A) H_1 正确,接受 H_1 (B) H_1 正确,拒绝 H_1

(C) H_1 不正确,接受 H_1 (D) H_1 不正确,拒绝 H_1

三、解答下列各题(共5小题,每小题8分,共40分)

1. 仪器中有三个元件,它们损坏的概率都是 0. 2,并且损坏与否相互独立. 当一个元件损坏时,仪器发生故障的概率为 0. 25,当两个元件损坏时,仪器发生故障的概率为 0. 6,当三个元件损坏时,仪器发生故障的概率为 0. 95,当三个元件都不损坏时,仪器不发生故障. 求:(1)仪器发生故障的概率;(2)仪器发生故障时恰有二个元件损坏的概率.

参考解答: A表示"仪器出现故障", B_i 表示"有i个元件出现故障",i=1,2,3.

(1) 由全概率公式知:
$$P(A) = \sum_{i=1}^{3} P(B_i)P(A|B_i)$$

 $P(B_1) = 3 \times 0.2 \times 0.8^2 = 0.384$ $P(B_2) = 3 \times 0.2^2 \times 0.8 = 0.096$ $P(B_3) = \mathbf{0.2}^3 = \mathbf{0.008}$
 $P(A) = 0.384 \times 0.25 + 0.096 \times 0.6 + 0.008 \times 0.95 = 0.1612$

(2) 由贝叶斯公式知:

$$P(B_2 | A) = \frac{P(AB_2)}{P(A)} = \frac{0.096 \times 0.6}{0.1612} = 0.3573$$

2. 一口袋中有 6 个球,在这 6 个球上分别标有数字一3,一3,1,1,1,2,从 这袋中任取一球,设各个球被取到的可能性相同,以 *X*表示取出的球上标有的数字,求 *X*的分布律与分布函数.

参考解答: X可能取的值为-3,1,2,X的分布律为 $P(X=-3)=\frac{1}{3}$, $P(X=1)=\frac{1}{2}$, $P(X=2)=\frac{1}{6}$.

分布函数为
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -3; \\ \frac{1}{3}, & -3 \le x < 1; \\ \frac{5}{6}, & 1 \le x < 2; \\ 1, & x \ge 2. \end{cases}$$

- 3. 设X的概率密度为f(x) = $\begin{cases} \frac{1}{9}x^2, & 0 < x < 3 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, $\Rightarrow Y = \begin{cases} 2, X \le 1 \\ X, 1 < X < 2. \\ 1, X \ge 2 \end{cases}$
- (1) 求Y的分布函数, (2) 求 $P\{X \le Y\}$

参考解答: (1)当y < 1时, $F_{Y}(y) = P\{Y \le y\} = 0$; (1分)

当
$$y \ge 2$$
 时, $F_y(y) = P\{Y \le y\} = 1$; (2分)

$$1 \le y < 2 \qquad F_{Y}(y) = P(Y \le y) = P(Y = 1) + P(1 < Y \le y) = P(X \ge 2) + P(1 < X \le y) = \int_{2}^{3} \frac{1}{9} x^{2} dx + \int_{1}^{y} \frac{1}{9} x^{2} dx = \frac{18 + y^{3}}{27} - \frac{1}{9} x^{2} dx = \frac{1}{9} x^{2} dx =$$

因此Y的分布函数为:

$$F_{y}(y) = \begin{cases} 0, & y < 1 \\ \frac{18 + y^{3}}{27}, 1 \le y < 2 \\ 1, & y \ge 2 \end{cases}$$

(2)
$$P\{X \le Y\} = 1 - P\{X > Y\}$$

= $1 - P\{X \ge 2\}$
= $1 - \int_{2}^{3} \frac{1}{9} x^{2} dx$
= $\frac{8}{27}$

4. 为了测定一台机床的质量,把它分解成 75 个部件来称量. 假定每个部件的称量误差(单位: kg)服从区间(-1,1)上的均匀分布,且每个部件称量误差相互独立,试求机床重量的总误差的绝对值不超过 10kg 的概率. ($\mathbf{\Phi}(2) = 0.9772$)

参考解答: 设第 i 个部件称量误差为 X_i ($i=1,2,\cdots,75$),则 $E(X_i)=0$, $D(X_i)=\frac{1}{3}$ (2 分)

由中心极限定理知 $\sum_{i=1}^{75} X_i \sim N(0,25)$ (近似), (4分)

于是有
$$P(\left|\sum_{i=1}^{75} X_i\right| \le 10) \approx \Phi(\frac{10-0}{5}) - \Phi(\frac{-10-0}{5}) = 0.9544$$
. (8分)

5. 已知一批零件的长度 X(cm) 服从正态分布 $N(\mu, 1)$,从中随机地抽取 16 个零件,得到长度的平均值为 40cm,求 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间.

$$(u_{0.025} = 1.96, u_{0.05} = 1.645, t_{0.025}(15) = 2.1315, t_{0.05}(15) = 1.7531)$$

参考解答: 由 $\bar{x}=40$,n=16, $\alpha=0.05$, $1-\frac{\alpha}{2}=0.975$, $\sigma=1$, (2分) 因为 $U=\frac{\sqrt{n(\bar{X}-\mu)}}{\sigma}\sim N(0,1)$, 令 $P\{|U|< u_{\underline{\alpha}}\}=1-\alpha$

因此 μ 的置信区间为 $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}})$, (6 分) 代入数据得 μ 的置信区间为(39.51, 40.49).(8 分)

四、解答下列各题(共3小题,每小题12分,共36分)

1. 设二维随机变量(X,Y)的概率密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} 6x, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{# de.} \end{cases}$$

- (1) 求(X,Y) 关于X, 关于Y 的边缘密度函数; (2) 判断X与Y是否相互独立;
- (3) 求 $P{X + Y ≤ 1}$.

