

回归分析作业

sword

2019-09-25

目录

| | | |
|----------|---------------|-----------|
| 1 | 第一章习题 | 2 |
| 1.1 | 习题一 | 2 |
| 1.2 | 习题二 | 12 |
| 1.3 | 习题三 | 19 |
| 2 | 第二章习题 | 23 |

1 第一章习题

1.1 习题一

1. 矩阵 A 为 n 阶实对称矩阵, 证明:

(iii) 矩阵 A 有 n 个实特征值 (记作 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$), 而且 n 个特征向量可正交化;

(iv) 存在正交阵 P 使得

$$A = P \begin{pmatrix} \lambda_1 & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_n \end{pmatrix} P' \triangleq P \Lambda P'$$

(v) 对任意正整数 s , 有

$$A^s = P \begin{pmatrix} \lambda_1^s & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_n^s \end{pmatrix} P' \triangleq P \Lambda^s P'$$

从而 $\text{tr}(A^s) = \sum_{i=1}^n \lambda_i^s$;

(vi) A 是非奇异的当且仅当 $\lambda_i \neq 0$ ($\forall i$), 且矩阵 A^{-1} 的特征值为 λ_i^{-1} , $i = 1, 2, \dots, n$;

(vii) 矩阵 $I_n + cA$ 的特征值为 $1 + c\lambda_i$, $i = 1, 2, \dots, n$;

(viii) 半正定矩阵的特征值均非负, 从而半正定矩阵的迹非负。

证明

(iii) 由代数学基本定理, 知矩阵 A 的特征多项式在复数域中有且仅有 n 个根。又由 (i) 得 A 的复特征值均为实数, 故矩阵 A 有 n 个实特征值。下面, 借用 (iv) 的结论, 矩阵 A 可相似对角化, 则 A 各个特征值的几何重数等于代数重数, 所以 A 有 n 个线性无关的特征向量, 从而 n 个特征向量可正交化。

(iv) 对实对称矩阵 A 的阶数 n 作数学归纳法。

$n = 1$ 时, A 本身即为对角阵, 再取 P 为一阶单位阵, 结论成立。

假设任一 $n - 1$ 阶实对称矩阵都能正交相似于一对角阵, 下面来看 n 阶的情形。

设 λ_1 为 A 的一个特征值, η_1 为对应的单位特征向量, 则 η_1 可扩成一个标准正交基 η_1, \dots, η_n , 并记矩阵 $T = (\eta_1, \dots, \eta_n)$ 。从而

$$AT = T \begin{pmatrix} \lambda & \alpha \\ 0 & B \end{pmatrix}$$

又因为

$$\begin{pmatrix} \lambda & \alpha \\ 0 & B \end{pmatrix}' = (T'AT)' = T'AT = \begin{pmatrix} \lambda & \alpha \\ 0 & B \end{pmatrix}$$

所以 $\alpha = 0$ ，矩阵 B 为实对称矩阵。由归纳假设，存在 $n-1$ 阶正交阵 Q ，使得 $B = Q'\Lambda_1Q$ ，其中 Λ_1 为对角阵。令 $Q_1 = \text{diag}(1, Q)$ ，就有

$$T'AT = Q' \begin{pmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & \Lambda_1 \end{pmatrix} Q$$

再取 $P = Q_1T'$ ，即可证得 n 阶实对称矩阵亦正交相似于一对角矩阵。

根据数学归纳法，结论成立。

(v) 注意到 $PP' = I$ ，从而 $A^s = (P\Lambda P')^s = P\Lambda^s P' = P\Lambda^s P'$ 。又因为相似矩阵有相同的迹，故 $\text{tr}(A^s) = \text{tr}(\Lambda^s) = \sum_{i=1}^n \lambda_i^s$ 。

(vi) 矩阵 A 非奇异 \Leftrightarrow 矩阵 Λ 非奇异 $\Leftrightarrow \lambda_i \neq 0 (\forall i)$ 。

又 $A^{-1} = (P\Lambda P')^{-1} = P\Lambda^{-1}P'$ 及相似矩阵有相同的特征值，得矩阵 A^{-1} 的特征值为 λ_i^{-1} ， $i = 1, 2, \dots, n$ 。

(vii) 注意到 $I_n + cA = PP' + P(c\Lambda)P' = P(I_n + c\Lambda)P'$ ，与 (vi) 类似即可得证。

(viii) 任取非零向量 x ，记向量 $y = Px$ ，则由 P 满秩知 y 亦为非零向量。从而

$$x'\Lambda x = x'P'APx = y'Ay \geq 0$$

将 x 取遍标准单位向量即可证得结论。

2. 设 A 为实对称矩阵，用拉格朗日乘数法证明：

$$\max_{x'x \neq 0} \frac{x'Ax}{x'x} = \lambda_{\max}(A) \quad \text{及} \quad \min_{x'x \neq 0} \frac{x'Ax}{x'x} = \lambda_{\min}(A)$$

证明

不失一般性，考虑 x 为单位向量的情形即可。取单位向量 $e = (x_1, \dots, x_n)'$ ，则 e 的取值范围为单位球面（从而是有界闭集）。易见 $e'Ae$ 为 e 的连续函数，而连续函数在有界闭集上必取得最大、最小值，从而结论中的最值运算是有意义的。

由 A 实对称，知存在正交阵 P 与对角阵 Λ ，使得 $A = P'\Lambda P$ 。从而

$$e'Ae = e'P'\Lambda Pe \triangleq y'\Lambda y$$

由于正交变换保持距离且为可逆变换，所以向量 y 仍为单位向量且取值范围为单位球面。

记 $y = (y_1, \dots, y_n)'$ ， $\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ ，则

$$y' \Lambda y = \lambda_1 y_1^2 + \dots + \lambda_n y_n^2$$

令 $f(y) = \lambda_1 y_1^2 + \dots + \lambda_n y_n^2$ ，于是问题转化为求解

$$\begin{aligned} \max_y f(y) \quad & \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^n y_i^2 = 1 \\ \min_y f(y) \quad & \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^n y_i^2 = 1 \end{aligned}$$

应用拉格朗日乘数法，构造拉格朗日函数

$$L(y, \mu) = \lambda_1 y_1^2 + \dots + \lambda_n y_n^2 - \mu(y_1^2 + \dots + y_n^2 - 1)$$

上式两端对各分量求一阶偏导，得

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial y_i} &= 2\lambda_i y_i - 2\mu y_i = 0 \quad i = 1, 2, \dots, n \\ \frac{\partial L}{\partial \mu} &= y_1^2 + \dots + y_n^2 - 1 = 0 \end{aligned}$$

解得 $\mu = \lambda_i, y = \epsilon_i, f(\epsilon_i) = \lambda_i$ ，其中 ϵ_i 为第 i 个分量为 1，其余分量为 0 的单位向量。由此，遍历 A 的特征值，知结论成立。

3. 设向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$ ，证明：

(1) 对任意 n 维向量 a ，有

$$\frac{\partial \beta' a}{\partial \beta} = a$$

对任意 n 列矩阵 A ，有

$$\frac{\partial A\beta}{\partial \beta'} = A$$

(2) 若 A 为对称矩阵，则

$$\frac{\partial \beta' A \beta}{\partial \beta} = 2A\beta$$

证明

(1) 设 $a = (a_1, a_2, \dots, a_n)'$, 则 $\beta' a = a_1 \beta_1 + a_2 \beta_2 + \dots + a_n \beta_n$ 。于是

$$\frac{\partial \beta' a}{\partial \beta} = \left(\frac{\partial}{\partial \beta_1}, \frac{\partial}{\partial \beta_2}, \dots, \frac{\partial}{\partial \beta_n} \right)' (a_1 \beta_1 + a_2 \beta_2 + \dots + a_n \beta_n) = (a_1, a_2, \dots, a_n)' = a$$

