

第七讲 Wishart分布II

2024.3.25

- ❑ 数据矩阵 $X_{n \times p}$ 每一行分布可能复杂, 但每一列都是球对称的 (由于样本的独立性)。
- ❑ 矩阵乘积 AB 中 A 作为线性变换, 它作用在 B 的每一列上

多元正态数据矩阵：

假设 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ ，样本 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ 逐行排列而成数据矩阵：

$$X_{n \times p} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^\top \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^\top \end{pmatrix} \quad \begin{array}{l} \text{按列} \\ = (\mathbf{x}_{(1)}, \dots, \mathbf{x}_{(p)}) \end{array}$$

□ 按行看：每一个行向量都是椭球正态分布

$$\mathbf{x}_i \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma), i = 1, \dots, n$$

□ 按列看：每一个列向量都是球对称正态分布

$$\mathbf{x}_{(j)} \sim N_n(\mathbf{1}_n \mu_j, \sigma_{jj} \mathbf{I}_n), j = 1, \dots, p$$

数据矩阵 $X_{n \times p}$ 所有元素联合服从 np 元的多元正态。虽然每一行都是椭球正态（结构复杂），但每一列都是球对称正态（简单，由于样本的独立性）。

Cochran定理：假设 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z_{m \times p} = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$ 。

若 A 是一个 $m \times m$ 投影矩阵，则

$$Z^\top AZ \sim W_p(r, \Sigma), \quad r = \text{rank}(A).$$

$$Z^\top AZ = (AZ)^\top AZ, \quad Z_{m \times p} = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$$

问题： A 是投影阵， AZ 如何投影？

$\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$ 不是球对称正态，为什么 $Z^\top AZ$ 与卡方有关？

虽然 Z 是样本 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ 按行排列而成，但我们需要逐列看待矩阵 Z ：

$$\text{记 } Z \text{ 的各列 } Z = (\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(p)}), \quad AZ = A(\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(p)}) = (A\mathbf{z}_{(1)}, \dots, A\mathbf{z}_{(p)})$$

即 Z 的各列投影后按列排列组成 AZ ， Z 的列 $\mathbf{z}_{(1)} \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma_{11}I_n)$ ，

是球对称正态， $\mathbf{z}_{(1)}^\top A\mathbf{z}_{(1)} = \|A\mathbf{z}_{(1)}\|^2 \sim \sigma_{11}\chi_r^2$ ， $\Sigma = (\sigma_{ij})$ 。

矩阵乘积 AB 中 A 作为线性变换，它作用在 B 的每一列上。

多元正态+矩阵拉直和Kronecker乘积

正态数据矩阵

$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ iid $\sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ 的联合概率密度

$$p(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) = \frac{1}{(2\pi)^{np/2} |\Sigma|^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})^\top \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})\right)$$

$X = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top$ 作为一个 $n \times p$ 随机矩阵 (*assemble*), 其概率密度函数?

$$\begin{aligned} \text{容易验证指数上, } \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})^\top \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu}) &= \sum_{i=1}^n \text{tr}[(\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})^\top \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})] \\ &= \sum_{i=1}^n \text{tr} \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu}) (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})^\top = \text{tr}[\Sigma^{-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu}) (\mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu})^\top] = \text{tr}(\Sigma^{-1} (X - M)^\top (X - M)) \end{aligned}$$

正态随机矩阵的分布

X 的概率密度即 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ 的联合概率密度

$$p(X) = p(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) = \frac{1}{(2\pi)^{np/2} |\Sigma|^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}\left\{\Sigma^{-1} (X - M)^\top (X - M)\right\}\right),$$

其中 $M = \mathbf{1}_n \boldsymbol{\mu}^\top$, 我们称 X 服从矩阵多元正态, 记作 $X \sim MN_{n \times p}(M, \Sigma)$ 。

但如何表达 X 元素之间的协方差 $\{\text{cov}(x_{ij}, x_{kl}), i, k = 1, \dots, n; j, l = 1, \dots, p\}$?

定义1(矩阵拉直和Kronecker乘积) :

矩阵 $A = (\mathbf{a}_1, \dots, \mathbf{a}_p)$ 拉直/向量化: $\text{vec}(A) = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{a}_p \end{pmatrix}$.

矩阵 A, B 的Kronecker乘积 $A \otimes B = (a_{ij}B)$, 其中 $A = (a_{ij})$.

附录列举了若干Kronecker乘积的性质, 此处略过。

拉直 X^T

X 各行的联合分布

用 $\text{vec}(X^T)$ 的分布表示 X 的分布:

$$\text{vec}(X^T) \sim N_{np}(\mathbf{1}_n \otimes \boldsymbol{\mu}, I_n \otimes \Sigma)$$

将 $X^T = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)$ 拉直: $\text{vec}(X^T) = \text{vec}(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n \end{pmatrix}$

$$\text{则 } E(\text{vec}(X^T)) = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu} \\ \vdots \\ \boldsymbol{\mu} \end{pmatrix} = \mathbf{1}_n \otimes \boldsymbol{\mu}, \text{ var}(\text{vec}(X^T)) = \begin{pmatrix} \Sigma & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Sigma & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Sigma \end{pmatrix} = I_n \otimes \Sigma$$

拉直 X

X 各列的联合分布

用 $\text{vec}(X)$ 的分布表示 X 的分布:

$$\text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$$

记 $X_{n \times p} = (\mathbf{x}_{(1)}, \dots, \mathbf{x}_{(p)})$, 将 X 拉直为 $\text{vec}(X) = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix}$.