参考解答: (1) 当
$$0 < x < 1$$
时, $f_X(x) = \int_x^1 6x dy = 6x(1-x)$, 当 $0 < y < 1$ 时, $f_Y(y) = \int_0^y 6x dx = 3y^2$, 故
$$f_X(x) = \begin{cases} 6x(1-x), & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$
 故
$$f_Y(y) = \begin{cases} 3y^2, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

(2) 由 $f(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, X与Y不相互独立. (8分)

(3)
$$P(X+Y \le 1) = \int_0^{1/2} 6x dx \int_x^{1-x} dy = \int_0^{1/2} 6x(1-2x) dx = \frac{1}{4}$$
. (12 $\frac{1}{2}$)

2. 已知总体X的概率密度函数为

$$f(x;\alpha,\beta) = \begin{cases} \beta \alpha^{\beta} x^{-\beta-1}, & x > \alpha \\ 0, & x \le \alpha \end{cases}$$

其中 $\alpha > 0, \beta > 1$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体X的一个样本.

- (1) 当 $\alpha = 1$ 时,求 β 的矩估计量;
- (2) 当 $\beta = 2$ 时,求 α 的极大似然估计量.

参考解答:

(1) 当 $\alpha = 1$ 时,总体 X 的概率密度函数为

$$f(x;\beta) = \begin{cases} \beta x^{-\beta-1}, & x > 1 \\ 0, & x \le 1 \end{cases}$$
 (2 \(\frac{\frac{\frac{\gamma}{\gamma}}}{1}\)

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{1}^{+\infty} x \cdot \frac{\beta}{x^{\beta+1}} dx = \frac{\beta}{\beta - 1}, \quad (4 \%)$$

$$\Leftrightarrow \frac{\beta}{\beta - 1} = \overline{X},$$

解得参数 β 的矩估计量为 $\hat{\beta} = \frac{\overline{X}}{\overline{X}-1}$; (6 分)

(2) 当 $\beta = 2$ 时,总体X的概率密度函数为

$$f(x;\alpha) = \begin{cases} 2\alpha^2 x^{-3}, & x > \alpha \\ 0, & x \le \alpha \end{cases}$$
 (8 \(\frac{\frac{1}{2}}{2}\))

极大似然函数为

$$L(\alpha) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \alpha) = \begin{cases} 2^n \alpha^{2n} (x_1 x_2 \cdots x_n)^{-3}, & x_i > \alpha \\ 0, & x_i \le \alpha \end{cases}$$
 (10 \(\frac{\frac{1}{2}}{2}\))

为使 $L(\alpha)$ 取最大值,只需在 $x_i \ge \alpha$ 时,

使 $2^n \alpha^{2n} (x_1 x_2 \cdots x_n)^{-3}$ 取最大值, 即 α 取最大值,

$$\hat{\alpha} = \min(x_1, x_2, \dots, x_n)$$
,因此 $\hat{\alpha} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 。 (12 分)

3. 某纯净水生产厂用自动灌装机灌装纯净水,该自动灌装机正常灌装量 $X \sim N(18, 0.4^2)$,现测量该厂 9 个灌装样品的灌装量(单位:L)如下:18.0, 17.6, 17.3, 18.2, 18.1, 18.5, 17.9, 18.1, 18.3. 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下,试问(1)该天灌装是否合格?(2)灌装量精度是否在标准范围内?

参考解答: (1) 检验: H₀: μ = 18 ↔ H₁: μ ≠ 18.(1 分)

$$n=9$$
, $\bar{x}=18$, $s^2=0.1325$, $t=0$, $t_{0.025}(8)=2.3060$.

故接受 H_0 ,即认为该天灌装合格. (6分)

(2) 检验: $H_0: \sigma^2 \le 0.4^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 > 0.4^2$.

检验统计量为
$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{0.4^2}$$
, (8分)
当 $\sigma^2 = 0.4^2$ 时 $\chi^2 \sim \chi^2(n-1)$.

故拒绝域为:
$$\frac{(n-1)s^2}{0.4^2} \ge \chi_{\alpha}^2(n-1)$$
. (10 分)

$$n=9$$
, $s^2=0.1325$, $\chi^2=6.625$, $\chi^2_{0.05}(8)=15.507$,

故接受 H_0 ,即认为灌装精度在标准范围内. (12 分)