

1. 假设  $2 \times 2$  随机矩阵  $W = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{pmatrix} \sim W_2(m)$ ,  $m \geq 2$ . (注: (a),(b),(c) 没有相承关系)

(a) 证明  $w_{11}, w_{22} \text{ iid} \sim \chi_m^2$ .

(b) 令  $\xi = (w_{11} + w_{22})/2 + w_{12}, \eta = (w_{11} + w_{22})/2 - w_{12}$ , 证明  $\xi, \eta \text{ iid} \sim \chi_m^2$ .

(c) 证明  $\frac{2(w_{11}w_{22} - w_{12}^2)}{w_{11} + w_{22} - 2w_{12}} \sim \chi_{m-1}^2$ .

本题可应用第 8 讲定理 6:

$$W \sim W_p(m) \Rightarrow \mathbf{t}^\top W \mathbf{t} \sim \chi_m^2, \quad 1/\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t} \sim \chi_{m-p+1}^2, \quad \forall \mathbf{t} \in S^{m-1}.$$

也可以直接按照 Wishart 分布定义证明。

证明 1:

(a) 取  $\mathbf{t} = (1, 0)^\top$ .

(b) 取  $A = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$ ,  $AA^\top = I_2$ , 则由第 8 讲定理 1,

$$AWA^\top = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} w_{11} + w_{22} - 2w_{12} & w_{11} - w_{22} \\ w_{11} - w_{22} & w_{11} + w_{22} + 2w_{12} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi & (w_{11} - w_{22})/2 \\ (w_{11} - w_{22})/2 & \eta \end{pmatrix} \sim W_2(m)$$

因此  $\xi, \eta \text{ iid} \sim \chi_m^2$ .

(c) 因为

$$W^{-1} = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{12} & w_{22} \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{w_{11}w_{22} - w_{12}^2} \begin{pmatrix} w_{22} & -w_{12} \\ -w_{12} & w_{11} \end{pmatrix}$$

取  $\mathbf{t} = (1, 1)^\top$ , 则有  $1/\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t} = 2(w_{11}w_{22} - w_{12}^2)/(w_{11} + w_{22} - 2w_{12}) \sim \chi_{m-2+1}^2$ .

证明 2 (Wishart 分布定义):

(b) 设

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{12} & w_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}^\top \mathbf{x} & \mathbf{x}^\top \mathbf{y} \\ \mathbf{x}^\top \mathbf{y} & \mathbf{y}^\top \mathbf{y} \end{pmatrix},$$

其中  $\mathbf{x}, \mathbf{y} \text{ iid} \sim N_m(0, I_m)$ , 则  $w_{11} = \mathbf{x}^\top \mathbf{x} \sim \chi_m^2$ ,

$$\xi = \frac{1}{2}(\mathbf{x}^\top \mathbf{x} + \mathbf{y}^\top \mathbf{y} + 2\mathbf{x}^\top \mathbf{y}) = \frac{1}{2}(\mathbf{x} + \mathbf{y})^\top (\mathbf{x} + \mathbf{y}) \triangleq \mathbf{z}^\top \mathbf{z},$$

其中  $\mathbf{u} = (\mathbf{x} + \mathbf{y})/\sqrt{2} \sim N_m(0, I_m)$ , 所以  $\xi \sim \chi_m^2$ . 同理  $\eta = \frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mathbf{y})^\top (\mathbf{x} - \mathbf{y}) \triangleq \mathbf{v}^\top \mathbf{v}$ , 其中  $\mathbf{v} = (\mathbf{x} - \mathbf{y})/\sqrt{2} \sim N_m(0, I_m)$ , 且  $\mathbf{u} \perp \mathbf{v}$ , 所以  $\eta \sim \chi_m^2$  且  $\eta \perp \xi$ .