$\Sigma = (\sigma_{ij})$ 。由于样本独立, X 的第 j 列球对称:

$$\mathbf{x}_{(j)} \sim N_n(\mathbf{1}_n \mu_j, \sigma_{jj} I_n), \quad \text{cov}(\mathbf{x}_{(j)}, \mathbf{x}_{(k)}) = \sigma_{jk} I_n$$

$$\begin{aligned} \text{则 } \text{vec}(X) &= \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix} \sim N_{np} \left(\begin{pmatrix} \mathbf{1}_n \mu_1 \\ \vdots \\ \mathbf{1}_n \mu_p \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} I_n & \sigma_{12} I_n & \cdots & \sigma_{1p} I_n \\ \sigma_{21} I_n & \sigma_{22} I_n & \cdots & \sigma_{2p} I_n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} I_n & \sigma_{p2} I_n & \cdots & \sigma_{pp} I_n \end{pmatrix} \right) \\ &= N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n) \end{aligned}$$

引理4.

$$(1) \text{ 对任何 } A_{k \times n}, X_{n \times p}, \text{vec}(AX) = (I_p \otimes A)\text{vec}(X).$$

$$(2) \text{vec}(AXB) = (B^\top \otimes A)\text{vec}(X).$$

$$(3) (A \otimes B)(C \otimes D) = (AC) \otimes (BD).$$

证明：只证 (1) 。记 $X = (\mathbf{x}_{(1)}, \dots, \mathbf{x}_{(p)})$, $AX = (A\mathbf{x}_{(1)}, \dots, A\mathbf{x}_{(p)})$

$$\Rightarrow \text{vec}(AX) = \begin{pmatrix} A\mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ A\mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & & \\ & \ddots & \\ & & A \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix} = (I_p \otimes A)\text{vec}(X)$$

引理5. 假设 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma) \Leftrightarrow \text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$,

其中 $X_{n \times p} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top$ 。若 A 是任一 $k \times n$ 矩阵，则

$$\text{vec}(AX) \sim N_{kp}(\boldsymbol{\mu} \otimes A\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes AA^\top)$$

证明1: 由 $\text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$

$$\Rightarrow \text{vec}(AX) = (I_p \otimes A)\text{vec}(X) \sim N_{kp}((I_p \otimes A)(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n), (I_p \otimes A)(\Sigma \otimes I_n)(I_p \otimes A)^\top)$$

$$= N_{kp}(\boldsymbol{\mu} \otimes A\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes AA^\top)$$

证明2: (更直观的证明, 不利用拉直和Kronecker乘积的性质)

记 $X = (\mathbf{x}_{(1)}, \dots, \mathbf{x}_{(p)})$, $AX = (A\mathbf{x}_{(1)}, \dots, A\mathbf{x}_{(p)})$

$$\text{由 } \text{vec}(X) = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix} \sim N_{np} \left(\begin{pmatrix} \mathbf{1}_n \mu_1 \\ \vdots \\ \mathbf{1}_n \mu_p \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} I_n & \cdots & \sigma_{1p} I_n \\ \vdots & & \vdots \\ \sigma_{p1} I_n & \cdots & \sigma_{pp} I_n \end{pmatrix} \right) = N_{np} (\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$$

$$\Rightarrow \text{vec}(AX) = \begin{pmatrix} A\mathbf{x}_{(1)} \\ \vdots \\ A\mathbf{x}_{(p)} \end{pmatrix} \sim N_{kp} \left(\begin{pmatrix} A\mathbf{1}_n \mu_1 \\ \vdots \\ A\mathbf{1}_n \mu_p \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} AA^\top & \cdots & \sigma_{1p} AA^\top \\ \vdots & & \vdots \\ \sigma_{p1} AA^\top & \cdots & \sigma_{pp} AA^\top \end{pmatrix} \right)$$

$$= N_{kp} (\boldsymbol{\mu} \otimes A\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes AA^\top)$$

总之，各种分布描述等价：

$$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma) \quad (\text{样本分布})$$

$$\Leftrightarrow X = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^\top \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^\top \end{pmatrix} \sim MN_{n \times p}(M, \Sigma) \quad (\text{整体矩阵 } X)$$

$$\Leftrightarrow \text{vec}(X^\top) \sim N_{np}(\mathbf{1}_n \otimes \boldsymbol{\mu}, I_n \otimes \Sigma) \quad (X \text{ 的各行联合分布})$$

$$\Leftrightarrow \text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n) \quad (X \text{ 的各列联合分布})$$

$$\Rightarrow \text{vec}(AX) \sim N_{kp}(\boldsymbol{\mu} \otimes A\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes AA^\top), \quad A: k \times n$$

