考试课程: 概率论与数理统计 (**A卷**) 2012年6月17日 一、填空题(30分)

- 1. 设两个相互独立的事件A和B都不发生的概率是1/9,A发生B不发生的概率与B发生A不发生的概率相等,则P(A) = 2/3。
- 2. 随机的选一个点将一个区间分成两部分。则长区间至少为短区间的3倍的概率 为1/2。
- 3. 设随机变量X与Y相互独立,且均服从区间[0,3]上的均匀分布,则 $P(\min\{X,Y\}<1)=5/9$ 。
- 4. 若 $X \sim N(1,4)$, $P(X < x) = \Phi(1)$, 则x=3。
- 5. 设随机变量X的概率密度函数为:

$$p(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ a, & 0 \le x \le 1; \\ a e^{-2(x-1)}, & x > 1, \end{cases}$$

则a=2/3, E(X)=5/6, Var(X)=13/36。

6. 设随机向量(X,Y)的分布函数为F(x,y), 定义随机变量:

$$Z = g(X, Y) = \begin{cases} 1, & a < X \le b \perp c < Y \le d; \\ 0, & 其它情况。 \end{cases}$$

IJE(Z) = F(b,d) - F(a,d) - F(b,c) + F(a,c).

7. 设总体X在区间 $[0,\theta]$ 上服从均匀分布,其中 $\theta > 0$ 未知。从总体中抽取样本 x_1 , x_2 , x_3 , x_4 ,则下列统计量中不是 θ 的无偏估计的是D。

(A)
$$\hat{\theta} = (x_1 + x_2 + x_3 + x_4)/2$$
 (B) $\hat{\theta} = 2x_1 + x_2 - x_3$ (C) $\hat{\theta} = x_1 + x_2 + x_3 - x_4$ (D) $\hat{\theta} = \max\{x_1, x_2, x_3, x_4\}$

8. 设 x_1, x_2, \ldots, x_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,其中 μ, σ 未知。若 μ 的95%置信区间为[1, 3],且假设检验问题

$$H_0: \mu = 2 \text{ vs } H_1: \mu \neq 2$$

的显著性水平为 α 的拒绝域为 $\{|\bar{x}-2| \geq 1.3\}$,则 $\alpha \leq 0.05$ (填>或<)。

- 二、(10分) 茶杯成套出售,每套五只,假设各套无次品和含一只次品的概率分别为4/5和1/5。一顾客在购买时,售货员随意取出一套,而顾客随机地查看其中的一只,若非次品,则买下该套,否则退回。试求:
 - 1. 顾客买下该套的概率;
 - 2. 在顾客买下的一套中确实无次品的概率。

- 解:设A为顾客买下该套的事件,B为售货员取出一套无次品茶杯的事件,则
 - 1. 由全概率公式得:

$$P(A) = P(B)P(A|B) + P(B^c)P(A|B^c) = 4/5 + 1/5 \times 4/5 = 24/25.$$

2. 由Bayes公式得:

$$P(B|A) = P(B)P(A|B)/P(A) = 4/5 \div 24/25 = 5/6.$$

三、(20分)设X和Y具有联合密度函数

$$p(x,y) = \begin{cases} 21x^2y^3, & 0 < x < y < 1; \\ 0, & \cancel{\sharp} \dot{\Xi}. \end{cases}$$

- 1. 求边际密度函数 $p_X(x)$ 和 $p_Y(y)$, 并判断X与Y的独立性, 说明理由;
- 2. 求条件密度函数 $p_{Y|X}(y|x)$;
- 3. 求在给定X = x下Y的条件数学期望E(Y|X = x)。

解: (1) 由边际密度函数的定义知, 当x < 0或者x > 1时, $p_X(x) = 0$. 当0 < x < 1时

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dy = \int_{x}^{1} 21x^2 y^3 dy = \frac{21}{4} (x^2 - x^6).$$

同理可知, 当y < 0或者y > 1时, $p_Y(y) = 0$. 当0 < y < 1时

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dx = \int_{0}^{y} 21x^2y^3 dx = 7y^6.$$

(2) 由条件密度的定义可得, 当 $p_X(x) \neq 0$ 时,

$$p_{Y|X}(y|x) = \frac{p(x,y)}{p_X(x)} = \frac{4y^3}{1 - x^4}, \quad (0 < x < y < 1).$$

(3) 首先只有当0 < x < 1时要求的条件期望才有定义。固定0 < x < 1。则由条件期望的定义可得

$$E(Y|X=x) = \int_{-\infty}^{\infty} y p_{Y|X}(y|x) dy = \int_{x}^{1} \frac{4y^{4}}{1 - x^{4}} dy = \frac{4(1 - x^{5})}{5(1 - x^{4})}.$$

四、(15分)设随机向量(X,Y)服从二维正态分布,且 $X \sim N(3,4), Y \sim N(2,1), X$ 与Y的相关系数为 $\rho = 1/4$ 。

- 1. 求Z = X + Y的概率密度;
- 2. 若W = X cY与Z独立, 求常数c;
- 3. 若条件期望 $f(z) = E(X^2 + a X Y + b Y^2 \mid Z = z)$ 不依赖于z,求常数a,b以及f(z)的值。

1. 首先,

$$\begin{split} E(Z) &= E(X) + E(Y) = 5, \\ Var(Z) &= Var(X) + 2 \, Cov(X, Y) + Var(Y) \\ &= 4 + 2 \cdot 2 \cdot 1 \cdot \frac{1}{4} + 1 = 6. \end{split}$$

