

经济数学

MATHEMATICS IN ECONOMICS

GUWEN (ADVEISR)
JIANG ZEHAN LI GUOPING
ZHANG ZHONGJUN TU XICHOU
ZHUBIAN (EDITOR IN CHIEF)
XU GUOZHI
ZHIXING ZHUBIAN (EXECUTIVE
CHIEF EDITOR)
DING XIAQI

2

中国 CHINA

1985

征 稿 启 事

本刊是我国教育界、经济学界、数学界的一些学者倡议并委托湖南省经济数学研究会、湖南财经学院主办的学术刊物，主要刊登经济数学各个分支有创见的学术论文，以及经济问题研究中的数学理论、数学方法与数学模型。

欢迎

- 数理系统方法
- 运筹学
- 数理统计学
- 概率论

等方向，以及

- 经济控制论
- 数理经济学
- 经济信息论
- 数量经济学
- 经济预测
- 计量经济学

等方面的数学方法研究的稿件。

来稿请按一般学报要求清稿。不刊登的稿件一般不退，请勿一稿两投。

经 济 数 学

第2期 1985年

主 办：湖南财经学院
湖南省经济数学研究会
编 辑：《经济数学》编委会
印 刷：湖南大学印刷厂
发 行：《经济数学》编辑部
(地址：湖南财经学院)

湖南省报刊登记证 165 号

定价 1.25 元

《经济数学》编辑委员会

(以姓氏笔划为序)

顾问: 汪泽涵 李国平
张饴俊 涂西畴

主编: 许国志

编委:

丁夏畦	万哲先	王慧炯	王宏昌
王毓云	王靖华	方开泰	史树中
冯文权	米天林	刘文	刘德铭
汪浩	许开甲	许国志	谷超豪
吴方	吴大琨	吴沧浦	李文清
李则杲	李宝光	李致中	陈希孺
陈光亚	林少宫	张启人	邵明锋
郭青峰	范文涛	苑凤歧	周怀生
郑汉鼎	侯振挺	董泽清	郭绍信
黄树颜	黄纪青	程庆民	赖炎连
虞关涛	蔡海涛	符梅谷	欧阳庆
翟立林	魏力仁	魏叔龄	

执行主编: 丁夏畦

执行副主编: 王毓云 米天林 黄树颜
董泽清 蔡海涛 魏力仁

本期责任编辑: 李伯经

目 录

方开泰	许建伦	关于椭圆等高分布参数的似然比检验.....	11
夏绍玮	倪 恩	李英杰 关于价格调整问题计算方法的研究.....	20
刘 文	王中烈	R.J.Tomkins An Application of the Strong Law of Markov Chain to the Construction of Singular Monotone Function.....	(26)
邵明锋		非线性两点边值问题的存在定理(I).....	(32)
陈庆华		求解有容量限制的运输问题的表上作业法.....	(38)
陈安岳		关于接触过程临界值及其它.....	(42)
赵炯之		关于特征函数估值的注记.....	(51)
白聚山		天津市职工家庭收入分析.....	(56)
张汉君		生灭过程自 O^+ ——系统的唯一决定性	(64)
陈兆国	顾 岚	平稳序列线性建模法.....	(77)
张 昇		一般状态空间折扣模型最优策略的性质.....	(87)
何卓琼		最优综合变量预测问题.....	(95)
李伯经		淡水渔业养殖理论的数学模型	(106)
从善木	李希平	林业生产中龄级调整最优控制	(114)
袁 桓		大范围计划经济数学模型中消耗系数的扰动对最优生产速度的 影响.....	(120)

研 究 简 报

李则果	人才预测数学模型	(125)
肖人秋	北京纺织品需求预测	(126)
王苏生	用动态规划方法分析预测我国的济济增长	(129)

动态与模息

苏联《经济数学方法》总目(1984)	(131)
美国数学会《数学评论》(文摘)1985年1—6期有关目录	(138)

关于椭圆等高分布参数的似然比检验*

方开泰

(中国科学院应用数学研究所)

许建伦

(苏州大学数学系)

§1 引言

本文采用下列记号： $\underline{X} \stackrel{d}{=} \underline{Y}$ 表示 $\underline{X}$ 和 $\underline{Y}$ 具有相同分布， $O(m)$ 表示由 $m \times m$ 阶正交阵组成的正交群， $V_{m \times n}$ 表示 *Stiefel* 流形，即 $V_{m \times n} = \{H_{(m \times n)} : \underline{H}' \underline{H} = I_n\}$ ， $\underline{A} \geq 0$ (或 $\underline{A} > 0$) 表示 $\underline{A}$ 是非负定矩阵 (或正定矩阵)， $\underline{S}^{1/2}$ 表示矩阵 $\underline{S}$ 的平方根， S_p 表示由 $p \times p$ 阶，且对角线元素均大于零的下三角阵组成的集合。

对于椭圆等高分布，由随机向量的情形推广到随机矩阵的情形，一般是下面的四个类，即

$$\mathcal{F}_1(n \times p) = \{\underline{X}(n \times p) : \underline{\Gamma} \underline{X} \stackrel{d}{=} \underline{X}, \text{ 对一切 } \underline{\Gamma} \in O(n)\}$$

$$\mathcal{F}_2(n \times p) = \{\underline{X}(n \times p) : \underline{X} = (\underline{X}_1, \dots, \underline{X}_p) \stackrel{d}{=} (\underline{\Gamma}_1 \underline{X}_1, \dots, \underline{\Gamma}_p \underline{X}_p)$$

对一切 $\underline{\Gamma}_i \in O(n), i=1, \dots, p\}$

$$\mathcal{F}_3(n \times p) = \{\underline{X}(n \times p) : \underline{\Gamma}(V_{n,p} \underline{X}) \stackrel{d}{=} V_{n,p} \underline{X} \text{ 对一切 } \underline{\Gamma} \in O(np)\}$$

其中 $V_{n,p} \underline{X} = (\underline{X}'_1, \dots, \underline{X}'_p)'$, $\underline{X} = (\underline{X}_1, \dots, \underline{X}_p)$

$$\mathcal{F}_4(n \times p) = \{\underline{X}(n \times p) : \underline{\Gamma} \underline{X} \underline{Q} \stackrel{d}{=} \underline{X}, \text{ 对一切 } \underline{\Gamma} \in O(n) \underline{Q} \in O(p)\}$$

对于这四类分布，特别是 $\mathcal{F}_1(n \times p)$ 和 $\mathcal{F}_4(n \times p)$ ，有很多统计工作者作过研究，得到了许多令人感兴趣的结果，Anderson & Fang(1)对 $\mathcal{F}_3(n \times p)$ 的线性变换族

* 1984年7月收到

$$\mathcal{F}_3(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p) = \{Y(n \times p); Y \stackrel{d}{=} \underline{M} + X \underline{\Sigma}^{1/2}$$