大多数时间我们将使用最基本的分布表达：

$$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$$

非必要时，不采用Kronecker记号（因为不直观）。

但前述对数据矩阵X的各种理解观点（整体、行、列）都有其重要性。

Wishart分布

Wishart分布

Wishart分布定义: 设 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, 记 $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$,

则 $p \times p$ 随机矩阵 $W = Z^\top Z = \sum_{i=1}^m \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^\top \sim W_p(m, \Sigma)$ 。

显然 $E(W) = m\Sigma$, W/m 是 Σ 的一个无偏估计。

注1: 由引理6, $W = (n-1)S$, S 是基于 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ iid $\sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ 的样本方差矩阵, $m = n-1$ 。

注2: $Z = (\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(p)})$, $\Sigma = (\sigma_{ij})$ 。 Z 的每列球对称:

$$\mathbf{z}_{(j)} \sim N_m(0, \sigma_{jj}I_m), \|\mathbf{z}_{(j)}\|^2 \sim \sigma_{jj}\chi_m^2, j = 1, \dots, p$$

每两列 $\mathbf{z}_{(j)}$, $\mathbf{z}_{(k)}$ 的协方差矩阵也是球形的:

$$\text{cov}(\mathbf{z}_{(j)}, \mathbf{z}_{(k)}) = E(\mathbf{z}_{(j)} \mathbf{z}_{(k)}^\top) = \sigma_{jk}I_m$$

Wishart 矩阵 W :

$$W = Z^\top Z = \begin{pmatrix} \mathbf{z}_{(1)}^\top \mathbf{z}_{(1)} & \cdots & \mathbf{z}_{(1)}^\top \mathbf{z}_{(p)} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{z}_{(p)}^\top \mathbf{z}_{(1)} & \cdots & \mathbf{z}_{(p)}^\top \mathbf{z}_{(p)} \end{pmatrix} \stackrel{d}{=} \begin{pmatrix} \sigma_{11}\chi_m^2 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \cdots & \cdots & \sigma_{pp}\chi_m^2 \end{pmatrix}$$

理解为对角线上是若干相关的scaled χ_m^2 随机变量的集成(assembly)。

样本协方差矩阵

引理6. 若 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 则 $S = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})^\top$ 可以表示为

$$S = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^\top = \frac{1}{n-1} Z^\top Z,$$

其中 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_{n-1} \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_{n-1})^\top$.

证: 首先 $(n-1)S = \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top - n\bar{\mathbf{x}}\bar{\mathbf{x}}^\top$, $X = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top$.

令 H 是一个 $n \times n$ 正交阵, $H = \begin{pmatrix} H_1 \\ \frac{1}{\sqrt{n}} \mathbf{1}_n^\top \end{pmatrix}$, 注意 $H\mathbf{1}_n = (0, \dots, 0, \sqrt{n})^\top$,

则 $Y = HX = \begin{pmatrix} H_1 \\ \frac{1}{\sqrt{n}} \mathbf{1}_n^\top \end{pmatrix} X = \begin{pmatrix} H_1 X \\ \sqrt{n}\bar{\mathbf{x}}^\top \end{pmatrix} \triangleq \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1^\top \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n^\top \end{pmatrix}$, $\mathbf{y}_n = \sqrt{n}\bar{\mathbf{x}}$, 则一定有

$$\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_{n-1} \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma), \quad \mathbf{y}_n \sim N_p(\sqrt{n}\boldsymbol{\mu}, \Sigma), \quad (*)$$

这是因为由引理5, $\text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$,

$$\text{vec}(Y) = \text{vec}(HX) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes H\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes HH^\top) = N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes H\mathbf{1}_n, \Sigma \otimes I_n)$$

注意 $H\mathbf{1}_n = (0, \dots, \sqrt{n})^\top \Rightarrow \mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_{n-1} \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $\mathbf{y}_n \sim N_p(\sqrt{n}\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$.

(*) 也可直观得到：观察 Y 的列

(1) $Y = (\mathbf{y}_{(1)}, \dots, \mathbf{y}_{(p)}) = (H\mathbf{x}_{(1)}, \dots, H\mathbf{x}_{(p)})$ 联合正态；

(2) $\mathbf{x}_{(j)} \sim N_n(\mathbf{1}_n\mu_j, \sigma_{jj}I_n)$

$$\Rightarrow H\mathbf{x}_{(j)} \sim N_n(H\mathbf{1}_n\mu_j, \sigma_{jj}I_n),$$

其中均值 $H\mathbf{1}_n\mu_j = (0, \dots, 0, \sqrt{n}\mu_j)^\top$ ；

(3) $\text{cov}(H\mathbf{x}_{(j)}, H\mathbf{x}_{(k)}) = H\text{cov}(\mathbf{x}_{(j)}, \mathbf{x}_{(k)})H^\top = H(\sigma_{jk}I_n)H^\top = \sigma_{jk}I_n$.