(c) 定义  $\mathbf{u}, \mathbf{v}$  同 (b),  $\mathbf{u}, \mathbf{v}$  iid  $\sim N_m(0, I_m)$ . 可以验证

$$\frac{2(w_{11}w_{22} - w_{12}^2)}{w_{11} + w_{22} - 2w_{12}} = \mathbf{u}^\top \mathbf{u} - (\mathbf{v}^\top \mathbf{u})^2 / \mathbf{v}^\top \mathbf{v}$$

给定  $\mathbf{v}$ , 令正交矩阵  $H = \begin{pmatrix} \mathbf{v}^\top / \|\mathbf{v}\| \\ * \end{pmatrix}$  即  $H$  的第一行为  $\mathbf{v}^\top / \|\mathbf{v}\|$ , 以及  $\mathbf{z} = H\mathbf{u}$ , 则  $H\mathbf{v} / \|\mathbf{v}\| = (1, 0, \dots, 0)^\top$ , 所以给定  $\mathbf{v}$  条件下

$$\mathbf{u}^\top \mathbf{u} - (\mathbf{v}^\top \mathbf{u})^2 / \mathbf{v}^\top \mathbf{v} = \mathbf{z}^\top \mathbf{z} - \{[H\mathbf{v} / \|\mathbf{v}\|]^\top \mathbf{z}\}^2 = \mathbf{z}^\top \mathbf{z} - z_1^2 = z_2^2 + \dots + z_m^2 \sim \chi_{m-1}^2$$

该分布与  $\mathbf{v}$  无关, 所以上式无条件成立。

2. 假设  $W \sim W_p(m, \Sigma), \mathbf{z} \sim N_p(0, I_p)$ , 两者独立, 证明  $\mathbf{z}^\top \mathbf{z} \left(1 + \frac{1}{\mathbf{z}^\top W^{-1} \mathbf{z}}\right) \sim \chi_{m+1}^2$ .

**证明:** 我们已知, 给定  $\mathbf{z}$  时,

$$\mathbf{z}^\top \mathbf{z} / \mathbf{z}^\top W^{-1} \mathbf{z} \sim \chi_{m-p+1}^2$$

该分布与  $\mathbf{z}$  无关, 故与  $\mathbf{z}$  独立, 进而与  $\mathbf{z}^\top \mathbf{z} \sim \chi_p^2$  独立, 所以

$$\mathbf{z}^\top \mathbf{z} + \mathbf{z}^\top \mathbf{z} / \mathbf{z}^\top W^{-1} \mathbf{z} \sim \chi_{m+1}^2.$$

3. 假设  $W \sim W_p(m, \Sigma), \Sigma > 0$ .

(a) 证明  $E(W) = m\Sigma$ .

(b) 假设  $m > p + 1$ , 对任何常数向量  $\mathbf{t} \in S^{p-1}$  (即  $\|\mathbf{t}\| = 1$ ), 求  $E(\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t})$ .

(c) 假设  $m \geq p + 2$ , 证明  $E(W^{-1}) = \frac{1}{m-p-1} \Sigma^{-1}$ .

**证明:** (a) 按定义  $W \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^m \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^\top$ , 其中  $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$  iid  $\sim N_p(0, \Sigma)$ , 因为  $E(\mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^\top) = \Sigma$ , 所以  $E(W) = m\Sigma$ .

(b) 容易验证  $E(1/\chi_k^2) = 1/(k-2), k > 2$  (即, 若 r.v.  $x \sim \chi_k^2$ , 则  $E(1/x) = 1/(k-2)$ ).

首先证明  $\Sigma = I_p$  的情形。由第 7 讲定理 1, 对于  $\mathbf{t} \in R^p$ ,

$$\mathbf{t}^\top \mathbf{t} / \mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t} \sim \chi_{m-p+1}^2 \Rightarrow E(\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t}) = \mathbf{t}^\top \mathbf{t} / (m-p-1).$$

对于一般的  $\Sigma$ , 令  $U = \Sigma^{-1/2} W \Sigma^{-1/2} \sim W_p(m, I_p)$ , 记  $\mathbf{s} = \Sigma^{1/2} \mathbf{t}$ , 则

$$\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t} = \mathbf{t}^\top \Sigma^{-1/2-1} \Sigma^{-1/2} \mathbf{t} = \mathbf{s}^\top U^{-1} \mathbf{s}$$