$X \in \mathcal{F}_3(n \times p)$ 其中 $\underline{M}, \underline{\Sigma}^{1/2}$ 为常数阵}

的一个子族, 讨论了参数的极大似然估计, 导出了假设检验的似然比准则。本文试图对 $\mathcal{F}_1(n \times p)$ 和 $\mathcal{F}_3(n \times p)$ 的线性变换族

$$\mathcal{F}_1^*(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p) = \{Y(n \times p); Y \stackrel{d}{=} \underline{M} + X \underline{\Sigma}^{1/2},$$

$X \in \mathcal{F}_1(n \times p), P(X'X > 0) = 1, \underline{M}, \underline{\Sigma}$ 为常数阵}

$$\mathcal{F}_3^*(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p) = \{Y(n \times p); Y \stackrel{d}{=} \underline{M} + X \underline{A},$$

$X \in \mathcal{F}_3(n \times p), P(X'X > 0) = 1, \underline{M}, \underline{A} \underline{A}' = \underline{\Sigma}, \underline{A} \in S_p$ 为常数阵} 作类似的

讨论, 同时, 在文章的最后一节, 我们把本文所得的结果, 运用于多元线性模型, 讨论了线性假设的检验问题, 得到了比通常更为一般的结果。

§2 $\mathcal{F}_1^*(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p)$ 中参数的极大

似然估计与似然比准则

根据分布族 $\mathcal{F}_1(n \times p)$ 的定义, 我们容易得到: 如果随机阵 $X \in \mathcal{F}_1(n \times p)$, 则它具有下列性质:

(i) X 的特征函数一定具有形式 $\phi(\lambda(T'T))$ 其中 T 为 $n \times p$ 阶矩阵, $\lambda(\underline{A}) = \text{diag}(a_1, \dots, a_p) a_1 \geq a_2 \geq \dots \geq a_p$ 为 $\underline{A}$ 的特征根。

(ii) X 的密度函数如存在, 则一定具有形式 $f(\lambda(X'X))$

(iii) 令 $Y(n \times p) = \underline{M} + X \underline{\Sigma}^{1/2}$, 则 Y 的密度函数具有如下形式

$$\begin{aligned} & |\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\underline{\Sigma}^{-1/2}(Y-\underline{M})'(Y-\underline{M})\underline{\Sigma}^{-1/2})) \\ &= |\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\underline{\Sigma}^{-1}(Y-\underline{M})'(Y-\underline{M}))) \end{aligned} \quad (2.1)$$

在这一节, 我们试图研究 (2.1) 中参数 $(\underline{M}, \underline{\Sigma})$ 的极大似然估计及假设检验的似然比准则问题, 在此我们对 (2.1) 中的 $f(\cdot)$ 作如下假定:

(i) $f(\lambda(\cdot))$ 单调不增性, 即: $\underline{\Sigma}_1 \geq \underline{\Sigma}_2 \geq 0 \Rightarrow f(\lambda(\underline{\Sigma}_1)) \leq f(\lambda(\underline{\Sigma}_2))$

(ii) $f(\lambda(\cdot))$ 连续性, 即 $\lim_{\underline{\Sigma} \rightarrow \underline{\Sigma}_0} f(\lambda(\underline{\Sigma})) = f(\lambda(\underline{\Sigma}_0)) \quad (2.2)$

引理 2.1 设 $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2), 则函数 $|\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\underline{\Sigma}))$ 必在某正定阵 $\underline{\Sigma}^*$ 处达到极大值。

证明: 因为对任意的 $\underline{\Sigma}(p \times p) > 0$, 有

$$\begin{aligned} \int_{\Sigma \leq \tilde{V} \leq 2\Sigma} dV &= |\Sigma|^{\frac{p+1}{2}} \int_{I_p \leq \tilde{W} \leq 2I_p} dW \triangleq |\Sigma|^{\frac{p+1}{2}} \cdot C \\ &= |\lambda(\Sigma)|^{\frac{p+1}{2}} \cdot C \end{aligned}$$

其中 C 与 Σ 无关, 上式只要作积分变换 $\tilde{W} = \Sigma^{-1/2} V \Sigma^{-1/2}$ 就可证明。又因为

$$\int_{R^{np}} f(\lambda(\tilde{X}' \tilde{X})) d\tilde{x} = k \cdot \int_{\Sigma > 0} |\Sigma|^{(n-p-1)/2} f(\lambda(\Sigma)) d\Sigma < \infty$$

所以

$$\begin{aligned} |2\lambda(\Sigma)|^{n/2} f(2\lambda(\Sigma)) &= 2^{np/2} |\lambda(\Sigma)|^{\frac{n-p-1}{2}} f(2\lambda(\Sigma)) \cdot \frac{1}{C} \cdot \\ \int_{\Sigma \leq \tilde{V} \leq 2\Sigma} dV &\leq \frac{2^{np/2}}{C} \int_{\Sigma \leq \tilde{V} \leq 2\Sigma} |\tilde{V}|^{(n-p-1)/2} f(\lambda(\tilde{V})) d\tilde{V} \\ &= \frac{2^{np/2}}{C} \int_{\Sigma \leq \tilde{V} \leq 2\Sigma} |\lambda(\tilde{V})|^{(n-p-1)/2} f(\lambda(\tilde{V})) d\tilde{V} \rightarrow 0, \\ &\text{当 } t_r \lambda(\tilde{V}) \rightarrow \infty \text{ 时} \end{aligned}$$

故 $\forall \varepsilon > 0$, $\exists N_\varepsilon > 0$, 当 $t_r \lambda(\tilde{V}) > N_\varepsilon$ 时, 有 $|\lambda(\Sigma)|^{n/2} f(\lambda(\Sigma)) < \varepsilon$, 取 $0 < \varepsilon_0 < |\lambda(\Sigma_0)|^{n/2} f(\lambda(\Sigma_0))$, 这里 $\lambda(\Sigma_0) > 0$ 使 $|\lambda(\Sigma_0)|^{n/2} f(\lambda(\Sigma_0)) > 0$, 易见如此之 $\lambda(\Sigma_0)$ 必存在。考虑集合 $E = \{T: T \in S_p, t_r(TT') \leq N_{\varepsilon_0}\}$, E 是一个连通的有界闭集。记 $g(T) = |\lambda(TT')|^{n/2} f(\lambda(TT'))$ 则 $g(T)$ 在 S_p 上连续, 因而 $g(T)$ 在 E 上某点 T^* 处达到最大值, 注意到必有 $\Sigma_0 = T_0 T_0'$, $T_0 \in E$, 知 $g(T)$ 在 T^* 处取到全空间 S_p 上的最大值, (显然 $\Sigma^* = T^* T^{*'} = T_0 T_0'$ 为正定阵), 此即 $|\lambda(\Sigma^*)|^{n/2} f(\lambda(\Sigma^*)) \geq |\lambda(\Sigma)|^{n/2} f(\lambda(\Sigma))$, $\Sigma \geq 0$, 故引理得证。