(1)-(3)表明 Y 的各行都是 p 元正态，协方差矩阵都是 Σ ；前 $n-1$ 行均值都是 $\mathbf{0}$ ，最后一行的均值为 $\sqrt{n}\boldsymbol{\mu}$ ，这就是(*)

另外， $Y^\top Y = X^\top H^\top H X = X^\top X$ ，所以

$$\begin{aligned}(n-1)S &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top - n\bar{\mathbf{x}}\bar{\mathbf{x}}^\top = X^\top X - \mathbf{y}_n \mathbf{y}_n^\top = Y^\top Y - \mathbf{y}_n \mathbf{y}_n^\top \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^\top - \mathbf{y}_n \mathbf{y}_n^\top = \sum_{i=1}^{n-1} \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^\top\end{aligned}$$

令 $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_{n-1})^\top = (\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_{n-1})^\top$ 即可。

第6讲定理2(I) : 假设 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z_{m \times p} = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$ 。

若 A 是一个 $m \times m$ 对称幂等的常数矩阵, 则

$$Z^\top AZ \sim W_p(r, \Sigma), \quad r = \text{rank}(A).$$

我们熟知 (第6讲命题3) :

若 A 对称幂等, 向量 $\mathbf{x} \sim N_m(0, \sigma^2 I_m)$, 则 $\|A\mathbf{x}\|^2 = \mathbf{x}^\top A\mathbf{x} \sim \sigma^2 \chi_r^2$

Cochran定理与此类似:

以列向量表示 Z : $Z = (\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(p)})$, $\mathbf{z}_{(j)} \sim N_m(0, \sigma_{jj} I_m)$, 由第6讲命题3
对任一秩 r 投影矩阵 A

$$A \mathbf{z}_{(j)} \sim N_m(0, \sigma_{jj} A), \quad \|A \mathbf{z}_{(j)}\|^2 \sim \sigma_{jj} \chi_r^2$$

$AZ = (A\mathbf{z}_{(1)}, \dots, A\mathbf{z}_{(p)})$ 是 Z 的各列的投影变换, 每列都是球对称正态, 每列模长平方都服从卡方分布。

(hw3.4, 第六讲P16新增了如下推论) :

第6讲推论2: 若 $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ iid $\sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 则 $(n-1)S \sim W_p(n-1, \Sigma)$

证明1: 由引理6立得。

证明2: 令 $\mathbf{z}_i = \mathbf{x}_i - \boldsymbol{\mu} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$

$$X = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top, \quad Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_n)^\top = X - \mathbf{1}\boldsymbol{\mu}^\top$$

$$(n-1)S = X^\top(I_n - P_1)X = Z^\top(I_n - P_1)Z$$

因为 $\text{rank}(I_n - P_1) = \text{tr}(I_n - P_1) = n - 1$,

由Cochran定理, $(n-1)S \sim W_p(n-1, \Sigma)$.

第6讲命题4. 假设 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$,
若矩阵 A, B 列数都是 m , 且 $AB^\top = 0$, 则 AZ, BZ 独立。

注：不要求 A 对称（虽然具体应用中 A 都是对称且幂等），
也不要求 Σ 是单位阵。

直观解释： AZ, BZ 作为 Z 的变换，并不是样本 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ 的线性变换，
而是 Z 的各列的线性变换：

$$AZ = A(\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(1)}) = (A\mathbf{z}_{(1)}, \dots, A\mathbf{z}_{(1)}),$$

$$BZ = B(\mathbf{z}_{(1)}, \dots, \mathbf{z}_{(1)}) = (B\mathbf{z}_{(1)}, \dots, B\mathbf{z}_{(1)}),$$

由第6讲命题3(向量情形)， $AB^\top = 0$,

$$\text{cov}(A\mathbf{z}_{(j)}, B\mathbf{z}_{(k)}) = A \text{cov}(\mathbf{z}_{(j)}, \mathbf{z}_{(k)}) B^\top = \sigma_{jk} AB^\top = 0$$

$$\Rightarrow A\mathbf{z}_{(j)} \perp B\mathbf{z}_{(j)}$$

这解释了为什么
不必要求 $\Sigma = I_p$

证明:不妨假设 $\Sigma = I_p$ (否则令 $\tilde{Z} = Z\Sigma^{-1/2}$,只需证 $A\tilde{Z} \perp B\tilde{Z}$)。

假设 $A_{k \times m}$ 秩 r 的SVD:

$$A = U \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}_{k \times m} V^T, U_{k \times k}, V_{m \times m} \text{正交}, \Lambda_r \text{对角可逆}。$$

记 $Y = V^T Z = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix}$, Y_1 为 $r \times p$, Y_2 为 $(m-r) \times p$, 则 Y_1 与 Y_2 独立,

Z 所有元素 iid $\sim N(0,1)$
 $\Rightarrow Y = H^T Z$ 也是(引理5)

$$\Rightarrow AZ = U \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} V^T Z = U \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = U \begin{pmatrix} \Lambda_r Y_1 \\ 0 \end{pmatrix}, \text{仅与 } Y_1 \text{ 有关}。$$

$$\text{划分 } BV = (C_1, C_2), \text{ 由 } 0 = AB^T = U \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} V^T B^T = U \begin{pmatrix} \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_1^T \\ C_2^T \end{pmatrix}$$

$$= U \begin{pmatrix} \Lambda_r C_1^T \\ 0 \end{pmatrix} \Rightarrow \Lambda_r C_1^T = 0 \Rightarrow C_1 = 0, BV = (0, C_2)$$

$$\Rightarrow BZ = BVY = (0, C_2) \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = C_2 Y_2 \text{ 仅与 } Y_2 \text{ 有关, 所以 } AZ \perp BZ。$$

Wishart分布的概率密度（一般情形）

引理7. 假设 $W \sim W_p(m, \Sigma)$, 若 $m \geq p$, 则 $P(W > 0) = 1$.

