

关于一类随机矩阵特征根极限分布的注记*

白志东

(中国科学技术大学)

一 引言

考虑 k 个 p 维总体 $X_1, X_2, \dots, X_k$ 。假定它们都服从正态分布, 其均值向量分别是 $(\xi_{1i}, \xi_{2i}, \dots, \xi_{pi})$, $i = 1, 2, \dots, k$, 且具有共同的协方差矩阵 $\Sigma = (\sigma_{ij})$, $i, j = 1, 2, \dots, p$ 。考虑矩阵

[illegible]

如果 ξ 的秩为 1，则说明 k 个总体的重心重合，如果 ξ 的秩为 2，则说明这些重心共线等等。所以 ξ 的秩是多元统计中受关心的一个重要的数量。

现在我们假定从 k 个总体中分别抽取了大小为 $m_1, m_2, \dots, m_k$ 的样本。记

$$\left\{ \begin{aligned} \xi_i &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k m_t \xi_{it}, \\ \psi_{ij} &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k m_t (\xi_{it} - \xi_i)(\xi_{jt} - \xi_j), \\ N &= \sum_{t=1}^k m_t. \end{aligned} \right. \quad (2)$$

显而易见, 矩阵 (ψ_{ij}) 的秩恰比矩阵 ξ 的秩少 1。其次, 矩阵 (ψ_{ij}) 的秩恰好等于行列式方程

$$|(\psi_{ij} - \lambda \sigma_{ij})| = 0 \quad (3)$$

的正特征根的个数。这样一来，研究 ξ 的秩的问题便转变成了研究 (3) 的正根个数，或者更广而言之，成了研究 (3) 的正根的问题了。

返回来再考虑已经抽定的 k 个样本。以 $(x_{1t}, \dots, x_{pt})$ 表示第 t 个样本均值向量。以

* 1984年11月14日收到。推荐人：钟开莱（美国斯坦福大学）。

$(x_1, \dots, x_p)$ 记总合样本均值向量, 以 (s_{ij}) $i, j = 1, 2, \dots, p$ 记第 t 个样本的样本协方差矩阵. 又记

$$\begin{aligned}\bar{a}_{ij} &= \sum_{t=1}^k m_t (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{jt} - \bar{x}_j), \\ \bar{b}_{ij} &= \sum_{t=1}^k (m_t) s_{ijt}, \\ l_1 &= \min(p, k-1), \\ l_2 &= \max(p, k-1),\end{aligned}$$

易见矩阵 $(\bar{a}_{ij})$ 非负定且秩为 l_1 , 当 $N-k \geq p$ 时, 矩阵 $(\bar{b}_{ij})$ 是正定的. 因此行列式方程

$$|(\bar{a}_{ij} - \phi \bar{b}_{ij})| = 0 \quad (4)$$

恰有 $p-l_1$ 个零根和 l_1 个实正根.

(4) 的 l_1 个非零根在判别分析中起着十分重要的作用. 它们的分布仅依赖于 (3) 的根. 当 (3) 之根全为零时, 其精确分布是已知的 (见 [1]). 许宝騄教授在 [2] 中求得了这些正根的极限分布. 即得到了

定理 设样本大小满足 $m_t = mq_t$, $t = 1, 2, \dots, k$. $q = \sum_{t=1}^k q_t$. $N = mq$ (注意此时 (3) 之解与 m 无关). 设 (3) 具有不同正根 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_r > 0$, 各有 $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_r$ 重. 记

$$a_0 = 0, \quad a_h = a_{h-1} + \mu_h, \quad h = 1, 2, \dots, r, \quad r = a_r.$$

又记 (4) 之正根为 $\phi_1 \geq \phi_2 \geq \dots \geq \phi_{l_1} > 0$. 定义

$$\begin{aligned}\xi_i &= \sqrt{N} (2\lambda_h^2 + 4\lambda_h)^{-1/2} (\phi_i - \lambda_h), \quad (i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, \quad h = 1, 2, \dots, r) \\ \xi_i &= N\phi_i, \quad (i = r+1, \dots, l_1)\end{aligned}$$

则当 $m \rightarrow \infty$ 时, $\xi_1, \dots, \xi_{l_1}$ 的极限分布密度是

$$D(\xi_1, \dots, \xi_{a_1}) D(\xi_{a_1+1}, \dots, \xi_{a_2}) \cdots D(\xi_{a_{r-1}+1}, \dots, \xi_{a_r}) D_1(\xi_{r+1}, \dots, \xi_{l_1}) \quad (5)$$