又设 $A = (b_{ij})_n$, 则

$$\begin{aligned} \frac{\partial A\beta}{\partial \beta'} &= \frac{\partial}{\partial \beta'} \begin{pmatrix} b_{11}\beta_1 + \dots + b_{1n}\beta_n \\ b_{21}\beta_1 + \dots + b_{2n}\beta_n \\ \vdots \\ b_{n1}\beta_1 + \dots + b_{nn}\beta_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{\partial}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial}{\partial \beta_2} \\ \vdots \\ \frac{\partial}{\partial \beta_n} \end{pmatrix} (b_{11}\beta_1 + \dots + b_{1n}\beta_n, \dots, b_{n1}\beta_1 + \dots + b_{nn}\beta_n) \\ &= A \end{aligned}$$

(2) 对任意的 n 阶方阵 $A = (b_{ij})_n$, 有

$$\begin{aligned} \frac{\partial \beta' A \beta}{\partial \beta} &= \frac{\partial}{\partial \beta} \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} \beta_i \beta_j \right) \\ &= \left(\frac{\partial}{\partial \beta_1}, \frac{\partial}{\partial \beta_2}, \dots, \frac{\partial}{\partial \beta_n} \right)' \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} \beta_i \beta_j \right) \\ &= (A + A')\beta \end{aligned}$$

特别地, 当 A 为对称矩阵时, 有

$$\frac{\partial \beta' A \beta}{\partial \beta} = 2A\beta$$

4. 设四分块矩阵

$$\begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}$$

满足 A 与 $D - CA^{-1}B$ 均可逆。给出上述四分块矩阵的逆矩阵。

解

记矩阵 $M = D - CA^{-1}B$ ，则

$$\begin{pmatrix} A^{-1} & \\ & M^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & -M^{-1}B \\ & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & \\ -A^{-1}C & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} = I$$

从而

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{-1} &= \begin{pmatrix} A^{-1} & \\ & M^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & -M^{-1}B \\ & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & \\ -A^{-1}C & I \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} A^{-1} + A^{-1}M^{-1}BA^{-1}C & -A^{-1}M^{-1}B \\ -M^{-1}A^{-1}C & M^{-1} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

5.(1) 举例说明矩阵 A 的广义逆 A^- 不唯一；

(2) 给出计算矩阵 A 广义逆 A^- 的一般公式。

解

(1) 先回顾矩阵广义逆的定义。

设 A 是一个 $s \times n$ 矩阵，矩阵方程 $AXA = A$ 的通解称为 A 的广义逆矩阵，简称为 A 的广义逆，记作 A^- 。

广义逆矩阵可以不唯一。事实上，对任意非单位阵的幂等阵 A ，有

$$AAA = A$$

$$AIA = A$$

成立。从而 A 的广义逆可以是 A 和 I ，不唯一。

(2) 记矩阵 A 的秩为 r ，对 A 作满秩分解

$$A = P \begin{pmatrix} I_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} Q$$

则矩阵 A 的广义逆的一般形式为

$$A^- = Q^{-1} \begin{pmatrix} I_r & B \\ C & D \end{pmatrix} P^{-1}$$

其中 B, C, D 分别是任意 $r \times (s-r), (n-r) \times r, (n-r) \times (s-r)$ 阶矩阵。证明请参阅丘维声著《高等代数》第一版上册 251-252 页。

6. 对任意 $n \times p$ 阶矩阵 X ，证明：

- (1) 无论 $(X'X)^-$ 如何变化， $X(X'X)^-X'$ 保持不变；
- (2) $X(X'X)^-X'$ 是一个从 \mathbb{R}^n 到 $\mathcal{M}(X)$ 的投影矩阵。

证明

- (1) 记矩阵 X 的秩为 r 。由线性代数的知识，知将 X 作一系列初等列变换，可得到一个列阶梯矩阵，即

$$X = AQ$$

其中矩阵 A 为列阶梯矩阵（前 r 列为标准单位向量，后 $p - r$ 列为 0）， Q 为可逆矩阵。再适当交换矩阵 A 的行，得

$$PA = \begin{pmatrix} I_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \triangleq \Lambda$$

其中， P 为若干行交换矩阵相乘得到的矩阵（因而是正交阵）。于是，我们得到了矩阵 X 的一个满秩分解 $X = P'\Lambda Q$ 。从而 $X'X = Q'\Lambda Q$ 。由第一章习题一 5(2) 的结论， $(X'X)^-$ 的一般形式为

$$(X'X)^- = Q^{-1} \begin{pmatrix} I_r & B \\ C & D \end{pmatrix} (Q')^{-1}$$

其中 B, C, D 分别是任意 $r \times (p - r), (n - r) \times r, (n - r) \times (p - r)$ 阶矩阵。故

$$X(X'X)^-X' = P'\Lambda P$$

而与 B, C, D 无关，即 $X(X'X)^-X'$ 与 $(X'X)^-$ 的选取无关。

- (2) 由 (1) 知 $X(X'X)^-X' = P'\Lambda P$ ，容易验证 $X(X'X)^-X'$ 是一个对称幂等阵，且对 $\forall \alpha \in \mathbb{R}^n$ ， $X(X'X)^-X'\alpha = X((X'X)^-X'\alpha) \in \mathcal{M}(X)$ ，从而结论成立。

7. 令矩阵 $\Sigma = (1 - \rho)I_n + \rho 1_n 1'_n$ ，其中 1_n 为元素全为 1 的 n 维向量。求 Σ 的特征值和对应的特征向量。又问 ρ 取何值时 Σ （半）正定？

解

由第一章习题一 1(vii) 的结论，只需考察矩阵 $1_n 1'_n$ 的特征值与特征向量即可。因为 $1_n 1'_n$ 的秩为 1 且易见行和 n 为其特征值，所以矩阵 $1_n 1'_n$ 的特征值为 n （1 重）和 0（ $n - 1$ 重）。同时容易求出对应的特征值为 1_n 和 $\epsilon_1 - \epsilon_j$ ， $j = 2, \dots, n$ 。从而矩阵 Σ 的特征值为 $1 + (n - 1)\rho$ （1 重）和 $1 - \rho$ （ $n - 1$ 重），所对应的特征向量即为上述特征向量。

由于 Σ 是对称矩阵, 所以判断 Σ 是否 (半) 正定只需考察其特征值。于是容易得出, $\rho = -1/(n-1)$ 或 $\rho = 1$ 时, Σ 严格半正定; $-1/(n-1) < \rho < 1$ 时, Σ 正定。

8. 在 p 维向量空间 \mathbb{R}^p 中, 超平面是由线性方程组 $H_{(A,b)} = \{x \mid Ax = b\}$ 所定义的点集。

(i) 取定点 $x_0 \in H_{(A,b)}$, 证明: $H_{(A,b)} = \{x \mid (x - x_0) \perp \mathcal{M}(A')\}$;

(ii) 若矩阵 A 行满秩, 对 $\forall x \in \mathbb{R}^p$, 计算欧氏距离 $d(x, H_{(A,b)})$ 。

解

不妨设 A 为 $m \times p$ 阶矩阵。

(i) 记集合 $S_1 = \{x \mid Ax = b\}$, $S_2 = \{x \mid (x - x_0) \perp \mathcal{M}(A')\}$ 。要证明 S_1 与 S_2 相互包含。一方面, 任取 $x \in S_1$, 有 $Ax = b$ 。对 $\forall \alpha \in \mathcal{M}(A')$, 存在向量 $\beta \in \mathbb{R}^m$, 使得 $\alpha = A'\beta$ 。从而

$$\begin{aligned} (\alpha, x - x_0) &= \beta' A(x - x_0) \\ &= \beta'(b - b) = 0 \end{aligned}$$

即 $(x - x_0) \perp \alpha$ ($\forall \alpha \in \mathcal{M}(A')$)。所以 $x \in S_2$, $S_1 \subset S_2$ 。

另一方面, 任取 $y \in S_2$, 有 $(y - x_0) \perp \mathcal{M}(A')$ 。取 \mathbb{R}^m 中一个基 $\gamma_1, \dots, \gamma_m$, 令矩阵 $T = (\gamma_1, \dots, \gamma_m)$, 则 T 为 m 阶可逆矩阵。由于

$$\begin{aligned} 0 &= (A'\gamma_1, y - x_0) = \gamma_1'(Ay - b) \\ 0 &= (A'\gamma_2, y - x_0) = \gamma_2'(Ay - b) \\ &\dots \\ 0 &= (A'\gamma_m, y - x_0) = \gamma_m'(Ay - b) \end{aligned}$$

