

# 北京工业大学 2011—2012 年度第 I 学期

## 概率论与数理统计考试试题(经)及参考答案

### 一. 填空题(每空两分, 共 30 分)

1. 若  $A, B$  为随机事件, 且  $P(A) = 0.6$ ,  $P(B - A) = 0.2$ . 当  $A$  与  $B$  相互独立时,  $P(B) = \underline{0.5}$ ;  $A$  与  $B$  互不相容时,  $P(B) = \underline{0.2}$ 。
2. 若每次试验时  $A$  发生的概率都是 0.2,  $X$  表示 50 次独立试验中事件  $A$  发生的次数, 则  $E(X) = \underline{10}$ ,  $Var(X) = \underline{8}$ 。
3. 若随机变量  $X$  只取  $\pm 2, 1$  之三个可能值, 且  $P(X = -2) = 0.15$ ,  $P(X = 1) = 0.5$ . 则  $E(X) = \underline{0.9}$ ,  $Var(X) = \underline{1.69}$ 。
4. 若随机变量  $X_1, X_2$  相互独立, 且  $X_1 \sim N(3, 3^2)$ ,  $X_2 \sim N(1, 2^2)$ 。令  $X = X_1 - 2X_2$ , 则  $E(X) = \underline{1}$ ,  $Var(X) = \underline{25}$ ,  $P(X > 1) = \underline{0.5}$ 。
5. 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为抽自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的随机样本, 记  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2. \text{ 则 } \sqrt{n}(\bar{X} - \mu)/\sigma \sim \underline{N(0,1)}, \quad \sqrt{n}(\bar{X} - \mu)/\sqrt{S^2} \sim$$

$$\underline{t_{n-1}}, \quad (n-1)S^2/\sigma^2 \sim \underline{\chi_{n-1}^2}. \text{ 进一步, 记 } Z_\alpha \text{ 为标准正态分布上 } \alpha$$

分位点,  $t_m(\alpha)$  为自由度为  $m$  的  $t$  分布上  $\alpha$  分位点,  $\chi_m^2(\alpha)$  为自由度为  $m$  的  $\chi^2$

分布上  $\alpha$  分位点,  $m$  为自然数,  $0 < \alpha < 1$  为常数。当  $\sigma^2$  已知时,  $\mu$  的置信系数

为  $1-\alpha$  的置信区间为  $\underline{[\bar{X} - (\sigma/\sqrt{n})Z_{\alpha/2}, \bar{X} + (\sigma/\sqrt{n})Z_{\alpha/2}]}$ ; 当  $\sigma^2$  未知时,  $\mu$

的置信系数为  $1-\alpha$  的置信区间为  $\underline{[\bar{X} - (S/\sqrt{n})t_{n-1}(\alpha/2), \bar{X} + (S/\sqrt{n})t_{n-1}(\alpha/2)]}$ ,

$\sigma^2$  的置信系数为  $1-\alpha$  的置信区间为  $\underline{\left[ \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(\alpha/2)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(1-\alpha/2)} \right]}$ 。

注：做以下各题须写出计算步骤，否则不能得分。

二. 计算题(共 70 分)

1. (14 分) 盒中装有 8 个乒乓球，其中有 6 个新的。第一次练习时，从中任取 2 个来用，用完后放回盒中。第二次练习时，再从盒中任取 2 个。

- (1). 求第二次取出的球都是新球的概率；  
(2). 求在第二次取出的球都是新球条件下，第一次取到的球都是新球的概率。

解：设  $A_i$  表示第一次取到  $i$  个新球， $i = 0, 1, 2$ ； $B$  表示第二次取到 2 个新球。则

- (1). 由全概率公式，得

$$P(B) = \sum_{i=0}^2 P(A_i)P(B|A_i) = \frac{C_2^2}{C_8^2} \frac{C_6^2}{C_8^2} + \frac{C_2^1 C_6^1}{C_8^2} \frac{C_5^2}{C_8^2} + \frac{C_2^0 C_6^0}{C_8^2} \frac{C_4^2}{C_8^2} = \cdots = \frac{225}{784};$$

- (2). 由贝叶斯公式，得

$$P(A_2|B) = \frac{P(A_2)P(B|A_2)}{P(B)} = \frac{90/784}{225/784} = \frac{2}{5}.$$

2. (16 分) 设二维随机向量  $(X, Y)$  的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ax(x-y), & 0 \leq x \leq 2, \quad |y| \leq x, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

- (1). 确定常数  $A$ ；(2). 求  $X$  的边缘概率密度函数  $f_X(x)$ ；(3). 求  $E(X+Y)$ .

