

1. 假设随机向量 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_m$ iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $X = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_m)^\top$. 假设 H 是任一 $m \times m$ 常数正交矩阵, $Y = HX \triangleq (\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_m)^\top$, 证明 $\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_m$ iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$.

证明 1: X 的概率密度函数 (即 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_m$ 的联合概率密度函数)

$$f(X) = c \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1} X^\top X)\right)$$

所以 Y 的密度函数

$$g(Y) = J(X \rightarrow Y) \times c \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr} \Sigma^{-1} (Y^\top H H^\top Y)\right) = c \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1} Y^\top Y)\right),$$

其中 Jacobian $J(X \rightarrow Y) = |\det(H)| = 1$ (参见第 10 讲 P22 定理 A2). 所以 Y 的各行 iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$.

证明 2: 令 $\mathbf{z}_i = \Sigma^{-1/2} \mathbf{x}_i \sim N_p(\mathbf{0}, I_p)$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top = X \Sigma^{-1/2}$ 的所有元素 iid 服从 $N(0, 1)$ 分布. 对于正交矩阵 H , 故 $\tilde{Z} = HZ = (\tilde{\mathbf{z}}_1, \dots, \tilde{\mathbf{z}}_m)^\top$ 的所有元素 iid 服从 $N(0, 1)$ 分布, 从而 $\tilde{Z} \Sigma^{1/2} = (\Sigma^{1/2} \tilde{\mathbf{z}}_1, \dots, \Sigma^{1/2} \tilde{\mathbf{z}}_m)^\top$, 其中 $\Sigma^{1/2} \tilde{\mathbf{z}}_i \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $i = 1, \dots, m$, 且各行独立.

证明 3: 利用拉直运算和 Kronecker 乘积. 已知

$$\text{vec}(X^\top) = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_m \end{pmatrix} \sim N_{mp}(\mathbf{0}, I_m \otimes \Sigma)$$

由第 7 讲引理 4, $\text{vec}(AXB) = (B^\top \otimes \text{Avec}(X))$

$$\text{vec}(Y^\top) = \text{vec}(X^\top H) = (H^\top \otimes I_p) \text{vec}(X^\top) \sim N_{mp}(\mathbf{0}, (H^\top \otimes I_p)(I_m \otimes \Sigma)(H \otimes I_p)) = N_{mp}(\mathbf{0}, I_m \otimes \Sigma).$$

这表明 Y 的各个行向量独立同分布服从 $N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$.

2. 若 $W \sim W_p(m, \Sigma)$, $\Sigma > 0$, $m \geq p$, 则 $|W| \stackrel{d}{=} |\Sigma| \prod_{i=1}^p \chi_{m-p+i}^2$.

证明: 划分 $W = \begin{pmatrix} w_{11} & \mathbf{w}_{12} \\ \mathbf{w}_{21} & W_{22} \end{pmatrix}$, 其中左上角为标量, 则

$$|W| = w_{11 \bullet 2} |W_{22}|, \quad w_{11 \bullet 2} \sim \sigma_{11 \bullet 2} \chi_{m-p+1}^2$$

进一步划分 W_{22} , 递归得证.

3. 假设 $W \sim W_p(m)$, $\mathbf{z} \sim N_p(\mathbf{0}, I_p)$, 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: 由第 7 讲引理 1, 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

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

4. 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 Σ , 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 $EW^{-1} = \Sigma^{-1} / (m-p-1)$.

5. (选) 假设 $W \sim W_p(m, \Sigma)$, $A_{k \times p}$ 是行满秩常数矩阵, 证明 $(AW^{-1}A^\top)^{-1} \sim W_k(m-p+k, (A\Sigma^{-1}A^\top)^{-1})$. (提示: 先证明 $\Sigma = I_p$ 情形).