从而 $T'(Ay - b) = 0$, $Ay - b = 0$, 故 $y \in S_1$, $S_2 \subset S_1$ 。

综上, S_1 与 S_2 相互包含, 结论成立。事实上, $H_{(A,b)}$ 为 \mathbb{R}^p 上的线性流形, $H_{(A,b)} - x_0$ 为 \mathbb{R}^p 的线性子空间。从 $H_{(A,b)} - x_0$ 的定义上可以看出 $H_{(A,b)} - x_0$ 是 $\mathcal{M}(A')$ 的正交补空间, 于是 $H_{(A,b)} = \{x \mid (x - x_0) \perp \mathcal{M}(A')\}$ 。

(ii) 由于矩阵 A 行满秩, 所以方程组 $Ax = b$ 必有解, 从而 $H_{(A,b)}$ 不为空集。记方程组 $Ax = 0$ 的一个基解矩阵为 U , 则 $d(x, H_{(A,b)})$ 即为向量 $x - x_0$ 到 $\mathcal{M}(U)$ 的距离。若记 y^* 为关于 y 的方程组 $U'Uy = U'(x - x_0)$ 的解, 则 $d(x, H_{(A,b)}) = \|x - x_0 - Uy^*\|_2$ 。

9. 设矩阵 A 非奇异, 矩阵 D 为一方阵, 证明:

$$\begin{vmatrix} A & B \\ C & D \end{vmatrix} = |A| |D - CA^{-1}B|$$

证明

由初等变换, 易见

$$\begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I & -A^{-1}B \\ 0 & I \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & 0 \\ C & D - CA^{-1}B \end{pmatrix}$$

从而结论成立。

10. 设矩阵 A, B 均为半正定矩阵且 $A \leq B$ 。

(i) 证明: $AB^{-}A \leq A$;

(ii) $AB^{-}A$ 依赖于广义逆的选择吗?

解

(i) 事实上, B^{-} 不一定是对称矩阵, 从而无法保证 $AB^{-}A$ 是对称矩阵, 偏序关系无从谈起。

(ii)

11. 举例说明: 存在这样的矩阵 Σ , Σ 非半正定, 但可以找到正交阵 $(P \ Q)$, 使得 $P'\Sigma P = \Lambda_r, Q'\Sigma Q = 0$ 。

解

令

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \quad P = \begin{pmatrix} \frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{\sqrt{2}}{2} \end{pmatrix} \quad Q = \begin{pmatrix} -\frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{\sqrt{2}}{2} \end{pmatrix}$$

容易验证, 矩阵 Σ 的特征值为 0 和 1, $(P \ Q)$ 为正交阵且 $P'\Sigma P = 1, Q'\Sigma Q = 0$ 。

12. 设矩阵 A, B 均为半正定矩阵, 且 $A \leq B$ 。证明:

(i) $\text{tr}(A) \leq \text{tr}(B)$;

(ii) 矩阵 A 的最大特征值不大于矩阵 B 的最大特征值;

- (iii) 矩阵 A 的最小特征值不大于矩阵 B 的最大特征值;
 (iv) $|A| \leq |B|$;
 (v) $\mathcal{M}(A) \subset \mathcal{M}(B)$;
 (vi) 设 P_A, P_B 分别是 A, B 的正交投影矩阵, 则 $P_A \leq P_B$ 。

证明

设矩阵 A, B 的阶数为 m 。

- (i) 由 $A \leq B$ 知 $\forall x \in \mathbb{R}^m$, 有 $x'Ax \leq x'Bx$ 。从而将 x 取遍 $\epsilon_i, i = 1, 2, \dots, m$, 就得到 A 对角线元素的值均不大于 B 对角线元素的值。因此 $\text{tr}(A) \leq \text{tr}(B)$ 。

- (ii) 易见

$$\lambda_{\max}(A) = \max_{x'x \neq 0} \frac{x'Ax}{x'x} \leq \max_{x'x \neq 0} \frac{x'Bx}{x'x} = \lambda_{\max}(B)$$

- (iii) 同样地, 有

$$\lambda_{\min}(A) = \min_{x'x \neq 0} \frac{x'Ax}{x'x} \leq \min_{x'x \neq 0} \frac{x'Bx}{x'x} = \lambda_{\min}(B)$$

- (iv) 不妨设矩阵 A, B 均正定。由 $A \leq B$ 知 $\forall x \in \mathbb{R}^m$ 且 $x \neq 0$, 有 $0 < x'Ax \leq x'Bx$ 。从而

$$\begin{aligned} 1 &\geq \frac{x'Ax}{x'Bx} \\ &= \frac{y'B^{-\frac{1}{2}}AB^{-\frac{1}{2}}y}{y'y} \quad (y = B^{\frac{1}{2}}x) \end{aligned}$$

因此 $\lambda_{\max}(B^{-\frac{1}{2}}AB^{-\frac{1}{2}}) \leq 1$ 。又易见矩阵 $B^{-\frac{1}{2}}AB^{-\frac{1}{2}}$ 为正定矩阵, 从而其特征值介于 0 和 1 之间 (不包含 0)。因此 $|B^{-\frac{1}{2}}AB^{-\frac{1}{2}}| \leq 1$, 即 $|A| \leq |B|$ 。

- (v) 对 $x \in \mathcal{M}(B)^\perp$, 有

$$\begin{aligned} Bx = 0 &\Rightarrow x'Bx = 0 \\ &\Rightarrow x'Ax \leq x'Bx = 0 \\ &\Rightarrow x'Ax = 0 \\ &\Rightarrow (A^{\frac{1}{2}}x)'(A^{\frac{1}{2}}x) = 0 \\ &\Rightarrow (A^{\frac{1}{2}}x) = 0 \\ &\Rightarrow Ax = 0 \\ &\Rightarrow \mathcal{M}(B)^\perp \subset \mathcal{M}(A)^\perp \end{aligned}$$

从而 $\mathcal{M}(A) \subset \mathcal{M}(B)$ 。

(vi) 对 $\forall \xi \in \mathbb{R}^m$, 存在 $\xi_1 \in \mathcal{M}(A)$ 和 $\xi_2 \in \mathcal{M}(A)^\perp$ 使得 $\xi = \xi_1 + \xi_2$ 。从而

$$\xi' P_A \xi = \xi' P_A P_A \xi = (P_A \xi)' (P_A \xi) = \xi_1' \xi_1$$

于是

$$\begin{aligned} \xi' P_B \xi &= \xi_1' P_B \xi_1 + \xi_1' P_B \xi_2 + \xi_2' P_B \xi_1 + \xi_2' P_B \xi_2 \\ &= (P_B \xi)' (P_B \xi) + (P_B \xi_1)' \xi_2 + \xi_2' (P_B \xi_1) + \xi_2' P_B \xi_2 \\ &= \xi_1' \xi_1 + \xi_1 \xi_2 + \xi_2' \xi_1 + \xi_2' P_B \xi_2 \\ &= \xi_1' \xi_1 + \xi_2' P_B \xi_2 \\ &\geq \xi_1' \xi_1 = \xi' P_A \xi \end{aligned}$$

从而 $P_A \leq P_B$ 。

13. 设矩阵 A, B 均为半正定矩阵, 且 $\mathcal{M}(A) \subset \mathcal{M}(B)$ 。举例说明 $A \leq B$ 未必成立。

解

令 $A = \text{diag}(1, 3, 0, 0)$, $B = \text{diag}(1, 1, 1, 0)$, 则易见 A 每一列都可由 B 线性表出, 从而 $\mathcal{M}(A) \subset \mathcal{M}(B)$ 。取向量 $x = (0, 1, 0, 0)'$, 则 $x' A x > x' B x$, 即 $A \leq B$ 不成立。