引理 2.1 可以等价地叙述成下面的引理, 即

引理 2.1': $\prod_{j=1}^p \lambda_j^{n/2} f(\text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p))$, $\lambda_j \geq 0$, $1 \leq j \leq p$ 必在某有限点 $\lambda_j = \lambda_j^*$, $1 \leq j \leq p$ 处达到极大值, 其中 $\lambda(\Sigma^*) = \text{diag}(\lambda_1^*, \dots, \lambda_p^*)$ 。

为了便于下面的讨论, 我们进一步对 $f(\cdot)$ 作如下假定:

$f(\text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p))$ 为 $\lambda_1, \dots, \lambda_p$ 之对称函数。 (2.3)

根据这一假设, 我们立即可以知道引理 2.1' 中的极值点为: $\lambda_1^* = \lambda_2^* = \dots = \lambda_p^* \triangleq \lambda^*$, 即 $\Sigma^* = \lambda^* I$ 。

定理2.1: 设 $\underline{Y} \in \mathcal{F}_s(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p)$, 且密度函数为 (2.1), 其中 $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2), (2.3). 令 $\omega_0 = \omega_m \times \omega_c$, 其中 ω_m 表示由 $n \times p$ 阶矩阵组成的集合, ω_c 表示由 $p \times p$ 阶正定阵组成之集合的子集, 它满足: 如 $\underline{\Sigma} \in \omega_c$, $k > 0$ 为常数 $\Rightarrow k\underline{\Sigma} \in \omega_c$. 假如在正态情况下, $\underline{M}, \underline{\Sigma}$ 的极大似然估计 $\underline{\tilde{M}}, \underline{\tilde{\Sigma}}$ 唯一存在, 且 $P(\underline{\tilde{\Sigma}} > 0) = 1$, 则对于 $f(\cdot)$, $\underline{M}, \underline{\Sigma}$ 的极大似然估计存在, 且为

$\underline{M} = \underline{\tilde{M}}, \underline{\Sigma} = \frac{n}{\lambda^*} \underline{\tilde{\Sigma}}$ 似然函数的极大值为

$$|\underline{\tilde{C}}|^{-n/2} \lambda^{*np/2} f(\lambda^* \underline{I}_p) \quad (2.4)$$

其中

$$\underline{\tilde{C}} = \min_{\underline{M} \in \omega_m} (\underline{Y} - \underline{M})' (\underline{Y} - \underline{M}) \quad (2.5)$$

证明: 因为 $\underline{X} \sim N(0, \underline{I}_n \otimes \underline{I}_p) \in \mathcal{F}_s(n \times p)$, 所以, 它的密度函数为:

$$(2\pi)^{-np/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \underline{X}' \underline{X}\right) \text{ 其中 } \exp(A) = \exp(\text{tr } A).$$

令 $\underline{Y}(n \times p) = \underline{M} + \underline{X} \underline{\Sigma}^{1/2}$, 则得 $\underline{Y}$ 的密度函数为 $(2\pi)^{-np/2}$ 乘以

$$\begin{aligned} & |\underline{\Sigma}|^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \underline{\Sigma}^{-1/2} (\underline{Y} - \underline{M})' (\underline{Y} - \underline{M}) \underline{\Sigma}^{-1/2}\right) \\ &= |\underline{\Sigma}|^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \underline{\Sigma}^{-1} (\underline{Y} - \underline{M})' (\underline{Y} - \underline{M})\right) \end{aligned}$$

假如 (2.5) 中的极小值在 $\underline{M} = \underline{\tilde{M}}$ 处达到, 因此, $|\underline{\Sigma}|^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \underline{\Sigma}^{-1} \underline{\tilde{C}}\right)$

的极大值在 $\underline{\tilde{\Sigma}} = \frac{1}{n} \underline{\tilde{C}}$ 处达到, 且极大值 $n^{np/2} |\underline{\tilde{C}}|^{-n/2} \exp(-n/2)$, $\underline{\tilde{M}}$ 和 $\underline{\tilde{\Sigma}}$ 的极大似然估计为 $\underline{\tilde{M}}$ 和 $\underline{\tilde{\Sigma}}$

下面考虑似然函数

$$|\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\underline{\Sigma}^{-1} (\underline{Y} - \underline{M})' (\underline{Y} - \underline{M})))$$

由于 $f(\lambda(\underline{A}))$ 关于 $\underline{A}$ 具有单调不增性 (条件 (2.2) (i)) 所以, 它的极大值也在 $\underline{M} = \underline{\tilde{M}}$ 处达到, 从而可进一步推得 $|\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\underline{\Sigma}^{-1} \underline{\tilde{C}}))$ 的极大值在

$\underline{\tilde{\Sigma}} = \frac{1}{\lambda^*} \underline{\tilde{C}}$ 处达到, 因此, $\underline{\tilde{\Sigma}} = \frac{1}{\lambda^*} \underline{\tilde{C}} = \frac{n}{\lambda^*} \underline{\tilde{\Sigma}}$, 似然函数的极大值为

$$|\underline{\tilde{C}}|^{-n/2} (\lambda^*)^{np/2} f(\lambda^* \underline{I}_p).$$

推论: 设条件同于定理 2.1, 原假设 $M \in \omega_m \subseteq \Omega_m$ 当 $f(\cdot)$ 为正态密度时且似然比准则唯一存在时, 则准则是

$$(|\tilde{c}_\omega|/|\tilde{c}_\Omega|)^{n/2}$$

(其中 $\tilde{c}_\omega, \tilde{c}_\Omega$ 相对于 ω_m, Ω_m 在 (2.5) 中分别被定义) 且它独立于 $f(\cdot)$ 。

例 2.1 (多元 T -分布) 如随机阵 $X(n \times p)$ 的密度函数为

$C \cdot |I_p + \tilde{X}' \tilde{X}|^{-(n+p)/2}$, 其中 c 为正则化常数, 则称 X 服从多元 T -分布。令

$\tilde{Y}_{(n \times p)} = \tilde{M} + \tilde{X} \tilde{\Sigma}^{1/2}$, 其中 $\tilde{M} = \tilde{\mathbb{I}}_n \otimes \tilde{u}'$, $\tilde{\mathbb{I}}_n = \left(\begin{smallmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{smallmatrix} \right) \left(\begin{smallmatrix} 1 & \dots & 1 \end{smallmatrix} \right)$, $\tilde{\Sigma}$ 为常数阵, 且

$P(\tilde{X}' \tilde{X} > 0) = 1$ 则

(i) $\tilde{Y} \in \mathcal{S}_n^+(M, \Sigma, n \times p)$, 且密度函数为:

$$C \cdot |\tilde{\Sigma}|^{-n/2} |I_p + \tilde{\Sigma}^{-1}(\tilde{Y} - \tilde{M})'(\tilde{Y} - \tilde{M})|^{-(n+p)/2}$$

(ii) $\tilde{M}$ 和 $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计, 分别为 $\tilde{\mathbb{I}}_n \otimes \bar{\tilde{y}}'$ 和 $\frac{1}{\lambda^*} \tilde{G}$

其中 $\bar{\tilde{y}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tilde{y}_{(i)}$, $\tilde{G} = \sum_{i=1}^n (\tilde{y}_{(i)} - \bar{\tilde{y}})(\tilde{y}_{(i)} - \bar{\tilde{y}})'$
 $\tilde{Y}' = (\tilde{y}_{(1)}, \dots, \tilde{y}_{(n)}), \lambda^* = n/p$.