因为Z仍然服从正态分布, 所以

$$p_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{12\pi}} \exp\left\{-\frac{(z-5)^2}{12}\right\}.$$

2. 因为随机向量(Z,W)服从二维正态分布,所以W与Z独立当且仅当它们不相关,即协方差Cov(Z,W)=0。

$$\begin{array}{rcl} Cov(Z,W) & = & Cov(X+Y,X-c\,Y) \\ & = & Var(X) - (c-1)\,Cov(X,Y) - c\,Var(Y) \\ & = & 4 - \frac{1}{2}(c-1) - c = 0, \end{array}$$

于是c=3。

3. 做坐标变换 $(X,Y) \mapsto (Z,W) = (X+Y,X-3Y)$,利用Z、W的独立性可得

$$\begin{split} f(z) &= E\left[\frac{(3Z+W)^2}{4^2} + a\frac{3Z+W}{4}\frac{Z-W}{4} + b\frac{(Z-W)^2}{4^2} \mid Z = z\right] \\ &= \frac{9+3a+b}{4^2}z^2 + \frac{6-2a-2b}{4^2}z\,E(W) + \frac{1-a+b}{4^2}E(W^2). \end{split}$$

注意 $E(W) = 3 - 3 \cdot 2 = -3 \neq 0$,所以若f(z)不依赖于z,则必有:

$$\begin{cases} 9+3 \, a+b=0, \\ 6-2 \, a-2 \, b=0, \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} a=-6, \\ b=9, \end{cases}$$

于是

$$f(z) = E(W^2) = Var(W) + (EW)^2$$

= $4 - 2 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 \cdot \frac{1}{4} + 3^2 \cdot 1 + (-3)^2 = 19.$

- 五、(15分)设总体X服从参数为 λ 的指数分布, $x_1, x_2, ..., x_n$ 为来自X的样本,
 - 1. $\bar{x}1/\lambda$ 的最大似然估计,并判断其相合性,说明理由;
 - 2. 验证最大似然估计与 $n \min\{x_1, x_2, ..., x_n\}$ 均为 $1/\lambda$ 的无偏估计;
 - 3. 比较最大似然估计与 $n \min\{x_1, x_2, ..., x_n\}$ 的有效性。

1. 似然函数
$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^{n} p(x_i; \lambda) = \prod_{i=1}^{n} \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n \exp\left\{-\lambda \sum_{i=1}^{n} x_i\right\},$$
对数似然函数 $\ln L(\lambda) = \ln\left(\lambda^n \exp\left\{-\lambda \sum_{i=1}^{n} x_i\right\}\right) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^{n} x_i,$
令 $\frac{\mathrm{d} \ln L(\lambda)}{\mathrm{d} \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^{n} x_i = 0, \ \exists 1/\lambda = \sum_{i=1}^{n} x_i/n = \bar{x}.$
因为 $EX = 1/\lambda$,由大数定律知, \bar{x} 是相合的。

2. $X \sim Exp(\lambda)$, 则 $E\bar{x} = EX = 1/\lambda$ 。指数分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

$$F_{\theta}(x) = 1 - [1 - F(x)]^{n} = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda nx}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0; \end{cases}$$

$$p_{\theta}(x) = \begin{cases} \lambda n e^{-\lambda nx}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

那么, $E\theta=\int_0^\infty x p_\theta(x) dx=1/(n\lambda)$, $E(n\min\{x_1,x_2,...,x_n\})=1/\lambda$ 。

3. 由 $Var(X) = 1/\lambda^2$ 得, $Var(\bar{x}) = 1/(n\lambda^2)$ 。 注意 $\theta \sim Exp(\lambda n)$,所以, $Var(\theta) = 1/(n\lambda)^2$, $Var(n \min\{x_1, x_2, ..., x_n\}) = 1/\lambda^2$ 。 于是, \bar{x} 有效。

六、(10分)某厂生产一种标准长度为45mm的螺钉,实际生产的产品长度服从正态分 $\pi N(\mu,4)$ 。做假设检验 $H_0: \mu=45, H_1: \mu\neq45$ 。拒绝域为 $W=\{|\bar{x}-45|>1\}$ 。

- 1. 当样本容量n=25时, 求犯第一类错误的概率:
- 2. 当样本容量n=25, $\mu=46$ 时,求犯第二类错误的概率。

(注:所求概率可用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示。)

解: 当样本容量n=25时, $\bar{x} \sim N(\mu, 4/25)$,

$$\alpha = P(|\bar{x} - 45| > 1 \mid \mu = 45) = 1 - P(|\bar{x} - 45| \le 1 \mid \mu = 45)$$

$$= 1 - P\left[-\frac{5}{2} \le \frac{5(\bar{x} - 45)}{2} \le \frac{5}{2} \mid \mu = 45\right]$$

$$= 1 - \Phi(5/2) + \Phi(-5/2) = 2 - 2\Phi(5/2).$$

$$\beta = P(|\bar{x} - 45| \le 1 \mid \mu = 46) = P(-1 \le \bar{x} - 45 \le 1 \mid \mu = 46)$$

$$= P\left[-5 \le \frac{5(\bar{x} - 46)}{2} \le 0 \mid \mu = 46\right]$$

$$= \Phi(0) - \Phi(-5) = \Phi(5) - 1/2.$$