1.2 习题二

1. 设随机变量 X_1, X_2, X_3 有相同的均值 μ ，协方差矩阵为

$$\text{Var}(\mathbf{X}) = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \frac{1}{4} \\ 0 & \frac{1}{4} & 1 \end{pmatrix}$$

求 $E(X_1^2 + 2X_1X_2 - 4X_2X_3 + X_3^2)$ 。

解

由题设，得

$$\begin{aligned} & E(X_1^2 + 2X_1X_2 - 4X_2X_3 + X_3^2) \\ &= \text{Var}(X_1) + E^2(X_1) + 2\text{Cov}(X_1, X_2) + 2E(X_1)E(X_2) \\ &\quad - 4\text{Cov}(X_2, X_3) - 4E(X_2)E(X_3) + \text{Var}(X_3) + E^2(X_3) \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

2. 令 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)'$ 且

$$\text{Var}(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} 5 & 2 & 3 \\ 2 & 3 & 0 \\ 3 & 0 & 3 \end{pmatrix}$$

(a) 求 $X_1 - 2X_2 + X_3$ 的方差；

(b) 求随机向量 $Y = (Y_1, Y_2)'$ 的协方差阵，其中 $Y_1 = X_1 + X_2$, $Y_2 = X_1 + X_2 + X_3$ 。

解

(a) 由题设，得

$$\begin{aligned} & \text{Var}(X_1 - 2X_2 + X_3) \\ &= \text{Var}(X_1) + 4\text{Var}(X_2) + \text{Var}(X_3) \\ &\quad - 4\text{Cov}(X_1, X_2) + 2\text{Cov}(X_1, X_3) - 4\text{Cov}(X_2, X_3) \\ &= 18 \end{aligned}$$

(b) 易见

$$\text{Var}(X_1 + X_2) = 12$$

$$\text{Var}(X_1 + X_2 + X_3) = 21$$

$$\text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 + X_2 + X_3) = \text{Var}(X_1 + X_2) + \text{Cov}(X_1 + X_2, X_3) = 15$$

从而

$$\begin{aligned}\text{Cov}(Y) &= \begin{pmatrix} \text{Var}(X_1 + X_2) & \text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 + X_2 + X_3) \\ \text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 + X_2 + X_3) & \text{Var}(X_1 + X_2 + X_3) \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 12 & 15 \\ 15 & 21 \end{pmatrix}\end{aligned}$$

3. 设 X, Y 均为随机向量, 根据重期望公式

$$E(U) = E(E(U | V))$$

证明

$$\text{Var}(X) = E(\text{Var}(X | Y)) + \text{Var}(E(X | Y))$$

你能说出上式在概率统计中的解释吗?

证明

由

$$\text{Var}(X | Y) = E(X^2 | Y) - E^2(X | Y)$$

得

$$E(\text{Var}(X | Y)) = E(X^2) - E(E^2(X | Y))$$

又

$$\begin{aligned}\text{Var}(E(X | Y)) &= E(E^2(X | Y)) - E^2(E(X | Y)) \\ &= E(E^2(X | Y)) - E^2(X)\end{aligned}$$

综上, 知结论成立。形象地来看, $\text{Var}(X | Y)$ 可分解为剖面上波动的均值加上剖面上均值的波动。

4. 设 \mathbf{X}, \mathbf{Y} 是两个随机变量, A 为一纯量矩阵, 证明

$$E(\mathbf{X}'A\mathbf{Y}) = \text{tr}(A\text{Cov}(\mathbf{Y}, \mathbf{X})) + E(\mathbf{X})'AE(\mathbf{Y})$$

证明

由

$$\begin{aligned}
 E(\mathbf{X}'A\mathbf{Y}) &= E[\text{tr}(\mathbf{X}'A\mathbf{Y})] = E[\text{tr}(A\mathbf{Y}\mathbf{X}')] \\
 &= \text{tr}[E(A\mathbf{Y}\mathbf{X}')] \\
 &= \text{tr}[AE(\mathbf{Y}\mathbf{X}')] \\
 &= \text{tr}[A(\text{Cov}(\mathbf{Y}, \mathbf{X}) + E(\mathbf{Y})E(\mathbf{X}'))] \\
 &= \text{tr}[ACov(\mathbf{Y}, \mathbf{X})] + \text{tr}[AE(\mathbf{Y})E(\mathbf{X}')] \\
 &= \text{tr}[ACov(\mathbf{Y}, \mathbf{X})] + \text{tr}[E(\mathbf{X}')AE(\mathbf{Y})] \\
 &= \text{tr}(ACov(\mathbf{Y}, \mathbf{X})) + E(\mathbf{X}')AE(\mathbf{Y})
 \end{aligned}$$

知结论成立。

5. 设随机向量 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$ 。令

$$\begin{aligned}
 Y_1 &= X_1 \\
 Y_i &= X_i - X_{i-1} \quad i = 2, 3, \dots, n
 \end{aligned}$$

若诸 Y_i 相互独立, 求 $\text{Var}(\mathbf{X})$ 。

解

设 $\text{Cov}(X_i, X_j) = \sigma_{ij}$ 。由题设, 得

$$\begin{aligned}
 0 &= \text{Cov}(X_1, X_2 - X_1) = \sigma_{12} - \sigma_{11} \\
 0 &= \text{Cov}(X_1, X_3 - X_2) = \sigma_{13} - \sigma_{12} \\
 &\dots \\
 0 &= \text{Cov}(X_1, X_n - X_{n-1}) = \sigma_{1n} - \sigma_{1(n-1)}
 \end{aligned}$$

于是

$$\sigma_{11} = \sigma_{12} = \dots = \sigma_{1n}$$

接下来, 由

$$\begin{aligned}
 0 &= \text{Cov}(X_2 - X_1, X_3 - X_2) = \sigma_{23} - \sigma_{22} - \sigma_{13} + \sigma_{12} = \sigma_{23} - \sigma_{22} \\
 0 &= \text{Cov}(X_2 - X_1, X_4 - X_3) = \sigma_{24} - \sigma_{23} - \sigma_{14} + \sigma_{13} = \sigma_{24} - \sigma_{23} \\
 &\dots \\
 0 &= \text{Cov}(X_2 - X_1, X_n - X_{n-1}) = \sigma_{2n} - \sigma_{2(n-1)} - \sigma_{1n} + \sigma_{1(n-1)} = \sigma_{2n} - \sigma_{2(n-1)}
 \end{aligned}$$

得

$$\sigma_{22} = \sigma_{23} = \dots = \sigma_{2n}$$

由此推知

$$\sigma_{ii} = \sigma_{ij} \quad i = 1, \dots, n, \quad j = i, \dots, n$$

因此

$$\text{Var}(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{11} & \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{11} \\ \sigma_{11} & \sigma_{22} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{22} \\ \sigma_{11} & \sigma_{22} & \sigma_{33} & \cdots & \sigma_{33} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{11} & \sigma_{22} & \sigma_{33} & \cdots & \sigma_{nn} \end{pmatrix}$$

6. 设随机变量序列 $X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$ 。定义

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad Q = \frac{1}{2(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$$

(1) 证明 $\text{Var}(S^2) = 2\sigma^4/(n-1)$;

(2) 证明 Q 是 σ^2 的无偏估计;

(3) 求 $\text{Var}(Q)$, 并由此说明 $n \rightarrow \infty$ 时, Q 的功效是 S^2 的 $2/3$ 。

证明

(1) 易见

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

从而

$$\text{Var}\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = 2(n-1)$$

故 $\text{Var}(S^2) = 2\sigma^4/(n-1)$ 。

(2) 由 $X_{i+1} - X_i \sim N(0, 2\sigma^2)$, 从而

$$E(Q) = \frac{1}{2(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} E(X_{i+1} - X_i)^2 = \sigma^2$$