证明: (i) 是显然的, 我们仅证 (ii)。事实上, $f(\lambda(\tilde{X}' \tilde{X})) = C \cdot |I_p + \tilde{X}' \tilde{X}|^{-(n+p)/2}$ 满足条件 (2.2), (2.3), 经计算可求得 $\lambda^* = n/p$ 。

依定理 2.1 立即得到 $\tilde{M} = \tilde{\mathbb{I}}_n \otimes \tilde{u}'$, $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计分别为 $\tilde{\mathbb{I}}_n \otimes \bar{\tilde{y}}'$, $\frac{1}{\lambda^*} \tilde{G}$

其中 $\bar{\tilde{y}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tilde{y}_{(i)}$, $\tilde{G} = \sum_{i=1}^n (\tilde{y}_{(i)} - \bar{\tilde{y}})(\tilde{y}_{(i)} - \bar{\tilde{y}})'$, $\tilde{Y}' = (\tilde{y}_{(1)}, \dots, \tilde{y}_{(n)})$

例 2.2 设 $\tilde{Y} \in \mathcal{S}_n^+(M, \Sigma, n \times p)$, 且它的密度为 $|\tilde{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda(\tilde{\Sigma}^{-1}(\tilde{Y} - \tilde{M})'(\tilde{Y} - \tilde{M})))$, 其中 $\tilde{M} = \tilde{\mathbb{I}}_n \otimes \tilde{u}'$, $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2) 及 (2.3), 假设检验为

$$H_0: \tilde{u} = 0 \leftrightarrow H_1: \tilde{u} \neq 0$$

则似然比统计量为 $T^2 = n(n-1) \bar{\tilde{y}}' \tilde{G}^{-1} \bar{\tilde{y}}$, 其中 $\bar{\tilde{y}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tilde{y}_{(i)} = \frac{1}{n} \tilde{Y}' \tilde{\mathbb{I}}_n$,

$G = \sum_{j=1}^n (\underline{y}_{(j)} - \underline{\bar{y}})(\underline{y}_{(j)} - \underline{\bar{y}})'$, $\underline{Y}' = (\underline{y}_{(1)}, \dots, \underline{y}_{(n)})$ 且它的分布与正态情况 (即 $\underline{Y} \sim N(\underline{M}, \underline{I}_n \otimes \underline{\Sigma})$, $\underline{M} = \underline{I}_n \otimes \underline{u}'$) 完全一样,

即 $(T^2/(n-1)) \{ (n-p)/p \} \sim F(p, n-p)$

证明: 众所周知, 当 $x \sim N(\underline{M}, \underline{I}_n \otimes \underline{\Sigma})$, 其中 $\underline{M} = \underline{I}_n \otimes \underline{u}'$ 时, 上面的检验是 Hotelling's T^2 检验, 当 H_0 成立时, 它的似然比统计量为

$$T^2 = \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{Z})(\underline{Z}' \underline{D} \underline{Z})^{-1} (\underline{Z}' \underline{I}_n)$$

其中 $\underline{D} = \underline{I}_n - \frac{1}{n} \underline{I}_n \underline{I}'_n$, $\underline{Z} \sim N(0, \underline{I}_n \otimes \underline{I}_p)$

$$\{T^2/(n-1)\} \{ (n-p)/p \} \sim F(p, n-p)$$

当 $\underline{Y} \in \mathcal{F}(\underline{M}, \underline{\Sigma}, \underline{u} \times p)$, $\underline{M} = \underline{I}_n \otimes \underline{u}'$, 且 $\underline{Y}$ 的密度为

$$|\underline{\Sigma}|^{-n/2} f(\lambda (\underline{\Sigma}^{-1} (\underline{Y} - \underline{M})' (\underline{Y} - \underline{M})))$$

其中 $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2) (2.3), 根据推论, 当 H_0 成立时, 似然比统计量为

$$\lambda = (1 + n(\underline{\bar{y}}' \underline{G}^{-1} \underline{\bar{y}}))^{-n/2}$$

它等价于 $T^2 = n(n-1) \underline{\bar{y}}' \underline{G}^{-1} \underline{\bar{y}} = \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{Y})(\underline{Y}' \underline{D} \underline{Y})^{-1} (\underline{Y}' \underline{I}_n)$

其中 $\underline{\bar{y}} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \underline{y}_{(j)} = \frac{1}{n} \underline{Y}' \underline{I}_n$, $\underline{G} = \sum_{j=1}^n (\underline{y}_{(j)} - \underline{\bar{y}})(\underline{y}_{(j)} - \underline{\bar{y}})' = \underline{Y}' \underline{D} \underline{Y}$

且 $\underline{Y}' = (\underline{y}_{(1)}, \dots, \underline{y}_{(n)})$

因为 $\underline{Y} = \underline{M} + \underline{X} \underline{\Sigma}^{1/2} \stackrel{d}{=} \underline{M} + \underline{U}_1 \wedge \vee \underline{\Sigma}^{1/2}$, $\underline{Z}(\underline{Z}' \underline{Z})^{-1/2} \stackrel{d}{=} \underline{U}_1$,

$\underline{V}' \underline{V} = \underline{I}_p$, $\underline{\Gamma} \underline{V} \stackrel{d}{=} \underline{V}$, $\underline{\Gamma} \in O(p)$ 由此, 当 H_0 成立时

$$\begin{aligned} T^2 &\stackrel{d}{=} \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{U}_1 \wedge \vee \underline{\Sigma}^{1/2})(\underline{\Sigma}^{1/2} \underline{V}' \wedge \underline{U}'_1 \underline{D} \underline{U}_1 \wedge \vee \underline{\Sigma}^{1/2})^{-1} (\underline{\Sigma}^{1/2} \underline{V} \wedge \underline{U}'_1 \underline{I}_n) \\ &= \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{U}_1)(\underline{U}'_1 \underline{D} \underline{U}_1)^{-1} (\underline{U}'_1 \underline{I}_n) \\ &\stackrel{d}{=} \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{Z}(\underline{Z}' \underline{Z})^{-1/2})(\underline{Z}' \underline{Z})^{-1/2} \underline{Z}' \underline{D} \underline{Z}(\underline{Z}' \underline{Z})^{-1/2})^{-1} ((\underline{Z}' \underline{Z})^{-1/2} \underline{Z}' \underline{I}_n) \\ &= \frac{n-1}{n} (\underline{I}'_n \underline{Z})(\underline{Z}' \underline{D} \underline{Z})^{-1} (\underline{Z}' \underline{I}_n) \\ &= T^2 \end{aligned}$$

