

10--11 学年第 1 学期《概率论与数理统计》期末考试答案 (A)

一、填空:

1. $\frac{2}{3}$

2. $a=2/9, b=1/9$

3. $\frac{1}{4}$

4. $F(1,1)$

5. $\theta = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$

二、单项选择:

1. C

2. B

3. A

4. C

5. B

三、设 $A_i = \{\text{所取的 3 个部件中含有 } i \text{ 个优质品}\}, i=0,1,2,3$

$B = \{\text{仪器不合格}\}$

(1) 由已知条件可得:

$$P(B|A_0) = 1 - 0.2 = 0.8$$

$$P(B|A_1) = 1 - 0.5 = 0.5$$

$$P(B|A_2) = 1 - 0.9 = 0.1$$

$$P(B|A_3) = 1 - 1 = 0 \quad (4 \text{ 分})$$

每个部件为优质品的概率均为 0.8, 且互不影响, 即相互独立, 因此事件 A_i 发生

的概率 $P(A_i)$ 为

$$P(A_i) = C_3^i 0.8^i (1-0.8)^{3-i}, i=0,1,2,3 \quad (2 \text{ 分})$$

由全概率公式得

$$P(B) = \sum_{i=0}^3 P(A_i)P(B|A_i) = 0.0928 \quad (2 \text{ 分})$$

(2) 由贝叶斯公式:

$$P(A_2 | B) = \frac{P(B | A_2)P(A_2)}{P(B)} = \frac{0.384 \times 0.1}{0.0928} = 0.414 \quad (4 \text{ 分})$$

四、 (1) $P\{X > 2Y\} = \iint_{x>2y} f(x, y) dx dy = \int_0^{\frac{1}{2}} dy \int_{2y}^1 (2-x-y) dx = \frac{7}{24} \cdot (5 \text{ 分})$

(2) 方法一： 先求 Z 的分布函数：

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

当 $z < 0$ 时, $F_Z(z) = 0$;

$$\begin{aligned} \text{当 } 0 \leq z < 1 \text{ 时, } F_Z(z) &= \iint_{D_1} f(x, y) dx dy = \int_0^z dy \int_0^{z-y} (2-x-y) dx \\ &= z^2 - \frac{1}{3} z^3; \quad (1 \text{ 分}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{当 } 1 \leq z < 2 \text{ 时, } F_Z(z) &= 1 - \iint_{D_2} f(x, y) dx dy = 1 - \int_{z-1}^1 dy \int_{z-y}^1 (2-x-y) dx \\ &= 1 - \frac{1}{3} (2-z)^3; \quad (1 \text{ 分}) \end{aligned}$$

当 $z \geq 2$ 时, $F_Z(z) = 1$. (1 分)

故 $Z = X + Y$ 的概率密度

$$f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} 2z - z^2, & 0 < z < 1, \\ (2-z)^2, & 1 \leq z < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (3 \text{ 分})$$

方法二： $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx,$

$$\begin{aligned} f(x, z-x) &= \begin{cases} 2-x-(z-x), & 0 < x < 1, 0 < z-x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \\ &= \begin{cases} 2-z, & 0 < x < 1, 0 < z < 1+x, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (3 \text{ 分}) \end{aligned}$$

当 $z \leq 0$ 或 $z \geq 2$ 时, $f_Z(z) = 0$; (1 分)

$$\text{当 } 0 < z < 1 \text{ 时, } f_Z(z) = \int_0^z (2-z) dx = z(2-z); \quad (1 \text{ 分})$$

$$\text{当 } 1 \leq z < 2 \text{ 时, } f_Z(z) = \int_{z-1}^1 (2-z) dx = (2-z)^2; \quad (1 \text{ 分})$$

故 $Z = X + Y$ 的概率密度

$$f_Z(z) = \begin{cases} 2z - z^2, & 0 < z < 1, \\ (z-2)^2, & 1 \leq z < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

五、(1) 因为 $X \sim b(n, p)$, 所以 $E(X) = np$, $D(X) = np(1-p)$ (2 分)

所以

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, n-X) &= \text{cov}(X, n) - \text{cov}(X, X) \\ &= [E(nX) - nE(X)] - D(X) \quad (3 \text{ 分}) \\ &= 0 - np(1-p) = -np(1-p) \end{aligned}$$

(2) 当 $|x| < 1$ 时,

$$f_X(x) = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} [1 + xy(x^2 - y^2)] dy = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} dy = \frac{1}{2} \quad (1 \text{ 分})$$

同理: 当 $|y| < 1$ 时,

$$f_Y(y) = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} [1 + xy(x^2 - y^2)] dx = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} dx = \frac{1}{2} \quad (1 \text{ 分})$$