即 Q 是 σ^2 的无偏估计。

(3) 不失一般性, 令 $\mu = 0$, 则

$$\begin{aligned}
 & \text{Var} \left(\frac{1}{2(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2 \right) \\
 &= \frac{1}{4(n-1)^2} \text{Var} \left(X_1^2 + 2X_2^2 + \cdots + 2X_{n-1}^2 + X_n^2 - 2X_1X_2 - \cdots - 2X_{n-1}X_n \right) \\
 &= \frac{1}{4(n-1)^2} \left(\text{Var}(X_1^2) + 4 \sum_{i=2}^{n-1} \text{Var}(X_i^2) + \text{Var}(X_n^2) - 4\text{Cov}(X_1^2, X_1X_2) \right. \\
 &\quad \left. - 8 \sum_{i=2}^{n-1} \text{Cov}(X_i^2, X_{i-1}X_i) - 8 \sum_{i=2}^n \text{Cov}(X_i^2, X_iX_{i+1}) - 4\text{Cov}(X_n^2, X_{n-1}X_n) \right)
 \end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(X_i^2) &= E(X_i^4) - E^2(X_i^2) = 3\sigma^4 - \sigma^4 = 2\sigma^4 \\
 \text{Cov}(X_i^2, X_{i-1}X_i) &= E(X_i^3X_{i-1}) - E(X_i^2)E(X_iX_{i-1}) = 0 \\
 \text{Cov}(X_i^2, X_iX_{i+1}) &= E(X_i^3X_{i+1}) - E(X_i^2)E(X_iX_{i+1}) = 0
 \end{aligned}$$

因此

$$\text{Var}(Q) = \frac{3\sigma^4}{n-1}$$

故

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\text{Var}(Q)}{\text{Var}(S^2)} = \frac{3}{2}$$

即 $n \rightarrow \infty$ 时, Q 的功效是 S^2 的 $2/3$ 。

7. 设随机变量序列 $X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(0, \sigma^2)$ 。令 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$, A, B 为任意 n 阶对称矩阵。证明

$$\text{Cov}(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}, \mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}) = 2\sigma^4 \text{tr}(AB)$$

证明

易见

$$\begin{aligned}
 & \text{Cov}(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}, \mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}) \\
 &= E(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}) - E(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X})E(\mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}) \\
 &= 3\sigma^4 \sum_{i=1}^n a_{ii}b_{ii} + \sigma^4 \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} a_{ii}b_{jj} + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} a_{ij}b_{ij} + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} a_{ij}b_{ji} \right) \\
 &\quad - \sigma^4 \text{tr}(A)\text{tr}(B) \\
 &= 2\sigma^4 \sum_{i=1}^n a_{ii}b_{ii} + \sigma^4 \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} a_{ij}b_{ij} + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} a_{ij}b_{ji} \right) \\
 &= 2\sigma^4 \text{tr}(AB)
 \end{aligned}$$

8. 设随机向量 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$ 的各分量有相同的均值 μ 和方差 σ^2 ，且两两之间的相关系数均为 ρ 。

(1) 求 ρ 的范围；

(2) 构造满足题设的 \mathbf{X} ；

(3) 记样本方差 $Q = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ，

(i) 求 $E(Q)$ ；

(ii) 若 $A = a \sum_{i=1}^n X_i^2 + b(\sum_{i=1}^n X_i)^2$ 是 σ^2 的无偏估计，求 a, b ，并由此说明，此时

$$A = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{(1 - \rho)(n - 1)}$$

证明

(1) 易见 $\text{Var}(\mathbf{X}) = \sigma^2((1 - \rho)\mathbf{I}_n + \rho\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n')$ 。从而，为使 $\text{Var}(\mathbf{X})$ 半正定，由第一章习题一 7 的结论，知

$$-\frac{1}{n-1} \leq \rho \leq 1$$

(2) 令 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)' \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ 即可，其中

$$\boldsymbol{\mu} = \mu\mathbf{1}_n$$

$$\Sigma = \sigma^2((1 - \rho)\mathbf{I}_n + \rho\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n')$$

(3)

(i) 易见

$$\begin{aligned} & E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) \\ &= \frac{1}{n} E\left(\mathbf{X}' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'\right) \mathbf{X}\right) \\ &= \frac{1}{n} \text{tr}\left(\left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'\right) \text{Cov}(\mathbf{X})\right) + E(\mathbf{X}') \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'\right) E(\mathbf{X}) \\ &= \sigma^2 \text{tr}\left(\left(1 - \rho\right)\mathbf{I}_n - \frac{1 - \rho}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'\right) + \mu^2 \mathbf{1}_n' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'\right) \mathbf{1}_n \\ &= \sigma^2(1 - \rho) \frac{n-1}{n} \end{aligned}$$

(ii) 由

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= E\left(a \sum_{i=1}^n X_i^2 + b \left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^2\right) \\ &= an(\sigma^2 + \mu^2) + b[n(\sigma^2 + \mu^2) + n(n-1)(\rho\sigma^2 + \mu^2)] \end{aligned}$$

解得

$$a = \frac{1}{(n-1)(1-\rho)}$$

$$b = -\frac{1}{n(n-1)(1-\rho)}$$

因此

$$\begin{aligned} A &= \frac{1}{(n-1)(1-\rho)} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{n(n-1)(1-\rho)} \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \\ &= \frac{1}{(n-1)(1-\rho)} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{(1-\rho)(n-1)} \end{aligned}$$

9. 设随机变量序列 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 的各分量有相同的均值 μ 和方差 σ^2 , 且两两之间的相关系数均为 ρ 。

(1) 求 ρ 的范围;

(2) 构造满足题设的序列且 ρ 不能为 0。

解

(1) 任取 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 的有限子集 $X_{n_1}, X_{n_2}, \dots, X_{n_r}$, 其协方差矩阵为 $\sigma^2((1-\rho)\mathbf{I}_r + \rho\mathbf{1}_r\mathbf{1}_r')$ 。与第一章习题二 8(1) 类似, ρ 需满足

$$-\frac{1}{r-1} \leq \rho \leq 1 \quad \forall r \geq 2$$

因此 $0 \leq \rho \leq 1$ 。

(2) 令随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $X_i = X (\forall i)$ 。则易见此序列满足题设且 $\rho = 1$ 。

1.3 习题三

1. 证明:

(1) 设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 则 $M_X(t) = e^{\frac{t^2}{2}}$;(2) 设随机变量 $X \sim \chi^2(r)$, 则 $M_X(t) = (1 - 2t)^{-\frac{r}{2}} \quad t \in [0, \frac{1}{2})$ 。

证明

(1) 已知 X 的特征函数为 $\varphi(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$, 故

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = E(e^{i\frac{t}{i}X}) = \varphi\left(\frac{t}{i}\right) = e^{\frac{t^2}{2}}$$

(2) 易见

$$\begin{aligned} E(e^{tX}) &= \int_0^\infty e^{tx} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{r}{2}}}{\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-\frac{1}{2}x} dx \\ &= \int_0^\infty \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{r}{2}}}{\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-(\frac{1}{2}-t)x} dx \\ &= \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{r}{2}}}{\left(\frac{1}{2}-t\right)^{\frac{r}{2}}} \\ &= (1-2t)^{-\frac{r}{2}} \quad t < \frac{1}{2} \end{aligned}$$

2. 求二项分布、多维正态分布、指数分布、几何分布与泊松分布的矩母函数。

解

(i) 二项分布 $b(n, p)$:

$$\begin{aligned} M(t) &= \sum_{k=0}^n e^{tk} C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n C_n^k (pe^t)^k (1-p)^{n-k} \\ &= (pe^t + 1 - p)^n \end{aligned}$$

(ii) 多维正态分布 $N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$:

$$M(\mathbf{t}) = \varphi\left(\frac{\mathbf{t}}{i}\right) = e^{\mathbf{t}'\boldsymbol{\mu} + \frac{1}{2}\mathbf{t}'\Sigma\mathbf{t}}$$

(iii) 指数分布 $Exp(\lambda)$:

$$\begin{aligned} M(t) &= \int_0^{\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-1} \quad t < \lambda \end{aligned}$$

(iv) 几何分布 $Ge(p)$:

$$M(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{tk} p(1-p)^k = \frac{p}{1 - (1-p)e^t} \quad t < -\ln(1-p)$$