对于一般的假设检验

$$H_0: \underline{\underline{u}} = \underline{\underline{u}}_0 \leftrightarrow H_1: \underline{\underline{u}} \neq \underline{\underline{u}}_0$$

我们只要作线性变换 $\underline{\underline{T}} = \underline{\underline{Y}} - \underline{\underline{M}}_0$, 其中 $\underline{\underline{M}}_0 = \underline{\underline{I}}_n \otimes \underline{\underline{u}}'_0$ 就可化到上面的讨论。

下面我们讨论另外两个检验问题。

设 $\underline{\underline{X}} \in \mathcal{S}_s(n \times p)$, $p(\underline{\underline{X}}' \underline{\underline{X}} > 0) = 1$, 它的密度函数为 $f(\lambda(\underline{\underline{X}}' \underline{\underline{X}}))$, 且

$$f(\cdot) \text{ 满足条件 (2.2), (2.3), 剖分 } \underline{\underline{X}} = \begin{pmatrix} \underline{\underline{X}}_1 \\ \vdots \\ \underline{\underline{X}}_q \end{pmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ \vdots \\ n_q \end{matrix}, \text{ 其中 } n_j > p, j=1, \dots, q,$$

令变换 $\underline{\underline{Y}}_j(n_j \times p) = \underline{\underline{M}}_j + \underline{\underline{X}}_j \cdot \underline{\underline{\Sigma}}_j^{-1/2}$, 其中 $\underline{\underline{M}}_j, \underline{\underline{\Sigma}}_j$ 为常数阵,

$$j=1, \dots, p, \text{ 则 } \underline{\underline{Y}} = \begin{pmatrix} \underline{\underline{Y}}_1 \\ \vdots \\ \underline{\underline{Y}}_q \end{pmatrix} \text{ 的密度函数为}$$

$$\prod_{j=1}^q |\underline{\underline{\Sigma}}_j|^{-n_j/2} f(\lambda(\sum_{j=1}^q (\underline{\underline{\Sigma}}_j^{-1/2} (\underline{\underline{Y}}_j - \underline{\underline{M}}_j)' (\underline{\underline{Y}}_j - \underline{\underline{M}}_j) \underline{\underline{\Sigma}}_j^{-1/2})))$$

$$\text{其中 } n = n_1 + \dots + n_q. \quad (2.6)$$

为此, 我们先证明如下的引理

引理 2.2 设 $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2), (2.3), 则函数 $h(\underline{\underline{\Sigma}}_1, \dots, \underline{\underline{\Sigma}}_q) = \prod_{j=1}^q |\underline{\underline{\Sigma}}_j|^{n_j/2} f(\lambda(\underline{\underline{\Sigma}}_1 + \dots + \underline{\underline{\Sigma}}_q))$ 在 $\underline{\underline{\Sigma}}_j = \frac{n_j}{n} \lambda^* \underline{\underline{I}}_p$ 处达到极大值, ($j=1, \dots, q$, $n = n_1 + \dots + n_q$)

证明: 令 $\underline{\underline{R}}_j = \underline{\underline{\Sigma}}_j^{-1/2} \underline{\underline{\Sigma}}_j \underline{\underline{\Sigma}}_j^{-1/2}$, $j=1, \dots, q-1$, $\underline{\underline{I}}_p + \sum_{j=1}^{q-1} \underline{\underline{R}}_j \triangleq \underline{\underline{W}}$

$$\text{则 } h(\underline{\underline{\Sigma}}_1, \dots, \underline{\underline{\Sigma}}_q) = \prod_{j=1}^{q-1} |\underline{\underline{R}}_j|^{n_j/2} \cdot |\underline{\underline{\Sigma}}_q|^{n/2} f(\lambda(\underline{\underline{\Sigma}}_q \underline{\underline{W}}))$$

它的极大值在 $\underline{\underline{\Sigma}}_q = \lambda^* \underline{\underline{W}}^{-1}$ 处达到, 因此, 我们有 $\max_{\underline{\underline{\Sigma}}_j > 0, j=1, \dots, q} h(\underline{\underline{\Sigma}}_1, \dots, \underline{\underline{\Sigma}}_q)$

$$= \max_{\underline{\underline{\Sigma}}_j > 0, j=1, \dots, q-1} (\lambda^*)^{n/2} f(\lambda^* \underline{\underline{I}}_p) \cdot |\underline{\underline{W}}|^{-n/2} \cdot \prod_{j=1}^{q-1} |\underline{\underline{R}}_j|^{n_j/2}$$

对于函数 $\prod_{j=1}^{q-1} |\underline{\underline{R}}_j|^{n_j/2} / |\underline{\underline{W}}|^{n/2}$, 它的极大值在 $\underline{\underline{R}}_j = (n_j/n) \underline{\underline{W}}$ ($j=1, \dots, q-1$)

处达到, 即 $\underline{\underline{\Sigma}}_j = \underline{\underline{\Sigma}}_q^{1/2} \underline{\underline{R}}_j \underline{\underline{\Sigma}}_q^{-1/2} = \lambda^* \underline{\underline{W}}^{-1/2} (n_j/n) \underline{\underline{W}} \cdot \underline{\underline{W}}^{-1/2} = (n_j/n) \lambda^* \underline{\underline{I}}_p$ 处达到。故证得我们的结论。

例 2.3 设 $\underline{\underline{Y}}$ 的密度函数为 (2.6), 其中 $f(\cdot)$ 满足条件 (2.2), (2.3) 且 $\underline{\underline{M}}_j = \underline{\underline{I}}_{n_j} \otimes \underline{\underline{u}}^{(j)'}$, $j=1, \dots, q$, 原假设为

$H_0: \Sigma_1 = \dots = \Sigma_q \leftrightarrow H_1: \Sigma_1, \dots, \Sigma_q$ 中至少有两个不等。则假设检验的似然比统计量为

$$\tau_1 = \prod_{i=1}^q \left[\left(|W_i| / \left| \sum_{j=1}^q W_j \right| \right)^{n_i/2} \left(\frac{n}{n_i} \right)^{p n_i/2} \right]$$