证明: 假设 $W = Z^T Z = \sum_{i=1}^m \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^T \sim W_p(m, \Sigma)$,

其中 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^T$,

则 $P(W \text{不可逆}) = P(\text{rank}(W) < p) = P(\text{rank}(Z) < p)$

$= P(\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \text{ 中任取 } p \text{ 个都线性相关})$

$= \binom{m}{p} P(\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_p \text{ 线性相关})$

$= \binom{m}{p} E\{P(\mathbf{z}_1 \in L(\mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_p) \mid \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_p)\} = 0$, 因为 \mathbf{z}_1 与 $\mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_p$ 独立。

定理3: 假设 $W \sim W_p(m, \Sigma), \Sigma > 0, m \geq p$, 划分

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix},$$

其中 W_{11}, Σ_{11} 为 $q \times q$ 矩阵, W_{22}, Σ_{22} 为 $(p-q) \times (p-q)$ 矩阵, 则

(1) $W_{11} \sim W_q(m, \Sigma_{11}), W_{22} \sim W_{p-q}(m, \Sigma_{22})$ 。

(2) $W_{11 \cdot 2} = W_{11} - W_{12}W_{22}^{-1}W_{21} \sim W_q(m - p + q, \Sigma_{11 \cdot 2})$, 且 $W_{11 \cdot 2}$ 与 W_{22}, W_{21} 独立。

(3) $q = 1$ 时, $W_{21} | W_{22} \sim N_{p-1}(W_{22}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}, W_{22}\sigma^2)$, $\sigma^2 = \Sigma_{11 \cdot 2}$ 。

(4) $q > 1$ 时, 给定 W_{22} 时, W_{21} 所有元素联合服从 $q(p-q)$ 元正态:

$$\text{vec}(W_{21}^T) | W_{22} \sim N_{q(p-q)}(\text{vec}(\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}W_{22}), W_{22} \otimes \Sigma_{11 \cdot 2})$$

参见 Bilodeau & Brenner, 2009, P92, Proposition 7.9

证: (1)取 $A = (I_q, 0)$, 则由定理1, $W_{11} = AWA^T \sim W_q(m, \Sigma_{11})$ 。

(2) 假设 $W = Z^T Z$, 其中 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ iid $\sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$, $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^T$ 。

$$\text{划分 } \mathbf{z}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_i \\ \mathbf{y}_i \end{pmatrix} \begin{matrix} q \times 1 \\ (p-q) \times 1 \end{matrix}, \text{ 划分 } Z_{m \times p} = \begin{pmatrix} \mathbf{z}_1^T \\ \vdots \\ \mathbf{z}_m^T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^T & \mathbf{y}_1^T \\ \vdots & \vdots \\ \mathbf{x}_m^T & \mathbf{y}_m^T \end{pmatrix} \triangleq (X_{m \times q}, Y_{m \times (p-q)})$$

由 $Z = (X, Y)$, 得

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X^T \\ Y^T \end{pmatrix} (X, Y) = \begin{pmatrix} X^T X & X^T Y \\ Y^T X & Y^T Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T & \sum \mathbf{x}_i \mathbf{y}_i^T \\ \sum \mathbf{y}_i \mathbf{x}_i^T & \sum \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^T \end{pmatrix}$$

$$W_{11 \cdot 2} = W_{11} - W_{12} W_{22}^{-1} W_{21} = X^T X - X^T Y (Y^T Y)^{-1} Y^T X = X^T (I_m - P_Y) X$$

不能直接对 $W_{11 \cdot 2} = X^T (I_m - P_Y) X$ 应用Cochran定理, 这是因为 $I_m - P_Y$ 不是常数矩阵, 故下面考虑 Y 给定时的情形。给定 Y 的条件下, X 各行的分布仍是正态, 但均值和方差都有变化。

$$\mathbf{z}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_i \\ \mathbf{y}_i \end{pmatrix} \sim N_p \left(\mathbf{0}, \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \right) \Rightarrow \mathbf{x}_i | \mathbf{y}_i \sim N_q (\Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \mathbf{y}_i, \Sigma_{11 \cdot 2})$$

$\mathbf{x}_i | \mathbf{y}_i \sim N_q(\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\mathbf{y}_i, \Sigma_{11\bullet 2})$, 记去相关化 $\mathbf{v}_i \triangleq \mathbf{x}_i - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\mathbf{y}_i$, 则

$$\mathbf{v}_i \sim N_q(0, \Sigma_{11\bullet 2}), \text{ 且 } \mathbf{v}_i \text{ 与 } \mathbf{y}_i \text{ 独立.}$$

记 $V = (\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_m)^\top = X - Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} \Rightarrow X = V + Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$, 所以

$$\begin{aligned} W_{11\bullet 2} &= X^\top(I_m - P_Y)X = (V + Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21})^\top(I_m - P_Y)(V + Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}) \\ &= V^\top(I_m - P_Y)V. \end{aligned}$$