其中

$$\begin{aligned}D(x_1 \cdots x_\mu) &= \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{1}{2}\mu} \left(\prod_{i=1}^{\mu} \Gamma\left(\frac{\mu_i}{2}\right)\right)^{-1} \left\{ \prod_{i=1}^{\mu} \prod_{j=i+1}^{\mu} (x_i - x_j) \right\} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{\mu} x_i^2\right\} \\ &(\infty > x_1 \geq x_2 \geq \dots \geq x_\mu > -\infty),\end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}D_1(\xi_{r+1}, \dots, \xi_{l_1}) &= \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{1}{2}(p-r)(n_1-r)} \pi^{\frac{1}{2}(l_1-r)} \left\{ \prod_{i=1}^{l_1-r} \Gamma\left(\frac{1}{2} l_2 - \frac{1}{2} r - \frac{1}{2} i + \frac{1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{i}{2}\right) \right\}^{-1} \\ &\times \left\{ \prod_{i=r+1}^{l_1} \prod_{j=i+1}^{l_1} (\xi_i - \xi_j) \right\} \left\{ \prod_{i=r+1}^{l_1} \xi_i \right\}^{\frac{1}{2}(l_1-l_1-1)} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=r+1}^{l_1} \xi_i\right\} \\ &(\infty > \xi_{r+1} \geq \dots \geq \xi_{l_1} \geq 0) (n_1 = k-1).\end{aligned} \quad (7)$$

前不久, 梁文骐教授发现所用引理有错误, 并给出了反例. 由于 [2] 系多元统计分析中一著名文献, 钟开莱教授建议撰写本文对这一定理的证明中起关键作用的引理 3 给以补救.

二 一个反例

为了说清这个反例, 我们先将文 [2] 引理 1 引述如下:

设 $Q_n (n = 1, 2, \dots)$ 是有限维随机点, 维数与 n 无关. 又设其值域为 Borel 集 E_n , $E_n \subset E_{n+1}$, $n = 1, 2, \dots$, 令

$$E = \lim_n E_n.$$

假定 Q_n 的分布函数收敛于一个连续的极限分布函数. $f_n(p) (n=1, 2, \dots)$ 是定义在 E_n 上的 Borel 可测实值点函数. 假定

$$\lim_{n \rightarrow \infty} f_n(p) = 0, \quad \forall p \in E.$$

则 $f_n(Q_n) \rightarrow 0$ in pr. $n \rightarrow \infty$.

例 1 设 p_n 为第 n 个素数. $F_n = \left\{ \frac{1}{p_n}, \frac{2}{p_n}, \dots, \frac{p_n-1}{p_n} \right\}$.

$$f_n(p) = \begin{cases} 1, & \text{若 } p \in F_n, \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$$

显然

$$f_n(p) \rightarrow 0, \quad \forall p \in (0, 1).$$

定义 Q_n , 服从分布如下,

$$P(Q_n < x) = \frac{k_n(x)}{2p_n} + \frac{p_n+1}{2p_n} \int_{-\infty}^x I_{(0,1)}(u) du,$$

式中 $k_n(x)$ 为 F_n 中小于 x 的元的个数. I_A 为集合 A 的示性函数, 显然 Q_n 的分布趋于 $(0, 1)$ 上的均匀分布, $E_n = (0, 1) = E$, 但

$$P(f_n(Q_n) \geq 1) = P(Q_n \in F_n) = \frac{p_n-1}{2p_n} \rightarrow \frac{1}{2}.$$

事实上, 对此例稍事修改, 可以使所有 $f_n(p)$ 连续, Q_n 的分布绝对连续. 引理结论仍然不成立, 另一方面, 倘若 Q_n 有密度 f_n , 且 $f_n \rightarrow$ 某密度 f , 则 §1 引理结论成立. 因非本文重点, 故从略.