其中

$$\bar{y}_{\sim}^{(j)} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=\bar{n}_{j-1}+1}^{\bar{n}_j} y_{\sim}^{(i)},$$

$$W_j = \sum_{i=\bar{n}_{j-1}+1}^{\bar{n}_j} (y_{\sim}^{(i)} - \bar{y}_{\sim}^{(j)}) (y_{\sim}^{(i)} - \bar{y}_{\sim}^{(j)})'$$

$$n_0 = 0, \quad \bar{n}_j = n_1 + \dots + n_j, \quad j = 1, \dots, q, \quad Y' = (y_{\sim}^{(1)}, \dots, y_{\sim}^{(n)})$$

且它与正态情形有相同的形式。

证明：因为似然函数为 $L(Y; M_1, \dots, M_q, \Sigma_1, \dots, \Sigma_q)$

$$= \prod_{j=1}^q |\Sigma_j|^{-n_j/2} f(\lambda (\sum_{j=1}^q (\sum_{i=\bar{n}_{j-1}+1}^{\bar{n}_j} (Y_i - M_j)' (Y_i - M_j) \Sigma_j^{-1/2})))$$

记

$$\bar{y}_{\sim}^{(j)} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=\bar{n}_{j-1}+1}^{\bar{n}_j} y_{\sim}^{(i)},$$

$$W_j = \sum_{i=\bar{n}_{j-1}+1}^{\bar{n}_j} (y_{\sim}^{(i)} - \bar{y}_{\sim}^{(j)}) (y_{\sim}^{(i)} - \bar{y}_{\sim}^{(j)})'$$

$$j = 1, \dots, q$$

因为 $M_j = \mathbb{I}_{n_j} \otimes u^{(j)'} /$ ，所以 $u^{(j)}$ 的极大似然估计为 $\bar{y}_{\sim}^{(j)}$ ， $j = 1, \dots, q$ ，

因此，我们有

$$\begin{aligned} & \sup_{n_1, \dots, n_q, \Sigma_1, \dots, \Sigma_q, \Sigma_1 = \dots = \Sigma_q = \Sigma > 0} L(Y; M_1, \dots, M_q, \Sigma, \dots, \Sigma) \\ &= \sup_{\Sigma > 0} |\Sigma|^{-n/2} f(\lambda (\Sigma^{-1} (\sum_{j=1}^q W_j))) \\ &= |\sum_{j=1}^q W_j|^{-n/2} \cdot (\lambda^*)^{n/2} f(\lambda^* I_p) \end{aligned}$$

根据引理 2.2，我们得到

$$\begin{aligned}
& \sup_{\substack{n_j, \Sigma_j > 0, j=1, \dots, q}} L(\underline{Y}; \underline{M}_1, \dots, \underline{M}_q, \underline{\Sigma}_1, \dots, \underline{\Sigma}_q) \\
&= \sup_{\substack{n_j > 0, j=1, \dots, q}} \prod_{j=1}^q |\underline{\Sigma}_j|^{-n_j/2} f\left(\lambda \left(\sum_{j=1}^q (\underline{\Sigma}_j^{-1/2} \underline{W}_j \underline{\Sigma}_j^{-1/2})\right)\right) \\
&= \prod_{j=1}^q |\underline{W}_j|^{-n_j/2} \cdot \left(\frac{n}{n_j}\right)^{-n_j p/2} \cdot (\lambda^*)^{n p/2} f(\lambda^* I_p)
\end{aligned}$$

故得似然比统计量为

$$\tau_1 = \prod_{j=1}^q \left\{ \left(|\underline{W}_j| / \left| \sum_{j=1}^q \underline{W}_j \right| \right)^{n_j/2} \left(\frac{n}{n_j} \right)^{n_j p/2} \right\}$$

例 2.4 设 $\underline{Y}$ 的密度函数为 (2.6), 且 $\underline{M}_j = \underline{I}_{n_j} \otimes \underline{u}^{(j)'} , j=1, \dots, q, \Sigma_1 = \dots = \Sigma_q$, 假设检验为:

$$H_{01}: \underline{u}^{(1)} = \dots = \underline{u}^{(q)} \longleftrightarrow H_{11}: \underline{u}^{(1)}, \dots, \underline{u}^{(q)} \text{ 中至少有两个不等.}$$

则假设检验的似然比统计量为

$$\tau_2 = |\underline{W}|^{n/2} / |\underline{W}_1 + \dots + \underline{W}_q|^{n/2}$$

其中

$$\begin{aligned}
\underline{W} &= \sum_{j=1}^n (\underline{y}_{(i)} - \underline{\bar{y}})(\underline{y}_{(i)} - \underline{\bar{y}})', \\
\underline{\bar{y}} &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \underline{y}_{(i)}
\end{aligned}$$

$\underline{Y}' = (\underline{y}_{(1)}, \dots, \underline{y}_{(n)})$, $\underline{W}_j (j=1, \dots, q)$ 的意义与例 2.3 相同, 且 τ_2 的形式与正态情形完全一样。

§3 $\mathcal{F}_1(\underline{M}, \underline{\Sigma}, n \times p)$ 中参数的极大似然估计与似然比准则

根据分布族 $\mathcal{F}_1(n \times p)$ 的定义, 我们容易得到: 如果随机阵 $\underline{X} \in \mathcal{F}_1(n \times p)$, 则它具有性质:

(i) $\underline{X}$ 的特征函数一定具有形式 $\phi(\underline{T}' \underline{T})$ 。

其中 $\underline{T}$ 为 $n \times p$ 阶矩阵。

(ii) $\underline{X}$ 的密度函数如存在, 则一定具有形式 $f(\underline{X}' \underline{X})$ 。

(iii) 令 $\underline{Y}(n \times p) = \underline{M} + \underline{X} \underline{A}$, 其中 $\underline{A} \in S_p$, $\underline{A} \underline{A}' = \underline{\Sigma}$ 则 $\underline{Y}$ 的密度函数具有如下形式:

$$|\underline{A}|^{-n} f(\underline{A}^{-1}(\underline{Y} - \underline{M})'(\underline{Y} - \underline{M})\underline{A}^{-1}) \quad (3.1)$$

在这一节, 我们试图研究 (3.1) 中参数 $(\underline{M}, \underline{\Sigma})$ (其中 $\underline{A}\underline{A}' = \underline{\Sigma}$) 的极大似然估计及假设检验的似然比准则问题, 在此我们对 (3.1) 中的 $f(\cdot)$ 作如下假定:

(i) $f(\cdot)$ 单调不增性,

即: $\underline{\Sigma}_1 \geq \underline{\Sigma}_2 \geq 0 \Rightarrow f(\underline{\Sigma}_1) \leq f(\underline{\Sigma}_2)$

(ii) $f(\cdot)$ 连续性,

即: $\lim_{\underline{\Sigma} \rightarrow \underline{\Sigma}_0} f(\underline{\Sigma}) = f(\underline{\Sigma}_0)$ (3.2)

引理 3.1 设 $f(\cdot)$ 满足条件 (3.1), 则函数 $|\underline{\Sigma}|^{n/2} f(\underline{\Sigma})$ 必在某正定阵 $\underline{\Sigma}^*$ 处达到极大值。