(v) 泊松分布 $P(\lambda)$:

$$M(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{tk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda(1-e^t)}$$

3. 证明: $MX(t) \geq e^{\mu t}$ 。

证明

由指数函数的下凸性质及 Jensen 不等式, 得

$$M_X(t) = E(e^{tX}) \geq e^{E(tX)} = e^{\mu t}$$

4. 设随机变量 X 的矩母函数为 $M_X(t) = (1 + e^t)/2$ 。求 X 的方差。

解

易见

$$\text{Var}(X) = M_X''(0) - [M_X'(0)]^2 = \frac{1}{4}$$

5. 设实值随机变量 X 期望存在, 且存在常数 a, b , $a < 0 < b$, 使得 $a \leq X \leq b$ 几乎处处成立。证明: 对 $\forall \lambda \in \mathbb{R}$, 有

$$E(e^{\lambda X}) \leq e^{\lambda^2(b-a)^2/8}$$

证明

我们需要增加一个条件 $E(X) = 0$, 否则, 可举反例, 例如, 令 $X \sim U(a, b)$, $a = -0.1, b = 0.11, \lambda = 1$ 。增加条件后的证明请参见 https://en.wikipedia.org/wiki/Hoeffding%27s_lemma。

6. 设随机变量 X 的各阶矩非负, 证明:

$$M_X(t) \geq \frac{t^k E(X^k)}{k!}$$

证明

由 $E(X^k) \geq 0$, 得

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) \\ &= E\left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(tX)^k}{k!}\right) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k E(X^k)}{k!} \geq \frac{t^k E(X^k)}{k!} \end{aligned}$$

7. 设离散型随机变量 X, Y 均只取值 0 与 1, 记 $p_{ij} = P\{X = i, Y = j\}$ 。证明: X, Y 独立当且仅当 $\text{Cov}(X, Y) = 0$ 。

证明

记 $p_{i+} = P\{X = i\}, p_{+i} = P\{Y = i\}$ 。

一方面, X, Y 独立时, 有 $E(XY) = E(X)E(Y)$ 。从而

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$$

另一方面, $\text{Cov}(X, Y) = 0$ 时, 有 $p_{11} = p_{1+} \cdot p_{+1}$ 。因此

$$p_{01} = p_{+1} - p_{11} = (1 - p_{1+})p_{+1} = p_{0+}p_{+1}$$

$$p_{00} = p_{0+} - p_{01} = p_{0+}(1 - p_{+1}) = p_{0+}p_{+0}$$

$$p_{10} = p_{+0} - p_{00} = (1 - p_{0+})p_{+0} = p_{1+}p_{+0}$$

于是 X, Y 独立。

8. 设多维随机变量 (X, Y, Z) 的联合密度函数为

$$f(x, y, z) = \frac{1}{8}(1 + xyz) \quad -1 \leq x, y, z \leq 1$$

证明: (X, Y, Z) 两两独立但不相互独立。

证明

由于 $f(x, y, z)$ 不能分解为形如 $f_1(x), f_2(y), f_3(z)$ 的函数的乘积, 故 (X, Y, Z) 不相互独立。下面仅对 (X, Y) 相互独立作出说明, 其余类似。事实上, 易见 (X, Y) 的联合分布函数为

$$g(x, y) = 1/4 \quad -1 \leq x, y \leq 1$$

因此 (X, Y) 服从矩形域上的均匀分布, 从而相互独立。

2 第二章习题

1. 设随机向量

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \end{pmatrix} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$$

其中, $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2$ 是 \mathbf{Y} 的分量 (也是向量) 且

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_1 \\ \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

证明: $\mathbf{Y}_1 \perp \mathbf{Y}_2$ (即 $\text{Cov}(\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2) = 0$) 当且仅当 $\Sigma_{12} = 0$ 。

证明

易见

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2) &= \text{Cov}((I \ O)\mathbf{Y}, (O \ I)\mathbf{Y}) \\ &= (I \ O) \text{Cov}(\mathbf{Y}) \begin{pmatrix} O \\ I \end{pmatrix} \\ &= (I \ O) \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} O \\ I \end{pmatrix} \\ &= \Sigma_{12} \end{aligned}$$

因此 $\text{Cov}(\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2) = 0 \Leftrightarrow \Sigma_{12} = 0$, 结论成立。

2. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 其中

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ 2 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 1 \\ 1 & 3 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

求 $Z_1 = Y_1 + Y_2 + Y_3$ 与 $Z_2 = Y_1 - Y_2$ 的联合分布。

解

令矩阵

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix}$$

则 $(Z_1, Z_2)' = A\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}_1, \Sigma_1)$, 其中

$$\boldsymbol{\mu}_1 = A\boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} 5 \\ 1 \end{pmatrix} \quad \Sigma_1 = A\Sigma A' = \begin{pmatrix} 10 & 0 \\ 0 & 3 \end{pmatrix}$$

3. 设随机变量序列 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 证明

$$\bar{Y} \perp S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})$$

证明

记随机向量 $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$, 矩阵 $A = I_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'$ 。则

$$\begin{aligned}\bar{Y} &= \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \mathbf{Y} \\ S^2 &= \frac{1}{n-1} (\mathbf{A}\mathbf{Y})' (\mathbf{A}\mathbf{Y})\end{aligned}$$

考察 $(\bar{Y}, \mathbf{A}\mathbf{Y})'$ 的联合分布, 其协方差阵为

$$\begin{pmatrix} \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \\ A \end{pmatrix} \sigma^2 I_n \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' & A \end{pmatrix} = \sigma^2 \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' & 0 \\ 0 & A \end{pmatrix}$$

从而 \bar{Y} 与 $\mathbf{A}\mathbf{Y}$ 相互独立。于是, 作为 $\mathbf{A}\mathbf{Y}$ 的函数, S^2 与 \bar{Y} 相互独立, 协方差阵为 0。

4. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(0, I_n)$, $\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{Y}$, $\mathbf{U} = \mathbf{B}\mathbf{Y}$, $\mathbf{V} = \mathbf{C}\mathbf{Y}$ 。已知

$$\text{Cov}(\mathbf{X}, \mathbf{U}) = 0$$

$$\text{Cov}(\mathbf{X}, \mathbf{V}) = 0$$

证明 \mathbf{X} 与 $\mathbf{U} + \mathbf{V}$ 相互独立。

证明

由题设, 知 $\mathbf{A}\mathbf{B}' = \mathbf{A}\mathbf{C}' = 0$, 从而

$$\begin{pmatrix} \mathbf{X} \\ \mathbf{U} + \mathbf{V} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A \\ B + C \end{pmatrix} \mathbf{Y} \sim N(0, \Sigma)$$

其中

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \mathbf{A}\mathbf{A}' & \mathbf{A}(\mathbf{B} + \mathbf{C})' \\ (\mathbf{B} + \mathbf{C})\mathbf{A}' & (\mathbf{B} + \mathbf{C})(\mathbf{B} + \mathbf{C})' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{A}\mathbf{A}' & 0 \\ 0 & (\mathbf{B} + \mathbf{C})(\mathbf{B} + \mathbf{C})' \end{pmatrix}$$

于是结论成立。

5. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 其中

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho & 0 \\ \rho & 1 & \rho \\ 0 & \rho & 1 \end{pmatrix}$$

已知随机变量 $Y_1 + Y_2 + Y_3$ 与 $Y_1 - Y_2 - Y_3$ 相互独立, 求 ρ 的值。

解

首先, 为使 Σ 半正定, 需满足

$$1 - \rho^2 \leq 0$$

$$1 - 2\rho^2 \leq 0$$

解出

$$|\rho| \leq \frac{\sqrt{2}}{2}$$

其次, 易见 $Y_1 + Y_2 + Y_3$ 与 $Y_1 - Y_2 - Y_3$ 联合分布的协方差阵为

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{pmatrix} 4\rho + 3 & -2\rho - 1 \\ -2\rho - 1 & 3 \end{pmatrix}$$