其中  $\|\mathbf{s}\|^2 = \mathbf{s}^\top \mathbf{s} = \mathbf{t}^\top \Sigma^{-1} \mathbf{t}$ . 由单位阵情形下的结果,

$$E(\mathbf{s}^\top U^{-1} \mathbf{s}) = \mathbf{s}^\top \mathbf{s} / (m-p-1) \Rightarrow E(\mathbf{t}^\top W^{-1} \mathbf{t}) = \mathbf{t}^\top \Sigma^{-1} \mathbf{t} / (m-p-1).$$

(c) 记  $A = \Sigma^{-1}$ . (b) 中最后一式说明对任何  $\mathbf{t} \in R^p, \|\mathbf{t}\| = 1, \mathbf{t}^\top A \mathbf{t} = \mathbf{t}^\top \Sigma^{-1} \mathbf{t} / (m-p-1)$ , 所以必有  $E W^{-1} = \Sigma^{-1} / (m-p-1)$ .

4. 假设  $W \sim W_p(m, \Sigma), A_{k \times p}$  是行满秩常数矩阵, 证明  $(A W^{-1} A^\top)^{-1} \sim W_k(m-p+k, (A \Sigma^{-1} A^\top)^{-1})$ .

思路：考虑  $\Sigma = I_p$  情形。划分  $W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix}$ ，其中  $W_{11}$  是  $k \times k$  矩阵，则

$$W^{-1} = \begin{pmatrix} W_{11}^{-1} & * \\ * & * \end{pmatrix},$$

- 若  $A$  具有（最）简单的形式  $A = E_1 = (I_k, 0_{k \times (p-k)})$ ，则由第 8 讲定理 4，

$$AW^{-1}A^\top = W_{11}^{-1} \Rightarrow (AW^{-1}A^\top)^{-1} = W_{11} \sim W_k(m - (p - k), I_k)$$

- 若  $A$  具有简单形式  $A = (C, 0)$ ， $C$  是  $k \times k$  可逆矩阵，同样地有  $(AW^{-1}A^\top)^{-1} = C^{-1}W_{11}C(C^{-1})^\top \sim W_k(m - p + k, C^{-1}(C^{-1})^\top = (AA^\top)^{-1})$ ；
- 对于一般的  $A$ ，注意对任何正交矩阵  $H$ ，

$$AW^{-1}A^\top = AH^\top(HWH^\top)^{-1}HA^\top$$

其中  $HWH^\top \stackrel{d}{=} W \sim W_p(m)$ ，我们可选取适当的  $H$  使得  $AH^\top$  具有形式  $(*, 0)$ 。

**证明 1:** 先证明  $\Sigma = I_p$  情形，即需要证明： $W \sim W_p(m) \Rightarrow (AW^{-1}A^\top)^{-1} \sim W_k(m - p + k, (AA^\top)^{-1})$ 。  
令  $B = (AA^\top)^{-1/2}A$  为  $A$  的行“单位化”，即  $BB^\top = I_k$ 。构造  $p \times p$  正交矩阵

$$H = \begin{pmatrix} (AA^\top)^{-1/2}A \\ H_2 \end{pmatrix},$$

其中  $(AA^\top)^{-1/2}A$  的行与  $H_2$  的行正交： $(AA^\top)^{-1/2}AH_2^\top = 0 \Rightarrow AH_2 = 0$ ，故  $HA^\top = \begin{pmatrix} (AA^\top)^{1/2} \\ 0 \end{pmatrix}$ 。

记  $V = HWH^\top = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} \sim W_p(m)$ ，由第 8 讲定理 4， $V_{11} \sim W_k(m - p + k)$ ，所以

$$AW^{-1}A^\top = AH^\top(HWH^\top)^{-1}HA^\top = ((AA^\top)^{1/2}, 0) \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} (AA^\top)^{1/2} \\ 0 \end{pmatrix} = (AA^\top)^{1/2}V_{11}^{-1}(AA^\top)^{1/2}$$

进而

$$(AW^{-1}A^\top)^{-1} = (AA^\top)^{-1/2}V_{11}(AA^\top)^{-1/2} \sim W_k(m - p + k, (AA^\top)^{-1}).$$