证明见 [4]

为了便于下面讨论, 我们对 $f(\cdot)$ 再作如下假定:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial f(\underline{\Sigma})}{\partial \underline{\Sigma}} \text{ 存在, 且 } \left(-\frac{\partial f(\underline{\Sigma})}{\partial \sigma_{ij}} \right)_{\underline{\Sigma} = \underline{\Lambda}} = 0 \\ & \sigma_{ij} \text{ 与 } \frac{\partial f(\underline{\Sigma})}{\partial \sigma_{ij}} \text{ 同号, } 1 \leq i < j \leq p \end{aligned} \quad (3.3)$$

其中 $\underline{\Sigma} = (\sigma_{ij})_{p \times p}$, Σ_{ij} 为 σ_{ij} 的代数余子式, $\underline{\Lambda} = \text{diag}(\sigma_{11}, \dots, \sigma_{pp})$

根据条件 (3.2) (i) 及 (3.3), 我们可以证明下面的

引理 3.2: 设 $f(\cdot)$ 满足条件 (3.2)(i) 及 (3.3), 则函数 $|\underline{\Sigma}|^{n/2} f(\underline{\Sigma})$ 必在某对角阵 $\underline{\Lambda}^*$ 处达到极大值, 且 $\underline{\Lambda}^* = \text{diag}(X_1, \dots, X_p)$ 为方程

$$\frac{n}{2X_i} + \frac{1}{f(\text{diag}(X_1, \dots, X_p))} \frac{\partial f(\text{diag}(X_1, \dots, X_p))}{\partial X_i} = 0, \quad X_i > 0, \quad 1 \leq i \leq p$$

的解。

证明: 根据引理 3.1 知, 函数 $|\underline{\Sigma}|^{n/2} f(\underline{\Sigma})$ 的极大值必在某正定阵 $\underline{\Sigma}^*$ 处达到, 再根据条件 (3.3), $\underline{\Sigma}^*$ 一定满足下列方程:

$$-\frac{n}{2} \frac{\Sigma_{ij}}{|\underline{\Sigma}|} + \frac{1}{f(\underline{\Sigma})} \frac{\partial f(\underline{\Sigma})}{\partial \sigma_{ij}} = 0, \quad j=1, \dots, p \quad (*)_1$$

$$n \cdot \frac{\Sigma_{ij}}{|\underline{\Sigma}|} + \frac{1}{f(\underline{\Sigma})} \frac{\partial f(\underline{\Sigma})}{\partial \sigma_{ij}} = 0, \quad 1 \leq i < j \leq p \quad (*)_2$$

由于 Σ_{ij} 与 $\frac{\partial f(\Sigma)}{\partial \sigma_{ij}}$ 同号, 根据 $(*)_2$ 可知 $\Sigma_{ij}=0$. 故可得 Σ^* 为对角阵, 记为

Λ^* , 再根据 $(*)_1$ 知, Λ^* 为方程

$$\frac{n}{2\sigma_{ii}} + \frac{1}{f(\text{diag}(\sigma_{11}, \dots, \sigma_{pp}))} \cdot \frac{\partial f(\text{diag}(\sigma_{11}, \dots, \sigma_{pp}))}{\partial \sigma_{ii}} = 0, \quad \sigma_{ii} > 0, \quad i=1, \dots, p$$

的解。

例 3.1 正态分布: $X(n \times p) \sim N(O, I_n \otimes \Sigma)$, 即 X 的密度函数为

$$f(X'X) = c \cdot \text{etr}\left(-\frac{1}{2} \Sigma^{-1} X'X\right)$$

其中

$$C = (2\pi)^{-np/2} |\Sigma|^{-n/2}, \quad \Sigma = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p) \equiv I_p$$

则

$$(i) \quad X \in \mathcal{F}_1(n \times p), \quad X \notin \mathcal{F}_s(n \times p)$$

$$(ii) \quad |A|^{n/2} f(A) \text{ 在对角阵 } \tilde{A} = \text{diag}(\tilde{a}_{11}, \dots, \tilde{a}_{pp}) \text{ 处达到极大值,}$$

其中 $\tilde{a}_{jj} = n\lambda_j, j=1, \dots, p$.

证明 (i) 是显然的, 我们只证 (ii)。因为

$$f(A) = C \cdot \text{etr}\left(-\frac{1}{2} \Sigma^{-1} A\right)$$

所以

$$-\frac{\partial f(A)}{\partial a_{ij}} = 0, \quad 1 \leq i < j \leq p$$

因此, 由引理 3.2 知 $|A|^{n/2} f(A)$ 在某对角阵 $\tilde{A} = \text{diag}(\tilde{a}_{11}, \dots, \tilde{a}_{pp})$ 处达到

极大值, 且 $\tilde{a}_{jj} = n\lambda_j, j=1, \dots, p$.

例 3.2 设 $X(n \times p)$ 的密度函数为:

$$C \cdot |I_p + \Sigma^{-1} X'X|^{-(n+p)/2}$$

其中 c 为正则化常数, $\Sigma = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p) \equiv I_p$,

则 (i) $X \in \mathcal{F}_1(n \times p), X \notin \mathcal{F}_s(n \times p)$

$$(ii) \quad |A|^{n/2} f(A) \text{ 在对角阵 } \tilde{A} = \text{diag}(\tilde{a}_{11}, \dots, \tilde{a}_{pp}) \text{ 处达到极大值,}$$

其中 $\tilde{a}_{jj} = \frac{n}{p} \lambda_j, j=1, \dots, p$.

证明 $f(\tilde{X}'\tilde{X})$ 确实是一个密度函数, 它可以看成是多元 T -分布 (见例 2.1) 之线性变换的密度函数. 对于 (i) 是显然的, 我们仅证 (ii), 因为

$$\begin{aligned} |\tilde{A}|^{n/2} f(\tilde{A}) &= c \cdot |\tilde{A}|^{n/2} |I_p + \Sigma^{-1} \tilde{A}|^{-(n+p)/2} \\ &= c \cdot |\Sigma|^{n/2} \cdot |\Sigma^{-1} \tilde{A}|^{n/2} |I_p + \Sigma^{-1} \tilde{A}|^{-(n+p)/2} \end{aligned}$$