从而, 为使 $Y_1 + Y_2 + Y_3$ 与 $Y_1 - Y_2 - Y_3$ 相互独立, $\rho = -1/2$, 满足题意。

6. 设随机变量序列 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 证明 \bar{Y} 与 $\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i+1})^2$ 相互独立。

证明

记随机向量 $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$, 矩阵

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

则 $\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i+1})^2 = \mathbf{Y}' A' A \mathbf{Y}$ 。由 $\frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' A = 0$ 知结论成立。

7. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(0, \mathbf{I}_n)$, 矩阵 A 对称。

(1) 证明随机变量 $\mathbf{Y}' A \mathbf{Y}$ 的矩母函数为 $[\det(\mathbf{I}_n - 2tA)]^{-1/2}$;

(2) 若 A 为秩为 r 的幂等阵, 证明上述矩母函数可化简为 $(1 - 2t)^{-r/2}$;

(3) 求随机向量 $\mathbf{Z} \sim N(0, \Sigma)$ 的矩母函数。

证明

(a) 记矩阵 A 的特征值为 $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ 。由 A 对称, 知存在正交阵 P , 对角阵

$$\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$$

使 $A = P' \Lambda P$ 。

记随机向量 $\mathbf{Z} = P\mathbf{Y} \sim N(0, PP') \stackrel{d}{=} N(0, I_n)$, \mathbf{Z} 的各分量为 Z_i , 则诸 $Z_i^2 \sim \chi_1^2$ 。于是

$$\begin{aligned} E(\exp\{t\mathbf{Y}'A\mathbf{Y}\}) &= E(\exp\{t\mathbf{Z}'\Lambda\mathbf{Z}\}) \\ &= E(\exp\{t\lambda_1 z_1^2 + \dots + t\lambda_n z_n^2\}) \\ &= \prod_{i=1}^n E(\exp\{t\lambda_i z_i^2\}) \\ &= \prod_{i=1}^n (1 - 2t\lambda_i)^{-1/2} \end{aligned}$$

而

$$\begin{aligned} \det(I_n - 2tA)t^{-1/2} &= [\det(P'(I_n - 2t\Lambda)P)]^{-1/2} \\ &= [\det(I_n - 2t\Lambda)]^{-1/2} \\ &= \prod_{i=1}^n (1 - 2t\lambda_i)^{-1/2} \end{aligned}$$

从而结论成立。

(b) 当 A 为秩为 r 的幂等阵时, A 的特征值中有 r 个为 1, 其余为 0, 从而易见结论成立。

(c) 由于 $N(0, \Sigma)$ 的特征函数为

$$\varphi(\mathbf{t}) = \exp\left\{-\frac{1}{2}\mathbf{t}'\Sigma\mathbf{t}\right\}$$

故

$$M_{\mathbf{Z}}(\mathbf{t}) = \varphi(\mathbf{t}/i) = \exp\left\{\frac{1}{2}\mathbf{t}'\Sigma\mathbf{t}\right\}$$

8. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(\mu\mathbf{1}_n, \Sigma)$, 其中

$$\Sigma = (1 - \rho)\mathbf{I}_n + \rho\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n' \quad \rho > -\frac{1}{n-1}$$

证明

$$\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y})^2}{1 - \rho} \sim \chi_{n-1}^2$$

证明

记随机向量 $\mathbf{Z} = (\sqrt{1-\rho})^{-1} \mathbf{Y}$ ，则

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y})^2}{1-\rho} &= \mathbf{Z}' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{Z} \\ &= \mathbf{Z}' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right)' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{Z} \end{aligned}$$

考察正态随机向量 $\left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{Z}$ ，其均值为

$$\left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) (\sqrt{1-\rho})^{-1} \mu \mathbf{1}_n = 0$$

协方差阵为

$$\frac{1}{1-\rho} \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) ((1-\rho)\mathbf{I}_n + \rho \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n') \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) = \mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'$$

从而 $\left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{Z} \stackrel{d}{=} \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{U}$ ，其中 $\mathbf{U} \sim N(0, \mathbf{I}_n)$ 。于是

$$\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y})^2}{1-\rho} \stackrel{d}{=} \mathbf{U}' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{U}$$

由于 $\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n'$ 是秩为 $n-1$ 的对称幂等阵，根据定理 2.5，结论成立。

9. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(0, \mathbf{I}_n)$ ，矩阵 A, B 对称幂等，且满足 $AB = BA = 0$ 。证明随机变量 $\mathbf{Y}'A\mathbf{Y}, \mathbf{Y}'B\mathbf{Y}, \mathbf{Y}'(\mathbf{I}_n - A - B)\mathbf{Y}$ 独立服从于卡方分布。

证明

根据定理 2.8，只需证明 $\text{rank}(A) + \text{rank}(B) + \text{rank}(\mathbf{I}_n - A - B) = n$ 。我们先证明 $\text{rank}(A) + \text{rank}(B) = \text{rank}(A + B)$ 。由初等变换，知

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} A & 0 \\ 0 & B \end{pmatrix} &\xrightarrow{\text{第一行加到第二行}} \begin{pmatrix} A & 0 \\ A & B \end{pmatrix} \\ &\xrightarrow{\text{第一列加到第二列}} \begin{pmatrix} A & A \\ A & A+B \end{pmatrix} \\ &\xrightarrow{\text{第二行左乘 } -A \text{ 加到第一行}} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ A & A+B \end{pmatrix} \\ &\xrightarrow{\text{第二列右乘 } -A \text{ 加到第一列}} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & A+B \end{pmatrix} \end{aligned}$$

从而 $\text{rank}(A) + \text{rank}(B) = \text{rank}(A + B)$ 。

再证明 $\text{rank}(A + B) + \text{rank}(\mathbf{I}_n - A - B) = n$ 。 同样地， 有

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} A+B & 0 \\ 0 & \mathbf{I}_n - A - B \end{pmatrix} & \xrightarrow{\text{第一行加到第二行}} \begin{pmatrix} A+B & 0 \\ A+B & \mathbf{I}_n - A - B \end{pmatrix} \\
 & \xrightarrow{\text{第一列加到第二列}} \begin{pmatrix} A+B & A+B \\ A+B & \mathbf{I}_n \end{pmatrix} \\
 & \xrightarrow{\text{第二行左乘 } -(A+B) \text{ 加到第一行}} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ A+B & \mathbf{I}_n \end{pmatrix} \\
 & \xrightarrow{\text{第二列右乘 } -(A+B) \text{ 加到第一列}} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{I}_n \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

从而 $\text{rank}(A + B) + \text{rank}(\mathbf{I}_n - A - B) = n$ 。

10. 设随机向量 $\mathbf{Y} = (\mathbf{Y}_1', \mathbf{Y}_2')' \sim N(0, \Sigma)$ ， 其中 \mathbf{Y}_1 的维数为 m ， \mathbf{Y}_2 的维数为 n ， Σ 可被分块为

$$\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

证明 $\mathbf{Y}'\Sigma^{-1}\mathbf{Y} - \mathbf{Y}_1'\Sigma_{11}^{-1}\mathbf{Y}_1 \sim \chi_n^2$ 。

证明

记 $\Sigma = (\Sigma^{\frac{1}{2}})'(\Sigma^{\frac{1}{2}})$ ， 则 $\mathbf{Y} \stackrel{d}{=} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \mathbf{U}$ ， 其中 $\mathbf{U} \sim N(0, \mathbf{I}_n)$ 。 于是

$$\begin{aligned}
 \mathbf{Y}'\Sigma^{-1}\mathbf{Y} - \mathbf{Y}_1'\Sigma_{11}^{-1}\mathbf{Y}_1 &= \mathbf{Y}' \left(\Sigma^{-1} - \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \right) \mathbf{Y} \\
 &\stackrel{d}{=} \mathbf{U}'\Sigma^{\frac{1}{2}} \left(\Sigma^{-1} - \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \right) (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \mathbf{U} \\
 &= \mathbf{U}' \left(\mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \right) \mathbf{U}
 \end{aligned}$$

