

安徽大学 2008—2009 学年第一学期

《高等数学 A (三)》(A 卷) 考试试题参考答案及评分标准

一、选择题 (每小题 2 分, 共 10 分)

1、B 2、C 3、D 4、D 5、A

二、填空题 (每小题 2 分, 共 10 分)

6、-1, -2 7、 $\begin{pmatrix} 0 & -1 & 1 \\ 0 & 2 & -1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ 8、30 9、9 10、(19.77, 20.05)

三、计算题 (本大题共 4 小题, 其中第 11 题和第 13 题各 10 分, 第 12 题 14 分, 第 14 题 12 分, 共 46 分)

11、解: 将第一行的-1 倍加到其余各行, 得

$$D_n = \begin{vmatrix} x_1 & a_2 & a_3 & \cdots & a_n \\ a_1 - x_1 & x_2 - a_2 & 0 & \cdots & 0 \\ a_1 - x_1 & 0 & x_3 - a_3 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ a_1 - x_1 & 0 & 0 & \cdots & x_n - a_n \end{vmatrix}$$

再将第 $i(i=2,3,\cdots,n)$ 列的 $\frac{x_1-a_1}{x_i-a_i}$ 倍加到第一列, 得

$$\begin{aligned} D_n &= \begin{vmatrix} x_1 + \sum_{i=2}^n \frac{a_i(x_1-a_1)}{x_i-a_i} & a_2 & a_3 & \cdots & a_n \\ 0 & x_2-a_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & x_3-a_3 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & x_n-a_n \end{vmatrix} \\ &= (x_1 + \sum_{i=2}^n \frac{a_i(x_1-a_1)}{x_i-a_i})(x_2-a_2)(x_3-a_3)\cdots(x_n-a_n) \\ &= (1 + \sum_{i=2}^n \frac{a_i}{x_i-a_i})(x_1-a_1)(x_2-a_2)(x_3-a_3)\cdots(x_n-a_n) \end{aligned}$$

12、解: (1)

$$|\lambda E - A| = \begin{vmatrix} \lambda-4 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda-4 & -2 \\ 0 & -2 & \lambda-4 \end{vmatrix} = (\lambda-2)(\lambda-4)(\lambda-6)$$

令 $(\lambda-2)(\lambda-4)(\lambda-6)=0$ ，得 $\lambda_1=2, \lambda_2=4, \lambda_3=6$ 。

当 $\lambda_1=2$ 时，解下列方程组

$$\begin{cases} -2x_1 = 0 \\ -2x_2 - 2x_3 = 0 \\ -2x_2 - 2x_3 = 0 \end{cases}$$

得特征向量 $\alpha_1 = (0, 1, -1)^T$ ；

当 $\lambda_2=4$ 时，解下列方程组

$$\begin{cases} -2x_3 = 0 \\ -2x_2 = 0 \end{cases}$$

得特征向量 $\alpha_2 = (1, 0, 0)^T$ ；

当 $\lambda_3=6$ 时，解下列方程组

$$\begin{cases} 2x_1 = 0 \\ 2x_2 - 2x_3 = 0 \\ -2x_2 + 2x_3 = 0 \end{cases}$$

得特征向量 $\alpha_3 = (0, 1, 1)^T$ 。

(2) 由于实对称矩阵的不同特征值对应的特征向量正交，所以只需将(1)中得到的特征向量单位化即可得到正交矩阵。将特征向量 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 单位化得

$$\beta_1 = (0, \frac{\sqrt{2}}{2}, -\frac{\sqrt{2}}{2})^T, \quad \beta_2 = (1, 0, 0)^T, \quad \beta_3 = (0, \frac{\sqrt{2}}{2}, \frac{\sqrt{2}}{2})^T$$

$$\text{令 } Q = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{\sqrt{2}}{2} & 0 & \frac{\sqrt{2}}{2} \\ -\frac{\sqrt{2}}{2} & 0 & \frac{\sqrt{2}}{2} \end{pmatrix}, \text{ 从而 } Q \text{ 为正交矩阵, 并且 } Q^{-1}AQ = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix},$$

$$\text{即所求的对角矩阵为 } \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix}。$$

(3) 由(2)知

$$A = Q \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix} Q^{-1} = Q \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix} Q^T$$

所以

$$A^k = Q \begin{pmatrix} 2^k & 0 & 0 \\ 0 & 4^k & 0 \\ 0 & 0 & 6^k \end{pmatrix} Q^T = \begin{pmatrix} 4^k & 0 & 0 \\ 0 & \frac{2^k+6^k}{2} & \frac{-2^k+6^k}{2} \\ 0 & \frac{-2^k+6^k}{2} & \frac{2^k+6^k}{2} \end{pmatrix}$$