可以证明它的极大值在 $\Sigma^{-1} \tilde{A} = -\frac{n}{p} I_p$ 处达到, 即 $\tilde{A} = \frac{n}{p} \Sigma$, 它等价于

$$\tilde{a}_{ij} = \frac{n}{p} \lambda_i, \quad j=1, \dots, p.$$

定理 3.1 设 $\tilde{Y} \in \mathcal{F}_1^+(M, \Sigma, n \times p)$, 且有密度函数 (3.1), 其中 $\tilde{A}\tilde{A}' = \Sigma$, $f(\cdot)$ 满足条件 (3.2) (i) 及 (3.3), 令 $w_0 = w_m \times w_c$, 其中 w_m 为 $n \times p$ 阶阵的全体, w_c 表示由 $p \times p$ 阶正定阵组成之集合的一个子集, 且它满足: 如 $\tilde{\Sigma} \in w_c$, $\tilde{\Lambda}$ 为正定对角阵 $\Rightarrow \tilde{\Lambda}^{1/2} \tilde{\Sigma} \tilde{\Lambda}^{1/2} \in w_c$. 假如在正态情况下, $\tilde{M}$, $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计 $\tilde{\tilde{M}}$, $\tilde{\tilde{\Sigma}}$ 唯一存在, 且 $p(\tilde{\Sigma} > 0) = 1$, 则对于 $f(\cdot)$, $\tilde{M}$ 和 $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计也存在, 且为 $\hat{\tilde{M}} = \tilde{\tilde{M}}$, $\hat{\tilde{\Sigma}} = n(\tilde{\Lambda}^*)^{-1/2} \tilde{\tilde{\Sigma}} (\tilde{\Lambda}^*)^{-1/2}$, 似然函数的极大值为

$$|\tilde{c}|^{-n/2} |\tilde{\Lambda}^*|^{n/2} f(\tilde{\Lambda}^*) \quad (3.4)$$

其中

$$\tilde{c} = \min_{\tilde{M} \in w_m} (Y - \tilde{M})' (Y - \tilde{M}) \quad (3.5)$$

$\tilde{\Lambda}^*$ 由引理 3.2 决定.

证明 因为 $\tilde{X}(n \times p) \sim N(0, \tilde{\Sigma} \otimes I_p) \in \mathcal{F}_1(n \times p)$, 它的密度函数为

$$(2\pi)^{-np/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \tilde{X}' \tilde{X}\right).$$

令 $\tilde{Y}(n \times p) = \tilde{M} + \tilde{X}\tilde{A}$, 其中 $\tilde{A} \in S_p$, $\tilde{A}\tilde{A}' = \tilde{\Sigma}$ 故可得 $\tilde{Y}$ 的密度函数为 $(2\pi)^{-np/2}$ 乘以

$$|\tilde{A}|^{-n} \exp\left(-\frac{1}{2} \tilde{A}^{-1'} (\tilde{Y} - \tilde{M})' (\tilde{Y} - \tilde{M}) \tilde{A}^{-1}\right)$$

假定 (3.5) 中的极小值在 $\tilde{M} = \tilde{\tilde{M}}$ 处达到, 则函数 $|\tilde{A}|^{-n} \exp\left(-\frac{1}{2} \tilde{A}^{-1'} \tilde{c} \tilde{A}^{-1}\right)$

的极大值在 $\tilde{A} = \frac{1}{\sqrt{n}} C_1^{-1}$ 处达到, 其中 $C_1 C_1' = \tilde{c}^{-1}$, $C_1 \in S_p$

下面我们考虑似然函数

$$|A|^{-n} f(A^{-1/2} (Y-M)' (Y-M) A^{-1/2})$$

根据条件 (3.2) (i) 可知, 它的极大值也在 $\tilde{M} = \tilde{M}$ 处达到, 再根据引理 3.2 可知, 函数 $|A|^{-n} f(A^{-1/2} \tilde{C} A^{-1/2})$ 的极大值在 $A^{-1/2} \tilde{C} A^{-1/2} = \hat{\Lambda}^*$ 处达到, 解得 $\hat{A} = (\hat{\Lambda}^*)^{-1/2} \tilde{C}_1^{-1} = (\hat{\Lambda}^*)^{-1/2} (\sqrt{n} \tilde{A}) = \sqrt{n} (\hat{\Lambda}^*)^{-1/2} \tilde{A}$, 故 $\tilde{M}$, $\tilde{\Sigma} = \hat{A} \hat{A}'$ 的极大似然估计为 $\tilde{M} = \tilde{M}$, $\tilde{\Sigma} = \hat{A} \hat{A}' = n (\hat{\Lambda}^*)^{-1/2} \tilde{\Sigma} (\hat{\Lambda}^*)^{-1/2}$ 似然函数的极大值为 (3.4), 其中 $\hat{\Lambda}^*$ 由引理 3.2 决定。

特别当 $\hat{\Lambda}^* = \alpha^* I_p$ 时, 我们可以得到下面的推论 3.1。即

推论 3.1 设 $Y \in \mathcal{F}_1^+(M, \Sigma, n \times p)$, 且密度函数为 $|\Sigma|^{-n/2} f(\Sigma^{-1/2} (Y-M)' (Y-M) \Sigma^{-1/2})$, 其中 $f(\cdot)$ 满足条件 (3.2) (i) 及 (3.3), 且引理 3.2 中的极值点 $\hat{\Lambda}^* = \alpha^* I_p$ 令 $w_0 = w_m \times w_c$, 其中 w_m 为 $n \times p$ 阶阵的全体, w_c 表示由 $p \times p$ 阶正定阵组成之集合的子集, 且它满足: 如 $\Sigma \in w_c$, $k > 0$ 为常数 $\Rightarrow k \Sigma \in w_c$, 假如在正态情况下, $\tilde{M}$ 和 $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计 $\tilde{M}$ 和 $\tilde{\Sigma}$ 唯一存在, 则对于 $f(\cdot)$, $\tilde{M}$, $\tilde{\Sigma}$ 的极大似然估计也存在, 且为 $\tilde{M} = \tilde{M}$, $\tilde{\Sigma} = \frac{n}{\alpha^*} \tilde{\Sigma}$, 且似然函数的极大值为 $|\tilde{C}|^{-n/2} (\alpha^*)^{np/2} f(\alpha^* I_p)$, 其中 $\tilde{C}$ 由 (3.5) 决定。

推论 3.2 设条件同于定理 3.1, 原假设是 $\tilde{M} \in w_m \subseteq \Omega_m$, 当 $f(\cdot)$ 为正态密度, 且似然比准则唯一存在时, 则准则必是

$$\{|\tilde{C}_0|/|\tilde{C}_w|\}^{n/2}$$

(其中 $\tilde{C}_0$ 和 $\tilde{C}_w$ 相对于 w_m 和 Ω_m , 分别被 (3.5) 定义) 且它独立于 $f(\cdot)$ 。

例 3.2 设 $Y \in \mathcal{F}_1^+(M, \Sigma, n \times p)$, 且它的密度为

$|A|^{-n} f(A^{-1/2} (Y-M)' (Y-M) A^{-1/2})$, 其中 $M = \mathbb{I}_n \otimes u'$, $f(\cdot)$ 满足条件 (3.2) (i) 及 (3.3), 假设检验为

$$H_0: u = 0 \leftrightarrow H_1: u \neq 0$$