因为

- V 各行为 iid $N_q(0, \Sigma_{11\bullet 2})$ 随机向量, 与 Y 独立;
- 给定 Y 时, $(I_m - P_Y)$ 是对称幂等常数矩阵, $\text{rank}(I_m - P_Y) = m - p + q$,

所以由Cochran定理 (定理2)

$$W_{11\bullet 2} | Y = V^\top(I_m - P_Y)V | Y \sim W_q(m - p + q, \Sigma_{11\bullet 2})$$

上述分布与给定的 Y 无关, 故 $W_{11\bullet 2} \sim W_q(m - p + q, \Sigma_{11\bullet 2})$, 与 Y 独立,

与 $W_{22} = Y^\top Y$ 也独立.

下面证明 $W_{11 \cdot 2}$ 与 $\{W_{22}, W_{21}\}$ 独立

$$\text{改写 } W_{21} = Y^T X = Y^T (V + Y \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}) = Y^T V + Y^T Y \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}$$

$$\text{而 } W_{11 \cdot 2} = V^T (I_m - P_Y) V,$$

给定 Y 时, $(I_m - P_Y)$ 和 Y 都是常数矩阵, 且 $(I_m - P_Y)Y = 0$,

注意 V 与 Y 独立,

由上一讲命题4, 给定 Y 时, $(I_m - P_Y)V$ 与 $Y^T V$ 独立。

\Rightarrow 给定 Y 时,

$$W_{11 \cdot 2} = [(I_m - P_Y)V]^T (I_m - P_Y)V \text{ 与 } W_{21} = Y^T V + Y^T Y \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21} \text{ 条件独立}$$

即 $W_{11 \cdot 2} \perp\!\!\!\perp \{W_{12}, W_{22}\} \mid Y$, 但 $W_{11 \cdot 2} \perp\!\!\!\perp Y$,

$\Rightarrow W_{11 \cdot 2} \perp\!\!\!\perp \{W_{12}, W_{22}\}$ (引理3)

(3) $k = 1$ 情形: X 为 $m \times 1$ 向量, Y 为 $m \times (p - 1)$ 矩阵。

$V = (\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_m)^\top = X - Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$ 为 $m \times 1$ 向量, 各分量 iid $\sim N_1(0, \Sigma_{11 \bullet 2})$,

且与 Y 独立, 即 $V \sim N_m(0, \Sigma_{11 \bullet 2} I_m)$ 。因为

$$W_{21} = Y^\top X = Y^\top (V + Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}) = Y^\top V + Y^\top Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21},$$

则 $W_{21} | Y \sim N(Y^\top Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}, Y^\top Y\Sigma_{11 \bullet 2})$ 仅与 $W_{22} = Y^\top Y$ 有关,

所以由引理2, $W_{21} | W_{22} \sim N(W_{22}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}, W_{22}\Sigma_{11 \bullet 2})$ 。

(4) 一般 k 情形(可忽略, 后面我们将只需要 $k = 1$ 情形):

$V = (\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_m)^\top = X - Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$, 其各行为 iid $N(0, \Sigma_{11 \bullet 2})$

随机向量, 且与 Y 独立, 即 $\text{vec}(V^\top) \sim N(0, I_m \otimes \Sigma_{11 \bullet 2})$

$$W_{21} = Y^\top X = Y^\top (V + Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}) = Y^\top V + Y^\top Y\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$$

$\text{vec}(V^\top Y) = (Y^\top \otimes I_q)\text{vec}(V^\top)$, 则

$\text{vec}(W_{21}^\top) | Y \sim N(\text{vec}(\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}Y^\top Y), Y^\top Y \otimes \Sigma_{11 \bullet 2})$ 仅与 $W_{22} = Y^\top Y$ 有关,

所以 $\text{vec}(W_{21}^\top) | W_{22} \sim N(\text{vec}(\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}W_{22}), W_{22} \otimes \Sigma_{11 \bullet 2})$ 。

推论3: 假设 $W \sim W_p(m, \Sigma)$, 划分 $W = \begin{pmatrix} w_{11} & \mathbf{w}_{12} \\ \mathbf{w}_{21} & W_{22} \end{pmatrix}$, $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \boldsymbol{\sigma}_{12} \\ \boldsymbol{\sigma}_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$,

其中 w_{11}, σ_{11} 为标量, W_{22}, Σ_{22} 为 $(p-1) \times (p-1)$ 矩阵, 定义决定

系数 $R^2 = \frac{\mathbf{w}_{12} W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21}}{w_{11}}$, 则当 $\boldsymbol{\sigma}_{12} = 0$ 时,

$$\frac{m-p+1}{p-1} \times \frac{R^2}{1-R^2} \sim F_{p-1, m-p+1}^\circ$$

证明: $R^2 / (1-R^2) = \frac{\mathbf{w}_{12} W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21}}{w_{11 \cdot 2}}, \sigma_{11 \cdot 2} = \sigma_{11}$

(1) 由定理3, $w_{11 \cdot 2} = w_{11} - \mathbf{w}_{12} W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21} \sim W_1(m-p+1, \sigma_{11 \cdot 2}) = \sigma_{11} \chi_{m-p+1}^2$.