解：(1). 由  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^2 dx \int_{-x}^x Ax(x-y) dy = 8A = 1$ ，得  $A = \frac{1}{8}$ ；

$$(2). \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_{-x}^x \frac{x(x-y)}{8} dy = \frac{x^3}{4}, \quad 0 \leq x \leq 2;$$

(3).

$$\begin{aligned} E(X+Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x+y) f(x, y) dx dy \\ &= \frac{1}{8} \int_0^2 dx \int_{-x}^x x(x^2 - y^2) dy \\ &= \frac{1}{4} \int_0^2 dx \int_0^x x(x^2 - y^2) dy \\ &= \frac{16}{15}. \end{aligned}$$

3. (12 分) 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为抽自正态总体  $N(2, \sigma^2)$  的简单样本, 求

(1).  $\sigma^2$  的矩估计; (2).  $\sigma^2$  的极大似然估计。

解: (1). 由  $EX^2 = \text{Var}(X) + (EX)^2 = \sigma^2 + 4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ , 得  $\sigma^2$  的矩估计为

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - 4;$$

(2). 建立似然函数

$$L(\sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x_i - 2)^2}{2\sigma^2}\right\} = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - 2)^2\right\},$$

取其对数后再对  $\sigma^2$  求导, 得

$$\frac{d \ln L(\sigma^2)}{d\sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n (x_i - 2)^2,$$

令上式为零, 得  $\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - 2)^2$ 。故  $\sigma^2$  的极大似然估计为

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - 2)^2.$$

4. (16 分) 设随机变量  $X$  服从标准正态分布  $N(0, 1)$ , 记  $Y = e^{-X}$ . 求

(1).  $Y$  的分布函数  $F_Y(y)$ ;

(2).  $Y$  的概率密度函数  $f_Y(y)$ ;

(3).  $Y$  的期望和方差。

解: (1). 对  $y > 0$ , 有

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(e^{-X} \leq y) = P(X \geq -\ln y) = 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-\ln y} e^{-x^2/2} dx;$$

$$(2). \quad f_Y(y) = \frac{1}{y\sqrt{2\pi}} e^{-(\ln y)^2/2}, \quad y > 0;$$

$$(3). \quad EY = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-x} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = e^{1/2} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x+1)^2/2} dx = e^{1/2};$$

$$\text{再由 } EY^2 = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-2x} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = e^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x+2)^2/2} dx = e^2 \text{ 及}$$

$$\text{Var}(Y) = EY^2 - (EY)^2, \text{ 得 } \text{Var}(Y) = e^2 - e.$$

5. (12 分) 某种元件的寿命  $X$  (以小时计) 服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  均未知, 现测得 16 只元件的寿命的均值  $\bar{x}=241.5$ ,  $s=32.16$ , 问: 根据数据, 可否认为元件的平均寿命大于 225 小时? ( $\alpha=0.05$ ,  $t_{15}(\alpha)=1.7531$ ,  $t_{15}(\alpha/2)=2.1315$ )

**解** 构造单边假设  $H_0: \mu \leq 225 \leftrightarrow H_1: \mu > 225$ ,

建立检验统计量  $t = \frac{\bar{x} - 225}{\frac{32.16}{\sqrt{16}}}$ , 经计算得

$$t = \frac{241.5 - 225}{\frac{32.16}{\sqrt{16}}} = 1.99 > t_{n-1}(\alpha) = 1.7531,$$

因此, 可以认为元件的平均寿命大于 225。