13、解：二次型的矩阵为

$$\begin{pmatrix} 2 & 2 & -2 \\ 2 & a & -4 \\ -2 & -4 & 5 \end{pmatrix}$$

各阶顺序主子式为

$$|2| = 2, \quad \begin{vmatrix} 2 & 2 \\ 2 & a \end{vmatrix} = 2a - 4, \quad \begin{vmatrix} 2 & 2 & -2 \\ 2 & a & -4 \\ -2 & -4 & 5 \end{vmatrix} = 2(3a - 10),$$

由于二次型正定，所以各阶顺序主子式均大于 0，即

$$\begin{cases} 2(3a - 10) > 0 \\ 2a - 4 > 0 \end{cases}$$

解得 $a > 10/3$ 。

14、解：(1) 由于 $f(x, y)$ 为 (X, Y) 的联合密度函数，所以

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$$

即

$$\int_{-1}^1 \left[\int_{x^2}^1 Cx^2 y dy \right] dx = \frac{4}{21} C = 1$$

所以 $C = \frac{21}{4}$

$$\begin{aligned} (2) \quad P(0 \leq X \leq Y) &= \iint_{0 \leq x \leq y} f(x, y) dx dy \\ &= \frac{21}{4} \int_0^1 x^2 \left[\int_x^1 y dy \right] dx = \frac{21}{8} \int_0^1 x^2 (1 - x^2) dx \\ &= \frac{21}{8} \int_0^1 (x^2 - x^4) dx = \frac{7}{20} \end{aligned}$$

四、证明题（本大题共 2 小题，每题 12 分，共 24 分）

15、证明：(1) 由于 $A^2 - 6A - 7E = 0$ ，所以 $(A + E)(A - 7E) = 0$ ，下用反证法：

若 $A - 7E$ 可逆，则 $A + E = 0 \cdot (A - 7E)^{-1} = 0$ ，此与假设 $A + E \neq 0$ 矛盾，所以 $A - 7E$ 不可逆。

(2) 由于 $A^2 - 6A - 7E = 0$ ，所以 $(A - 5E)(A - E) = 12E$ ，从而

$$[\frac{1}{12}(A-5E)](A-E)=E$$

所以 $A-E$ 可逆, 并且 $(A-E)^{-1} = \frac{1}{12}(A-5E)$ 。

16、证明: (1) 由于

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dxdy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 x \frac{1-x^3y+xy^3}{4} dxdy = 0,$$

$$EY = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dxdy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 y \frac{1-x^3y+xy^3}{4} dxdy = 0,$$

$$EXY = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dxdy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 xy \frac{1-x^3y+xy^3}{4} dxdy = 0,$$

所以 $\rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = \frac{EXY - EXEY}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = 0$, 即 X 与 Y 不相关。

(2) 先求 X 与 Y 的边缘密度函数:

当 $x > 1$ 或 $x < -1$ 时, $f_X(x) = 0$ 。

当 $|x| \leq 1$ 时,

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-1}^1 \frac{1-x^3y+xy^3}{4} dy = \frac{1}{2}$$

所以

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & |x| \leq 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases}$$

同理可得

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & |y| \leq 1 \\ 0, & |y| > 1 \end{cases}$$

易见 $f(x, y)$ 和 $f_X(x) \cdot f_Y(y)$ 在区域 $\{(x, y): |x| \leq 1, |y| \leq 1\}$ 内并不是几乎处处相等的, 所以 X 与 Y 不独立。

五、综合分析题 (本大题共 10 分)

17、解: (1) 设 (x_1, x_2, \dots, x_n) 为样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的观测值, 因为总体 X 的概率密度函数为

$$f(x, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}]$$

所以似然函数为

$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp[-\frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}]$$

$$= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{n/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right]$$

对数似然函数为

$$\ln L(\mu, \sigma^2) = n \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

似然方程为

$$\begin{cases} \frac{\partial \ln L(\mu, \sigma^2)}{\partial \mu} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0 \\ \frac{\partial \ln L(\mu, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0 \end{cases}$$

解得 μ 和 σ^2 的极大似然估计分别为

$$\begin{cases} \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x} \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \end{cases}$$

对应的估计量分别为

$$\begin{cases} \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X} \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \end{cases}$$

(2) 由于 $E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \sigma^2$ ，所以

$$E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \neq \sigma^2$$

故 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 不是 σ^2 的无偏估计量。