对  $\Sigma \neq I_p$  情形，令  $V = \Sigma^{-1/2}W\Sigma^{-1} \sim W_p(m, I_p)$ ，则  $(AW^{-1}A^\top)^{-1} = (A\Sigma^{-1/2}V^{-1}\Sigma^{-1/2}A^\top)^{-1} \stackrel{\Delta}{=} (BV^{-1}B^\top)^{-1}$ ，其中  $B = A\Sigma^{-1/2}$ ，利用前述已证结论知  $(BV^{-1}B^\top)^{-1} \sim W_k(m - p + k, (BB^\top)^{-1}) = W_k(m - p + k, (A\Sigma^{-1}A^\top)^{-1})$ 。

**证明 2:** 先证明  $\Sigma = I_p$  情形。对于  $W \sim W_p(m)$ ，我们需要证

$$\begin{aligned} & (AW^{-1}A^\top)^{-1} \sim W_k(m - p + k, (AA^\top)^{-1}) \\ \Leftrightarrow & \left( (AA^\top)^{-1/2}AW^{-1}A^\top(AA^\top)^{-1/2} \right)^{-1} \sim W_k(m - p + k, I_k) \\ \Leftrightarrow & (BW^{-1}B^\top)^{-1} \sim W_k(m - p + k, I_k), \quad B = (AA^\top)^{-1/2}A \end{aligned}$$

因为  $B^T B = A^T (A A^T)^{-1} A = P_{A^T}$  为  $A$  行空间的投影矩阵, 存在  $p$  阶正交矩阵  $H$  使得

$$H^T B^T B H = \begin{pmatrix} I_k & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

划分  $C_{k \times p} = B H = (C_1, C_2)$ , 其中  $C_1$  是  $k \times k$  方阵, 则上式为

$$C^T C = \begin{pmatrix} C_1^T C_1 & C_1^T C_2 \\ C_2^T C_1 & C_2^T C_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_k & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

故  $C_2 = 0, C_1^T C_1 = I_k, C_1$  是  $k \times k$  正交矩阵。令  $V = H^T W H \sim W_p(m)$ , 所以

$$B W^{-1} B^T = B H (H^T W H)^{-1} H^T B^T = C V^{-1} C^T = (C_1, 0) V^{-1} \begin{pmatrix} C_1^T \\ 0 \end{pmatrix} = C_1 V_{11 \bullet 2}^{-1} C_1^T$$

其中我们划分了  $V = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix}, V^{-1} = \begin{pmatrix} V_{11 \bullet 2}^{-1} & * \\ * & * \end{pmatrix}$ , 由 Wishart 矩阵划分定理 3 (第 5 讲),  $V_{11 \bullet 2} \sim W_k(m - (p - k))$ , 而  $C_1$  是正交矩阵, 所以

$$(B W^{-1} B^T)^{-1} = C_1 V_{11 \bullet 2} C_1^T \sim W_k(m - (p - k)).$$

对  $\Sigma \neq I_p$  情形, 令  $V = \Sigma^{-1/2} W \Sigma^{-1} \sim W_p(m, I_p)$ , 则  $(A W^{-1} A^T)^{-1} = (A \Sigma^{-1/2} V^{-1} \Sigma^{-1/2} A^T)^{-1} \triangleq (B V^{-1} B^T)^{-1}$ , 其中  $B = A \Sigma^{-1/2}$ , 利用前述已证结论知  $(B V^{-1} B^T)^{-1} \sim W_k(m - p + k, (B B^T)^{-1}) = W_k(m - p + k, (A \Sigma^{-1} A^T)^{-1})$ .

5. (选) 假设  $W \sim W_p(m)$ , 考虑 (Galton) 相关系数矩阵  $R = (r_{ij}), r_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sqrt{w_{ii} w_{jj}}}$ , 试证明  $R$  的概率密度函数 (上三角  $p(p-1)/2$  个元素的联合分布)

$$f(R) = \frac{(\Gamma(m/2))^p}{\Gamma_p(m/2)} |R|^{(m-p-1)/2}.$$

其中  $\Gamma_p(x) = \pi^{p(p-1)/4} \prod_{i=1}^p \Gamma(x - (i-1)/2)$ .