显然 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 所以 X 与 Y 不相互独立。(1 分)

$$\text{又因为 } E(X) = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 xf(x, y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 x \frac{1}{4} [1 + xy(x^2 - y^2)] dx dy = 0$$

同理 $E(Y) = 0$ (1 分)

$$\begin{aligned} \text{而 } E(XY) &= \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 xyf(x, y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 xy \frac{1}{4} [1 + xy(x^2 - y^2)] dx dy \\ &= \frac{1}{4} \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 [xy + x^2y^2(x^2 - y^2)] dx dy = \frac{1}{4} \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 (x^4y^2 - x^2y^4) dx dy = 0 \quad (1 \text{ 分}) \end{aligned}$$

由 $E(XY) - E(X)E(Y) = 0$ 可知 $\rho_{XY} = 0$, 所以 X 与 Y 不相关。

六、(1) 因为 $Y \sim N(\mu, 1)$, 所以 $f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2}}, -\infty < y < \infty$ (1 分)

由 $X = e^Y$,

$$\begin{aligned}
b &= E(X) = E(e^Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^y e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2}} dy \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{\mu+\frac{1}{2}} e^{-\frac{[y-(\mu+1)]^2}{2}} dy \\
\text{所以} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{\mu+\frac{1}{2}} e^{-\frac{[y-(\mu+1)]^2}{2}} d[y-(\mu+1)] \quad (3 \text{ 分}) \\
&= e^{\mu+\frac{1}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\
&= e^{\mu+\frac{1}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \sqrt{2\pi} \\
&= e^{\mu+\frac{1}{2}}
\end{aligned}$$

(2) 此为求单个正态总体 σ^2 已知的条件下 μ 在 $\alpha = 0.05$ 下的置信区间

$$\text{由 } P\left\{\left|\frac{\bar{Y}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| < z_{0.025}\right\} = 0.95, \text{ 得置信区间为 } \{\bar{y} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025}\} \quad (2 \text{ 分})$$

$$\text{而 } \bar{y} = \frac{1}{4}(\ln 0.5 + \ln 0.8 + \ln 1.25 + \ln 2) = \frac{1}{4} \ln 1 = 0 \text{ 和 } z_{0.025} = 1.96 \quad (1 \text{ 分})$$

可得置信区间为 $(-0.98, 0.98)$ (1 分)

(3) 因为 $x = e^y$ 为单调增函数, 而 $b = e^{\mu+\frac{1}{2}}$ (1 分)

$$\text{由 } -0.98 < \mu < 0.98, \text{ 得 } -0.98 + \frac{1}{2} < \mu + \frac{1}{2} < 0.98 + \frac{1}{2}, \text{ 即 } -0.48 < \mu + \frac{1}{2} < 1.48 \quad (2 \text{ 分})$$

所以 b 的置信度为 0.95 的置信区间为 $(e^{-0.48}, e^{1.48})$ (1 分)

七、解: (1) 假设 $H_0: \mu \leq \mu_0 = 225; H_1: \mu > \mu_0 = 225$. (1 分)

$$\text{当 } H_0 \text{ 为真, 检验统计量 } T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1) \quad (2 \text{ 分})$$

而 $\alpha = 0.05, n = 16$, 所以 $t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(15) = 1.7531$,

拒绝域 $\mathfrak{R} = (1.7531, +\infty)$ (2 分)

$$\bar{x} = 241.5, s^2 = 98.73^2$$

$$T_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{241.5 - 225}{98.73/\sqrt{16}} = 0.6685 \notin \mathfrak{R}, \text{ 所以接受 } H_0.$$

即可以认为元件的平均寿命小于 225 小时 (4 分)

八、解: $\mu_X(t) = E[X(t)] = tE(A) + E(B)$ (1 分)

$$\begin{aligned} R_X(t_1, t_2) &= E[X(t_1)X(t_2)] \\ &= t_1 t_2 E(A^2) + (t_1 + t_2)E(AB) + E(B^2) \quad t_1, t_2 \in T \end{aligned} \quad (2 \text{ 分})$$

当 $A \sim N(0, 1), B \sim U(0, 2)$ 时,

$$E(A) = 0, E(A^2) = 1, E(B) = 1, E(B^2) = \frac{4}{3} \quad (2 \text{ 分})$$

又因为 A, B 独立, 故 $E(AB) = E(A)E(B) = 0$ (2 分)

$$\Rightarrow \mu_X(t) = 1, R_X(t_1, t_2) = t_1 t_2 + \frac{4}{3} \quad t_1, t_2 \in T \quad (3 \text{ 分})$$