(2) $\mathbf{w}_{21} | W_{22} \sim N_{p-1}(W_{22} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}, W_{22} \sigma_{11}) = N_{p-1}(\mathbf{0}, W_{22} \sigma_{11}) \Rightarrow \mathbf{w}_{21}^\top W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21} \sim \sigma_{11} \chi_{p-1}^2$

两者独立 (因为 $w_{11 \cdot 2}$ 与 \mathbf{w}_{21}, W_{22} 独立), 所以

$$\frac{m-p+1}{p-1} \times \frac{R^2}{1-R^2} = \frac{\mathbf{w}_{12} W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21} / (p-1)}{w_{11 \cdot 2} / (m-p+1)} \sim F_{p-1, m-p+1}.$$

注1: $p = 2$ 时, $R^2 = \frac{w_{12}}{\sqrt{w_{11}w_{22}}} = r^2$ (相关系数平方),

$$(m-1) \times \frac{r^2}{1-r^2} \sim F_{1,m-1} \Leftrightarrow \sqrt{m-1} \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sim t_{m-1},$$

这是推论2的结果。

注2: 若 $W = \sum_{i=1}^m \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^\top$, $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m \text{ iid} \sim N_p(\mathbf{0}, \Sigma)$.

记 $\mathbf{z}_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{ip})^\top$, 考虑线性回归

$$z_{i1} \sim z_{i2} + \dots + z_{ip}$$

其决定系数 $R^2 = \frac{\mathbf{w}_{12} W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21}}{w_{11}}$

第6讲命题5和习题3.5求出了 $W_2(m, I_2)$ 的密度，一般情况类似。

Wishart分布的概率密度

定理4. $m \geq p$ 时, $W \sim W_p(m, \Sigma)$ 的概率密度函数为

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

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

证明大概: 首先假设 $\Sigma = I_p$. 划分 $W = \begin{pmatrix} w_{11} & \mathbf{w}_{21}^\top \\ \mathbf{w}_{21} & W_{22} \end{pmatrix}$, 其中 w_{11} 为 1×1 ,

由定理3, $w_{11 \cdot 2} \sim W_1(m-p+1, I) = \chi_{m-p+1}^2$, $\mathbf{w}_{21} | W_{22} \sim N(0, W_{22})$, $W_{22} \sim W_{p-1}(m)$

所以 W 的密度

$$\begin{aligned} f_p(W) &= f(w_{11 \cdot 2}, \mathbf{w}_{21}, W_{22}) = f(w_{11 \cdot 2}, \mathbf{w}_{21} | W_{22}) f_{p-1}(W_{22}) \\ &= f(w_{11 \cdot 2}) f(\mathbf{w}_{21} | W_{22}) f_{p-1}(W_{22}) \end{aligned}$$

因此我们得到了 $W_p(m)$ 和 $W_{p-1}(m)$ 密度的递归表达, 结合 $w_{pp} \sim \chi_m^2$,

可推导出 $f_p(V)$. 进一步, 通过变换 $W \rightarrow \Sigma^{1/2} W \Sigma^{1/2}$ 得到 $W_p(m, \Sigma)$ 的密度。

细节参见附录.

证明：首先，假设 $\Sigma = I_p$ 。归纳法，显然 $p = 1$ 时成立（卡方）。

划分 $W = \begin{pmatrix} w_{11} & \mathbf{w}_{12} \\ \mathbf{w}_{21} & W_{22} \end{pmatrix}$ ，左上角 w_{11} 为标量。

由定理3， $w_{11 \bullet 2} \sim \chi_{m-p+1}^2$ ， $\mathbf{w}_{21} | W_{22} \sim N_{p-1}(\mathbf{0}, W_{22})$ ， $W_{22} \sim W_{p-1}(m)$ ，

假设 $(p-1) \times (p-1)$ 矩阵 W_{22} 的密度 $p(W_{22})$ 具有形式

$$p(W_{22}) = \frac{1}{2^{m(p-1)/2} \Gamma_{p-1}(m/2)} |W_{22}|^{(m-p)/2} \exp(-trW_{22}/2)$$

$(w_{11 \bullet 2}, \mathbf{w}_{21}, W_{22})$ 的联合密度 $p(w_{11 \bullet 2}, \mathbf{w}_{21}, W_{22}) = p(w_{11 \bullet 2})p(\mathbf{w}_{21} | W_{22})p(W_{22})$

$$= \frac{1}{2^{(m-p+1)/2} \Gamma((m-p+1)/2)} w_{11 \bullet 2}^{(m-p+1)/2-1} \exp(-w_{11 \bullet 2}/2)$$

$$\times \frac{1}{(2\pi)^{(p-1)/2} |W_{22}|} \exp(-\mathbf{w}_{21}^T W_{22}^{-1} \mathbf{w}_{21}) \times \frac{1}{2^{m(p-1)/2} \Gamma_{p-1}(m/2)} |W_{22}|^{(m-p)/2} \exp(-trW_{22}/2)$$