要证明矩阵

$$\mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})'$$

对称幂等。易见其对称，接下来，我们先证明幂等性，即

$$\begin{aligned}
 & \left(\mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \right) \left(\mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \right) \\
 &= \mathbf{I} - 2\Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' + \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \Sigma \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \\
 &= \mathbf{I} - 2\Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' + \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \Sigma_{11}^{-1} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \\
 &= \mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})'
 \end{aligned}$$

其次，由上题的证明过程可以发现，对于 n 阶幂等阵 A ，有 $\text{rank}(A) + \text{rank}(\mathbf{I} - A) = n$ 。从而

$$\begin{aligned}
 & \text{rank} \left(\mathbf{I} - \Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \right) \\
 &= m + n - \text{rank} \left(\Sigma^{\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} \Sigma_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\Sigma^{\frac{1}{2}})' \right) \\
 &= m + n - m = n
 \end{aligned}$$

综上，结论成立。

11. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(0, \mathbf{I}_n)$ ，求随机变量

$$(Y_1 - Y_2)^2 + (Y_2 - Y_3)^2 + \cdots + (Y_{n-1} - Y_n)^2$$

的方差。

解

记矩阵

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

则

$$(Y_1 - Y_2)^2 + (Y_2 - Y_3)^2 + \cdots + (Y_{n-1} - Y_n)^2 = \mathbf{Y}' A' A \mathbf{Y}$$

由第一章习题二第 7 题的结论, 知

$$\text{Var}(\mathbf{Y}'\mathbf{A}'\mathbf{A}\mathbf{Y}) = 2\text{tr}(\mathbf{A}'\mathbf{A}\mathbf{A}'\mathbf{A}) = 6n - 2$$

12. 设 n 维随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 证明

$$\text{Var}(\mathbf{Y}'\mathbf{A}\mathbf{Y}) = 2\text{tr}(\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}\Sigma) + 4\boldsymbol{\mu}'\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}$$

证明

太复杂惹

13. 证明 $\chi_m^2(\delta^2)$ 随机变量的矩母函数为

$$M_{\chi_m^2(\delta^2)}(t) = (1 - 2t)^{-\frac{m}{2}} \exp\left\{\frac{t}{1 - 2t}\delta^2\right\} \quad t < \frac{1}{2}$$

证明

设随机向量 $\mathbf{Z} = (Z_1, \dots, Z_m)' \sim N(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{I}_m)$, 其中 $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_m)$ 且 $\|\boldsymbol{\mu}\|_2^2 = \delta^2$, 则 $\mathbf{Z}'\mathbf{Z} \sim \chi_m^2(\delta^2)$ 。于是

$$\begin{aligned} M_{\chi_m^2(\delta^2)}(t) &= E(\exp\{t\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\}) \\ &= \prod_{i=1}^m E(\exp\{tZ_i^2\}) \\ &= \prod_{i=1}^m \int_{\mathbb{R}} \exp\{ty^2\} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(y - \mu_i)^2\right\} dy \\ &= \prod_{i=1}^m (1 - 2t)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{\frac{t}{1 - 2t}\mu_i^2\right\} \\ &= (1 - 2t)^{-\frac{m}{2}} \exp\left\{\frac{t}{1 - 2t}\delta^2\right\} \quad t < \frac{1}{2} \end{aligned}$$

14. 设随机向量 $\mathbf{X} \sim N(\mu\mathbf{1}_n, \sigma^2\mathbf{I}_n)$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 。证明

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \mathbf{X}' \left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n} \mathbf{1}_n \mathbf{1}_n' \right) \mathbf{X} \sim \chi_{n-1}^2$$

证明

只需证明矩阵 $\mathbf{I}_n - \frac{1}{n}\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n'$ 是秩为 $n-1$ 的对称幂等阵。其对称性与幂等性是显然的，而秩，类似于第二章第 10 题的做法，有

$$\text{rank}\left(\mathbf{I}_n - \frac{1}{n}\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n'\right) = n - \text{rank}\left(\frac{1}{n}\mathbf{1}_n\mathbf{1}_n'\right) = n - 1$$

15. 设随机向量 $\mathbf{Y} = (\mathbf{Y}_1', \mathbf{Y}_2') \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ ，其中

$$\boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_1 \\ \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} > 0$$

用密度函数证明

$$\mathbf{Y}_1 | \mathbf{Y}_2 \sim N\left(\boldsymbol{\mu}_1 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{Y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2), \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\right)$$

证明

记 \mathbf{Y}_1 的维数为 m ， \mathbf{Y}_2 的维数为 n 。则 \mathbf{Y} 的密度函数为

$$f(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) = (2\pi)^{-\frac{m+n}{2}} |\det(\Sigma)|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{y}_1' - \boldsymbol{\mu}_1', \mathbf{y}_2' - \boldsymbol{\mu}_2')\Sigma^{-1}\begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 - \boldsymbol{\mu}_1 \\ \mathbf{y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix}\right\}$$

若记 $M = \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$ ，则

$$\begin{aligned} \det(\Sigma) &= \det(M) \cdot \det(\Sigma_{22}) \\ \Sigma^{-1} &= \begin{pmatrix} M^{-1} & -M^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \\ -\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{12}M^{-1} & \Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{12}M^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} + \Sigma_{22}^{-1} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

而 \mathbf{Y}_2 的边际密度函数为

$$f_{\mathbf{Y}_2}(\mathbf{y}_2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |\det(\Sigma_{22})|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2)'\Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2)\right\}$$

从而 \mathbf{Y}_1 的条件密度函数为

$$\begin{aligned} f_{\mathbf{Y}_1|\mathbf{Y}_2}(\mathbf{y}_1|\mathbf{y}_2) &= \frac{f(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2)}{f_{\mathbf{Y}_2}(\mathbf{y}_2)} \\ &= (2\pi)^{-\frac{m}{2}} |\det(M)|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\mathbf{y}_1 - \boldsymbol{\mu}_1 - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2)\right)'\right. \\ &\quad \left.M^{-1}\left(\mathbf{y}_1 - \boldsymbol{\mu}_1 - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2)\right)\right\} \end{aligned}$$

即 $\mathbf{Y}_1 | \mathbf{Y}_2 \sim N\left(\boldsymbol{\mu}_1 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{Y}_2 - \boldsymbol{\mu}_2), \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\right)$ 。

16. 设随机向量 $\mathbf{Y} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, $\Sigma \geq 0$, 证明

$$(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})' \Sigma^- (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}) \sim \chi_r^2$$

其中 $r = \text{rank}(\Sigma)$ 。

证明

由题设, 知存在 r 阶满秩对角阵 Λ_r , 正交阵 P , 使得

$$\Sigma = P' \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} P$$

于是 Σ^- 具有下面的形式

$$\Sigma^- = P' \begin{pmatrix} \Lambda_r^{-1} & B \\ C & D \end{pmatrix} P$$

其中 B, C, D 是任意阶数合适的矩阵。从而

$$(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})' \Sigma^- (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}) = (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})' P' \begin{pmatrix} \Lambda_r^{-1} & B \\ C & D \end{pmatrix} P (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})$$

记随机向量 $\mathbf{Z} = P(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})$, 则 $\mathbf{Z} \sim N(0, \text{diag}(\Lambda_r, 0))$ 。将 \mathbf{Z} 分为 $(\mathbf{Z}'_1, \mathbf{Z}'_2)'$, 其中 \mathbf{Z}_1 的维数为 r , 则 $\mathbf{Z}_1 \sim N(0, \Lambda_r)$, $\mathbf{Z}_2 \stackrel{d}{=} 0$, 并且

$$\begin{aligned} \mathbf{Z}' \begin{pmatrix} \Lambda_r^{-1} & B \\ C & D \end{pmatrix} \mathbf{Z} &\stackrel{d}{=} \mathbf{Z}'_1 \Lambda_r^{-1} \mathbf{Z}_1 \\ &= (\Lambda^{-\frac{1}{2}} \mathbf{Z}_1)' (\Lambda^{-\frac{1}{2}} \mathbf{Z}_1) \sim \chi_r^2 \end{aligned}$$