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

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

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

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

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

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

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

$$BW^{-1}B^\top = BH(H^\top W H)^{-1}H^\top B^\top = CV^{-1}C^\top = (C_1, 0)V^{-1} \begin{pmatrix} C_1^\top \\ 0 \end{pmatrix} = C_1 V_{11}^{-1} C_1^\top$$

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

$$(BW^{-1}B^\top)^{-1} = C_1 V_{11} C_1^\top \sim W_k(m - (p - k)).$$

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

6. (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} :

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

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 $f(R, D) = p(D^{1/2}RD^{1/2}) \times |J|$, 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

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

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

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

因此 R 与 D 独立, 且 R 的边际概率密度函数为

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

7. (选) 假设 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $\Sigma > 0$, $p \geq 1$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$ 。我们已知 Z 的 (即 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ 的联合) 概率密度函数为

$$p(Z) = \frac{1}{(2\pi)^{mp/2} |\Sigma|^{m/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1} Z^\top Z)\right) \triangleq h(W) \quad (1)$$

其中 $W = Z^\top Z$ 。第 7 讲定理 3、4 利用分布 (1) 和 W 的矩阵分块和归纳法求得 Wishart 分布的概率密度函数, 但归纳法一般不是求解答案未知的问题的最佳方式 (除非我们事先能猜出答案)。我们的问题是: 能否通过应用随机变量变换密度公式的常规方式简单地求出 $W \sim \text{Wishart}_p(m, \Sigma)$ 的概率密度?

讨论: 第 10 讲附录定理 A5-A9 实际上正是采用了这种常规求解密度的方法, 但其中涉及大量外微分和上三角变换等内容, 过程过于复杂以至于其求解过程不甚清晰。我们将第 10 讲附录中的求解步骤整理如下 (未必完全正确, 仅供参考):

- 定义 $U = Z(Z^\top Z)^{-1/2} = ZW^{-1/2}$, $U^\top U = I_p$;
- 基于 Z 的密度 (1) 以及 Jacobian $J(Z \rightarrow U, W)$ 得到 U, W 的联合概率密度;
- 联合密度 $p(U, W)$ 对 U 积分求解得到 W 的边际概率密度。

具体过程如下。给定 $Z^\top Z = W$ 时, $p(Z)$ 是常数, 因此 Z 在 $\{Z_{m \times p} : Z^\top Z = W\}$ 上服从均匀分布, 即 $Z|_{Z^\top Z=W} \sim \text{Uniform}\{Z_{m \times p} : Z^\top Z = W\}$ 。令 $U = Z(Z^\top Z)^{-1/2}$, 则

$$U|_{Z^\top Z=W} \sim \text{Uniform}(V_{m,p})$$

其中 $V_{m,p} = \{V_{m \times p} : V^\top V = I_p\}$ 是 R^{mp} 空间中的一个几何形体, 而 $\text{Uniform}(V_{m,p})$ 表示集合 $V_{m,p}$ 上的均匀分布。条件分布 $U|_W \sim \text{Uniform}(V_{m,p})$ 与条件 W 无关, 所以 $W \perp\!\!\!\perp U$, U 的概率密度

$$p(U) = 1/|V_{m,p}|,$$

其中 $|V_{m,p}|$ 代表 $V_{m,p}$ 的体积, 所以

$$p(U, W) = p(U)p(W) = h(W)J(Z \rightarrow U, W)$$

\Rightarrow

$$p(W) = h(W)J/p(U) = |V_{m,p}| \times h(W)J(Z \rightarrow U, W)$$

第 10 讲附录定理 A8 利用上三角正交坐标表示 (Z 的 Gram-Schmidt 变换)

$$Z = \text{列正交矩阵} \times \text{上三角矩阵},$$

完成了求解 $J(Z \rightarrow U, W)$ 和 $|V_{m,p}|$ 。最终的 Jacobian 和体积并不依赖于这些具体的坐标表示, 因此上三角变换并不是计算过程中必须的手段 (甚至这些工具的引入可能导致计算过于复杂), 但遗憾的是, 我们尚不知道是否存在更简单和直接的方法求体积 $|V_{m,p}|$ 以及 Jacobian。