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

注意 $|W| = w_{11 \bullet 2} |W_{22}|$

变换 $(w_{11,2}, \mathbf{w}_{21}, W_{22}) \rightarrow (w_{11}, \mathbf{w}_{21}, W_{22})$ 的Jacobian $J = 1$,
 所以 (*) 式就是 $(w_{11}, \mathbf{w}_{21}, W_{22})$ 的联合概率密度, 即 W 的概率密度。

若 $W \sim W_p(m, \Sigma)$, 我们已知 $V = \Sigma^{-1/2}W\Sigma^{-1/2} \sim W_p(m)$,

上一页已经证明了 V 的概率密度

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

则 $W = \Sigma^{1/2}V\Sigma^{1/2}$ 的Jacobian: $J(V \rightarrow W) = |\Sigma|^{-(p+1)/2}$, W 的密度:

$$p_{W_p(m, \Sigma)}(W) = p_{W_p(m)}(\Sigma^{-1/2}W\Sigma^{-1/2}) |\Sigma|^{-(p+1)/2}.$$

至此, 我们证明了定理4.

设 X 是 $n \times n$ 对称矩阵, A 是 $n \times n$ 常数矩阵,
 变换 $Y = AXA^T$ 的Jacobian $J = |A|^{n+1}$.
 参见Bilodeau and Brenner (2009) P30

问题：从矩阵正态密度出发，通过变换求解Wishart分布？

我们已知(P2)，若 $\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m$ iid $\sim N_p(0, \Sigma)$ ，则 $Z = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_m)^\top$ 的联合概率密度

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

$Z \rightarrow W = Z^\top Z$ 的Jacobian: $J = J(Z \rightarrow W) = ?$

Wishart矩阵的特征根分布

$m \geq p$ 时， $W \sim W_p(m)$ 的特征根 $\lambda_1, \dots, \lambda_p > 0$ 的联合概率密度函数

$$p(\lambda_1, \dots, \lambda_p) = c_{mp} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_i \lambda_i\right) \left(\prod_{i=1}^p \lambda_i\right)^{(m-p-1)/2} \prod_{i < j} |\lambda_i - \lambda_j|$$

附：矩阵拉直/向量化

□ 矩阵 $Y = (\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_n)$ 拉直：
$$\text{vec}(Y) = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n \end{pmatrix},$$

□ 矩阵 A, B 的 Kronecker 乘积：
$$A \otimes B = (a_{ij}B).$$

□
$$X = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^\top \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^\top \end{pmatrix} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)^\top = (\mathbf{x}_{(1)}, \dots, \mathbf{x}_{(n)})$$

$$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \text{ iid} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$$

$$\Leftrightarrow \text{vec}(X^\top) \sim N_{np}(\mathbf{1} \otimes \boldsymbol{\mu}, I_n \otimes \Sigma)$$

$$\Leftrightarrow \text{vec}(X) \sim N_{np}(\boldsymbol{\mu} \otimes \mathbf{1}, \Sigma \otimes I_n)$$

□ 常用性质：

$$\text{vec}(AXB) = (B^\top \otimes A)\text{vec}(X),$$

$$(A \otimes B)(C \otimes D) = (AC) \otimes (BD)$$

Lemma 6.1 *The Kronecker product satisfies the following:*

- (i) $(a\mathbf{A}) \otimes (b\mathbf{B}) = ab(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})$, $a, b \in \mathbb{R}$
- (ii) $(\mathbf{A} + \mathbf{B}) \otimes \mathbf{C} = (\mathbf{A} \otimes \mathbf{C}) + (\mathbf{B} \otimes \mathbf{C})$
- (iii) $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}) \otimes \mathbf{C} = \mathbf{A} \otimes (\mathbf{B} \otimes \mathbf{C})$
- (iv) $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})' = \mathbf{A}' \otimes \mathbf{B}'$,
- (v) $(\mathbf{AB}) \otimes (\mathbf{CD}) = (\mathbf{A} \otimes \mathbf{C})(\mathbf{B} \otimes \mathbf{D})$
- (vi) $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})^{-1} = \mathbf{A}^{-1} \otimes \mathbf{B}^{-1}$, whenever \mathbf{A} and \mathbf{B} are nonsingular.
- (vii) *If $\mathbf{v} \neq \mathbf{0}$ and $\mathbf{u} \neq \mathbf{0}$ are eigenvectors of \mathbf{A} and \mathbf{B} , respectively, $\mathbf{A}\mathbf{v} = \lambda\mathbf{v}$, and $\mathbf{B}\mathbf{u} = \gamma\mathbf{u}$, then $\mathbf{v} \otimes \mathbf{u}$ is an eigenvector of $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}$ corresponding to the eigenvalue $\lambda\gamma$.*
- (viii) $\text{tr}(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}) = (\text{tr} \mathbf{A})(\text{tr} \mathbf{B})$
- (ix) $|\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}| = |\mathbf{A}|^q |\mathbf{B}|^p$, $\mathbf{A} \in \mathbb{R}_p^p$, $\mathbf{B} \in \mathbb{R}_q^q$
- (x) *If $\mathbf{A} > \mathbf{0}$ and $\mathbf{B} > \mathbf{0}$, then $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} > \mathbf{0}$.*

参见Bilodeau & Brenner, P74, Lemma 6.1.