三 许氏定理的证明

记 $n_1 = k-1$, $n = N-k$, $v = N^{-\frac{1}{2}}$,

$$\begin{aligned} a_{ij} &= \sum_{\beta=1}^{n_1} y_{i\beta} y_{j\beta}, & u_{ii} &= (\sum_{r=1}^n z_{ir}^2 - N) / \sqrt{2N} \\ u_{ij} &= (\sum_{r=1}^n g_{ir} z_{jr}) / \sqrt{N}, \quad i \neq j, \quad 1 \leq i, j \leq p. \end{aligned} \quad (8)$$

在 [2] 中证明了 (4) 的解的分布与下面行列式方程解的分布相同.

$$|(v^2 A + vC - v\phi U + D)| = 0, \quad (9)$$

其中

$$\begin{aligned} A &= (a_{ij}), \quad U = \begin{pmatrix} \sqrt{2} u_{11}, \dots, u_{1p} \\ \vdots \\ u_{p1}, \dots, \sqrt{2} u_{pp} \end{pmatrix}, \\ D &= \begin{pmatrix} (\lambda_1 - \phi) I_{n_1} & & \\ & \ddots & \\ & & (\lambda_v - \phi) I_{n_v} \\ & & & -\phi I_{p-v} \end{pmatrix}, \quad C = \begin{pmatrix} C_{11} \cdots C_{1v} & E'_1 \\ \vdots & \vdots \\ C_{1v} \cdots C_{vv} & E'_v \\ E_1 \cdots E_v & 0 \end{pmatrix}, \end{aligned}$$

$$C_{hh} = \sqrt{\lambda_h} (y_{ij} + y_{ji}), \quad (i, j = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, h = 1, 2, \dots, p)$$

$$C_{hg} = \sqrt{\lambda_h} (y_{ji} + \sqrt{\lambda_g} y_{ij}), \quad (h \neq g, i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, j = a_{g-1} + 1, \dots, a_g)$$

$$E_h = \sqrt{\lambda_h} (y_{ij}), \quad (i = r + 1, \dots, p, j = a_{h-1} + 1, \dots, a_h)$$

而 y_{ij}, z_{ij} 的分布函数密度为

$$(2\pi)^{-\frac{1}{2}(p \cdot n_1 + n)} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_1} y_{ij}^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{r=1}^n r_{ir}^2 \right) \right\}. \quad (10)$$

[2] 中引理 2, 即关于全部 u_{ij} 渐近于独立的 $N(0, 1)$ 的结论, 虽在其证明中使用了引理 1, 其结论之正确性易见, 修改证明亦不难, 可参看陈希孺[3]中的引理 9 及引理 10.

以此引理 2, [2] 中便将诸 u_{ij} 换成了 iid $N(0, 1)$ 变量 $\{W_{ij}\}$ (虽然并未明说). 此事之容许性并非显见. 为此我们需要下面的引理.

引理 1 设 d 是一个正整数. Q_n, Q 分别是 $(R^d, \mathcal{B}(R^d))$ 上的概率测度, $Q_n \xrightarrow{W} Q$. 则存在一个概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, P)$, 在其上定义一系列随机向量 $\{X_n\}$ 及 X , 使得 $X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)$, $\forall \omega \in \Omega$ 且 X_n, X 的分布分别是 Q_n 和 Q .

这个引理实际上可以推广到完备度量空间上的收敛测度序列, 由于证明较长及有很有趣的应用, 我们将另文给出 (见[4]).

利用这个引理, 我们可以在某个概率空间上定义 $(\tilde{u}_{ij}, w_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, p)$, 使得 $\tilde{u}_{ij} \rightarrow w_{ij} (N \rightarrow \infty)$, $\{u_{ij}\}$ 与 $\{u_{ij}\}$ 对每个 N 同分布, $\{w_{ij}\}$ 为 iid $N(0, 1)$ 随机变量组, 由 $\{y_{ij}\}$ 与 $\{u_{ij}\}$ 独立, 故仍可使 $\{\tilde{u}_{ij}\}$ 与 $\{y_{ij}\}$ 独立. 由于我们仅考虑 (9) 的解的极限分布. 故我们不妨假定

$$U \rightarrow W = \begin{pmatrix} \sqrt{2} w_{11} \cdots w_{1p} \\ \vdots \\ w_{p1} \cdots \sqrt{2} w_{pp} \end{pmatrix} \quad \forall \omega \in \Omega. \quad (11)$$

(当然, 对不同的 n , 所有的 U 不再满足 (8) (10) 决定的关系了.)

引理 2 设 $K \geq k$, $f_n(z) = a_K^{(n)} z^K + \dots + a_0^{(n)} \rightarrow f(z) = a_k z^k + \dots + a_0$, 其中 $a_K^{(n)} \neq 0$, $a_k \neq 0$, $n = 1, 2, \dots$. 设 f 的根为 $z_1, \dots, z_k$, 则 f_n 的根可适当排列为 $z_1^{(n)}, \dots, z_k^{(n)}, z_{k+1}^{(n)}, \dots, z_K^{(n)}$, 使得当 $n \rightarrow \infty$ 时, $z_i^{(n)} \rightarrow z_i (i \leq k)$, $|z_j^{(n)}| \rightarrow \infty (j > k)$.

