

2011—2012 学年第二学期

《概率论与数理统计》期末试卷答案

一. 填空题

1、 0.7 2、 0.2 3、 5 4、 1/4 或 0.25 5、 $\chi^2(2)$

二. 选择题

1、 D 2、 A 3、 D 4、 C 5、 C

三. 解: (1) 设事件 A 表示“取到的产品是次品”， A_i 表示“取到的产品是第 i 个车间生产”， $(i=1,2,3)$ ，则 $A_1 \cup A_2 \cup A_3 = \Omega$ ，且 $P(A_i) > 0$ ，又由于 A_1, A_2, A_3 两两互不相容，

由全概率公式知

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(A_i) \square P(A | A_i)$$

由题设知

$$P(A_1) = 25\% , \quad P(A | A_1) = 5\% ; \quad P(A_2) = 35\% , \quad P(A | A_2) = 4\% ;$$

$$P(A_3) = 40\% , \quad P(A | A_3) = 2\% ,$$

故

$$P(A) = 0.25 \times 0.05 + 0.35 \times 0.04 + 0.4 \times 0.02 = 0.0345 \text{ 或 } 69/2000$$

(2) 由 Bayes 公式知

$$P(A_i | A) = \frac{P(A_i) \square P(A | A_i)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i) \square P(A | A_i)}$$

从而得

$$P(A_1 | A) = \frac{P(A_1) \square P(A | A_1)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i) \square P(A | A_i)} = \frac{0.25 \times 0.05}{0.0345} = \frac{25}{69}$$

四

解: (1) $p = P\{|X| > 19.6\} = 1 - P\{-19.6 \leq X \leq 19.6\}$

$$\begin{aligned} &= 1 - \Phi\left(\frac{19.6-0}{10}\right) + \Phi\left(\frac{-19.6-0}{10}\right) = 1 - \Phi(1.96) + \Phi(-1.96) \\ &= 2 - 2\Phi(1.96) \\ &= 2 - 2 \times 0.975 = 0.05 \end{aligned}$$

(2) 设 Y 表示 3 次独立重复测量中事件 $\{|X| > 19.6\}$ 出现的次数, 则 Y 服从二项分布, 即 $Y \sim B(3, 0.05)$

$$\begin{aligned} \alpha &= P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y < 1\} = 1 - P\{Y = 0\} \\ &= 1 - C_3^0 (0.05)^0 (1-0.05)^3 \\ &= 0.1426 \end{aligned}$$

五.

解: (1) 由归一性,

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = A \int_0^{+\infty} e^{-x} dx \int_0^{+\infty} e^{-2y} dy = A/2$$

解得 $A = 2$

(2) 当 $x \leq 0$ 时, $f_X(x) = 0$

$$\text{当 } x > 0 \text{ 时, } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^{+\infty} 2e^{-(x+2y)} dy = e^{-x},$$

$$\text{故 } f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

同理

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases},$$

当 $x > 0, y > 0$ 时, 有 $f_X(x)f_Y(y) = e^{-x} \times e^{-2y} = f(x, y)$

其他情况类似有 $f_X(x)f_Y(y)=f(x,y)$, 故 X 和 Y 相互独立

(3) 当 $z \leq 0$ 时, $F_Z(z)=0$;

当 $z > 0$ 时,

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(X + 2Y \leq z) = \iint_{x+2y \leq z} f(x, y) dx dy$$

$$= 2 \int_0^z e^{-x} dx \int_0^{(z-x)/2} e^{-2y} dy = 1 - e^{-z} - ze^{-z}$$

故 $Z = X + 2Y$ 的分布函数为

$$F_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-z} - ze^{-z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

$Z = X + 2Y$ 的概率密度为 $f_Z(z) = \begin{cases} ze^{-z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$

六.

解: (1) 由题意知 (X, Y) 的分布律为

| $X \backslash Y$ | 1 | 2 | 3 | $P(X=i) = p_{i\cdot}$ |
|------------------------|------|-----|------|-----------------------|
| 1 | 0 | 1/6 | 1/12 | 1/4 |
| 2 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/2 |
| 3 | 1/12 | 1/6 | 0 | 1/4 |
| $P(Y=j) = p_{\cdot j}$ | 1/4 | 1/2 | 1/4 | |

(2) 由定义知 $\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}}$

由关于 X, Y 的边缘知

$$E(XY) = 23/6, EX = 2 = EY, DX = DY = 9/2$$

$$\text{故 } \rho = -\frac{1}{27}.$$

七. (10 分) 设 X, Y 相互独立, 且概率分布分别为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2+2x-1} \quad (-\infty < x < +\infty), \quad \varphi(y) = \begin{cases} 1/2, & 0 \leq y \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求: (1) $E(X+Y)$ 、 (2) $D(2X+Y)$ 、 (3) $E(2X-3Y^2)$.

解：由 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2+2x-1} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-(x-1)^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{\frac{1}{2}}} e^{-(x-1)^2}$

可知 $X \sim N(1, \frac{1}{2})$.

且 $Y \sim U(0, 2)$.

$$(1) E(X+Y) = EX + EY = 1 + \frac{0+2}{2} = 2$$

$$(2) D(2X+Y) = 4DX + DY = 4 \times \frac{1}{2} + \frac{(2-0)^2}{12} = \frac{7}{3}$$

$$(3) E(2X-3Y^2) = 2EX - 3EY^2 = 2EX - 3[DY + (EY)^2] \\ = 2 \times 1 - 3 \times [\frac{1}{3} + 1^2] = -2$$

八.

解：(1) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^{+\infty} axe^{-x^2/\lambda} dx = a\lambda/2 = 1$ ，解得 $a = 2/\lambda$ 。

(2) 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值，则极大似然函数

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \frac{2}{\lambda} x_i e^{-x_i^2/\lambda} = (\prod_{i=1}^n x_i) \frac{2^n}{\lambda^n} e^{-\sum_{i=1}^n x_i^2/\lambda}$$

对 $L(\lambda)$ 取自然对数

$$\ln L(\lambda) = \ln(\prod_{i=1}^n x_i) + n \ln 2 - n \ln \lambda - \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

令
$$\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = -\frac{n}{\lambda} + \frac{1}{\lambda^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0$$

得
$$\lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

故 λ 的极大似然估计量为 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 。

$$(3) E\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX^2$$

$$EX^2 = \int_0^{+\infty} x^2 \frac{2}{\lambda} x e^{-x^2/\lambda} dx = \dots = \lambda$$

则 $E\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \lambda = \lambda$ ，

所以 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i^2$ 是 λ 的无偏估计量。

$$(4) \quad f(x, \lambda) = \begin{cases} \frac{2}{\lambda} x e^{-x^2/\lambda}, & 0 < x, \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

建立矩和未知参数的方程

$$\mu_1 = EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{2}{\lambda} x^2 e^{-x^2/\lambda} dx = \int_0^{+\infty} e^{-x^2/\lambda} dx = \frac{\sqrt{\lambda\pi}}{2}$$

$$\text{故 } \lambda = \frac{4}{\pi} \mu_1^2$$

即知 λ 的矩估计量 $\hat{\lambda} = \frac{4}{\pi} \bar{X}^2$ ，其中 \bar{X} 是样本均值