**证明:** 按行排列  $W$  上三角元素成  $p(p-1)/2 \times p(p-1)/2$  向量  $\mathbf{w}$ , 对角元排列为  $p \times p$  向量  $\mathbf{u}$ :

$$\mathbf{w} = (w_{12}, \dots, w_{13}, \dots, w_{1p}, w_{23}, w_{24}, \dots, w_{2p}, \dots, w_{p-1,p})^T, \quad \mathbf{u} = (w_{11}, \dots, w_{pp})^T, \quad D = \text{diag}(\mathbf{u})$$

记标准 Wishart  $W_p(m)$  的密度

$$p(W) = \frac{1}{2^{mp/2} \Gamma_p(m/2)} |W|^{(m-p-1)/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(W)\right),$$

则  $(R, D)$  的联合概率密度为  $f(R, D) = p(D^{1/2} R D^{1/2}) \times |J|$ , 其中 Jacobian

$$J = J(W \rightarrow R, D) = J(\mathbf{w}, \mathbf{u} \rightarrow \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \frac{\partial(\mathbf{w}, \mathbf{u})}{\partial(\mathbf{r}, \mathbf{u})} = \begin{pmatrix} \partial \mathbf{w} / \partial \mathbf{r} & \partial \mathbf{w} / \partial \mathbf{u} \\ \partial \mathbf{u} / \partial \mathbf{r} & \partial \mathbf{u} / \partial \mathbf{u} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \partial \mathbf{w} / \partial \mathbf{r} & 0 \\ 0 & I_p \end{pmatrix}$$

而

$$\partial \mathbf{w} / \partial \mathbf{r} = \text{diag}(\sqrt{u_1 u_2}, \sqrt{u_1 u_3}, \dots, \sqrt{u_1 u_p}, \sqrt{u_2 u_3}, \dots, \sqrt{u_{p-1} u_p})^T,$$

所以

$$|J| = |\partial \mathbf{w} / \partial \mathbf{r}| = (u_1 u_2 \cdots u_p)^{(p-1)/2} = |D|^{(p-1)/2},$$

所以  $(R, D)$  的联合概率密度函数

$$\begin{aligned}
 f(R, D) &= p(D^{1/2}RD^{1/2}) \times |J| = \frac{1}{2^{mp/2}\Gamma_p(m/2)} |R|^{(m-p-1)/2} |D|^{(m-p-1)/2} \exp\left(-\frac{1}{2}tr(D)\right) \times |D|^{(p-1)/2} \\
 &= \frac{1}{2^{mp/2}\Gamma_p(m/2)} |R|^{(m-p-1)/2} |D|^{m/2-1} \exp\left(-\frac{1}{2}tr(D)\right) \\
 &= \frac{1}{2^{mp/2}\Gamma_p(m/2)} |R|^{(m-p-1)/2} \prod_{i=1}^p u_i^{m/2-1} \exp(-u_i/2)
 \end{aligned}$$

因此  $R$  与  $D$  独立, 且  $R$  的边缘概率密度函数为

$$f(R) = \int f(R, D) dD = \frac{(\Gamma(m/2))^p}{\Gamma_p(m/2)} |R|^{(m-p-1)/2}.$$

评注:

- $p = 2$  时,  $r = r_{12}$ ,

$$f(r) = \frac{\Gamma(m/2)}{\sqrt{\pi}\Gamma((m-1)/2)} (1-r^2)^{(m-3)/2}, |r| \leq 1.$$

- $p = 3$ ,  $(r_{12}, r_{13}, r_{23})$  的联合概率密度为

$$\begin{aligned}
 f(R) = f(r_{12}, r_{13}, r_{23}) &= \frac{\Gamma(m/2)^2}{\pi^{3/2}\Gamma((m-1)/2)\Gamma((m-2)/2)} (1 - r_{12}^2 - r_{13}^2 - r_{23}^2 + 2r_{12}r_{13}r_{23})^{(m-4)/2}, \\
 &1 - r_{12}^2 - r_{13}^2 - r_{23}^2 + 2r_{12}r_{13}r_{23} \geq 0.
 \end{aligned}$$