证 若 $K > k$, 则 $a_K^{(n)} \rightarrow 0$, 而 $a_k^{(n)} \rightarrow a_k \neq 0$. 故 $\left| \frac{a_K^{(n)}}{a_k^{(n)}} \right| \rightarrow \infty$, 由韦达定理知必有一个根 $|z_K^{(n)}| \rightarrow \infty$. 又由因式分解定理知存在 $K-1$ 阶多项式 $P_{K-1}^{(n)}(z)$ 致 $f_n(z) = \left(\frac{z}{z_K^{(n)}} - 1 \right) (-P_{K-1}^{(n)}(z))$, 令 $n \rightarrow \infty$, 由条件 $f_n \rightarrow f$ 知 $P_{K-1}^{(n)}(z) \rightarrow f(z)$. 由归纳法知, 可以找到 f_n 的 $K-k$ 个根 $|z_j^{(n)}| \rightarrow \infty j = k+1, \dots, K$, 以及 k 次多项式 $P_k^{(n)}(z) \rightarrow f(z)$, 且 $P_k^{(n)}(z)$ 的根也是 $f_n(z)$ 的根. 我们断言, 必可找到 $P_k^{(n)}(z)$ 的一个根 $z_1^{(n)}$, 使得 $z_1^{(n)} \rightarrow z_1$. 若不然, 则存在 $\varepsilon > 0$, 自然数序列 n_j , 使得 $|z_l^{(n)} - z_1| > \varepsilon, l = 1, 2, \dots, k, n = n_j$, 其中 $z_1^{(n)}, \dots, z_k^{(n)}$ 都是 $P_k^{(n)}(z)$ 的根. 由分解定理知, $P_k^{(n)}(z) = b_k^{(n)} \prod_{l=1}^k (z - z_l^{(n)})$; 其中 $b_k^{(n)}$ 是 $P_k^{(n)}(z)$ 的首项系数, 故趋于 a_k , 代入 z_1 令 n 沿 n_j 趋于无穷知 $P_k^{(n)}(z_1) \rightarrow f(z_1) = 0$, 另一方面有 $|P_k^{(n)}(z_1)| = |b_k^{(n)}| \prod_{l=1}^k |z_1 - z_l^{(n)}| \geq |b_k^{(n)}| \varepsilon^k \rightarrow |a_k| \varepsilon^k$, 当 n 沿 n_j 趋于无穷时. 又由因子分解定理知, 存在 $k-1$ 阶多项式 $P_{k-1}^{(n)}(z)$

使 $(z - z_1^{(n)})P_{k-1}^{(n)}(z) = P_k^{(n)}(z)$, $P_{k-1}(z)$ 使 $(z - z_1)P_{k-1}(z) = f(z)$, 由 $P_k^{(n)} \rightarrow f$ 及 $z_1^{(n)} \rightarrow z_1$ 知, $P_{k-1}^{(n)} \rightarrow P_{k-1}$. 由归纳法易知引理成立.

将 W 按 C 同样阶数分块, 分块阵记作 W_{lg} , 由 (11) 中 $U \rightarrow W$, $\forall \omega \in \Omega$ 的假定知, (9) 的解除去 $p-l_1$ 个零根外, 其余的 l_1 个实根 ϕ_i 满足

$$\phi_i = \lambda_h + o(1), \quad i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, \quad h = 1, 2, \dots, \nu + 1 \quad (12)$$

其中 $\lambda_{\nu+1} = 0$, $a_{\nu+1} = l_1$, 记 $\Delta = \min_{1 \leq h \leq \nu} (\lambda_h - \lambda_{h+1}) > 0$. 以下固定 $\omega \in \Omega$. 以 $\phi = \lambda_1 + v\eta$ 代入 (9) 左边, 并在前 μ_1 行, 前 μ_1 列各除以 $\sqrt{v}$, 令 $N \rightarrow \infty$, (9) 左边经变化后趋于

$$\det \begin{pmatrix} C_{11} - \lambda_1 W_{11} - \eta I_{\mu_1} & & & \\ & (\lambda_2 - \lambda_1) I_{\mu_2} & & \\ & & \ddots & \\ & & & (\lambda_\nu - \lambda_1) I_{\mu_\nu} \\ & & & & -\lambda_1 I_{p-r} \end{pmatrix}$$

此为 η 的 μ_1 次多项式, 其根同于下面方程.

$$|C_{11} - \lambda W_{11} - \eta I_{\mu_1}| = 0 \quad (13)$$

这个极限说明, 作为 η 的多项式, (9) 左边 $\rightarrow$ (13) 左边, 又由 (12) 知, 当 $N \geq N(\omega)$ 时

$$|\phi_i - \lambda_h| < \frac{1}{3} \Delta, \quad i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, \quad h = 1, 2, \dots, \nu + 1.$$

记 $\bar{\eta}_i = (\phi_i - \lambda_1)/v$. 则

$$|\bar{\eta}_i| < \Delta/(3v), \quad i = 1, 2, \dots, \mu_1 = a_1.$$

$$\bar{\eta}_i < -2\Delta/3v, \quad i = a_1 + 1, \dots, l_1.$$

以 η_i 记 (13) 的根, 并按大小顺序排列, 由引理 2 知,

$$\bar{\eta}_i \rightarrow \eta_i \quad i = 1, 2, \dots, \mu_1 = a_1 \quad a.s. \quad (14)$$

(注 $a.s.$ 是由于 (13) 有重根的概率为零). 同理可证

$$\bar{\eta}_i = (\phi_i - \lambda_h)/v \rightarrow \eta_i (a.s.) \quad i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h, \quad h = 1, 2, \dots, \nu. \quad (15)$$

其中 $\eta_i (i = a_{h-1} + 1, \dots, a_h)$ 是行列式方程

$$|C_{hh} - \lambda_h W_{hh} - \eta I_{\mu_h}| = 0 \quad (16)$$

之根, 且按大小次序排列.

最后, 令 $\phi = v^2 \xi$ 代入 (9) 式, 并在最后 $p-r$ 行 $p-r$ 列分别除以 v 后令 $N \rightarrow \infty$ 得

$$\det \begin{pmatrix} \lambda_1 I_{\mu_1} & 0 & \cdots & E'_1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & \lambda_\nu I_{\mu_\nu} & & E'_\nu \\ E_1 \cdots E_\nu & \bar{A} - \xi I \end{pmatrix} = 0, \quad (17)$$

其中 $\bar{A}$ 是 A 右下角 $(p-r) \times (p-r)$ 子阵.

或等价地

$$\det\left(\bar{A} - \frac{1}{\lambda_1} E_1 E'_1 - \cdots - \frac{1}{\lambda_r} E_r E'_r - \zeta I\right) = 0. \quad (18)$$

回忆 A 的构造及 E_k 的构造, 整理 (18) 式得

$$\det((e_{ij}) - \zeta I) = 0, \quad (19)$$

其中

$$e_{ij} = \sum_{\beta=1}^{n_1-r} y_{i\beta} y_{j\beta} \quad (i, j = r+1, \cdots, P). \quad (20)$$

记 (19) 之解为 $\zeta_{h+1}, \cdots, \zeta_{l_1}, 0 \cdots 0$ (由于 (e_{ij}) 的秩为 $l_1 - r$, 故 (19) 有 $p - l_1$ 重零解)。又由引理 2 知,

$$\xi_i = \phi_i / v^2 \rightarrow \zeta_i, \quad i = r+1, \cdots, l_1. \quad a.s.$$

至此我们补证了 [2] 中的引理 3, [2] 中主要定理的证明照旧。

参 考 文 献

- [1] Hsu. P. L., On the Distribution of Roots of Certain Determinantal Equations, *Ann Eugen* 9 (1939) 250—258.
- [2] Hsu. P. L. "On the Limiting Distribution of Roots of a Determinantal Equation, *J. London Math. Soc.* 16 183—194 (1941);
- [3] 陈希孺: 线性模型中误差方差估计的Perry-Essee界限, 中国科学(1981)129—140.
- [4] Bai, Z. D. & Liang, W. Q., Strong Representation of Weak Convergence, Center for Multivariate Analysis, University of Pittsburgh, Technical Report №: 84.

A Note on the Limiting Distribution of Eigenvalues of a Kind of Random Matrices

Z. D. Bai

Abstract

In P. L. Hsu^[2] (1941), the proof of the basic Lemma 3 is based on Lemma 1 which is wrong. The aim of this note is to correct the proof of Lemma 3. Consequently, the main theorem in P. L. Hsu^[2] (1941) is true.