

共分散行列に関する検定の不偏性 単調性および漸近展開について

広島大学 理学部 杉浦成昭
広島大学 理学部 長尾寿夫

§0. 序

この稿は多次元正規分布の共分散行列に関する検定の性質をのべたものである。§1ではAnderson & Gupta[1]によって二標本の共分散行列の均一性に関する modified LR test が不偏であるかどうか示すのに困難であると述べている。Sugiura & Nagao[8]によつて, Pitman[5]が Bartlett test の不偏性を示した方法を一般化することによつて上の問題を肯定的に解決した。その考え方を使うことによつて一標本の共分散行列がある既知な行列に等しい検定, sphericity test ならびに共分散行列と平均に関する検定が不偏であることを示す。またその内のいくつかは多標本に拡張する。§2ではNagao[4]によるもので§1で考へた一標本の共分散行列の均一性に対する検定の検定力に関して不偏よりも良い結果を導びきそれを多標本に拡張する。また§3には Sugi-

ura [7]によるもので §1 で考えた検定統計量について、仮説、対立仮説の下で漸近展開あるいは極限分布を求める。仮説の下で漸近的に χ^2 分布にしたがうが、対立仮説の下では適当に正規化する、とによって正規分布である。

§1. 不偏性

X_1, X_2, \dots, X_N ($N > P$) を P 次元列ベクトルで平均 μ , 共分散行列 Σ ($\det \Sigma \neq 0$) をもつ正規分散からの random sample とする。仮説 $H_0: \Sigma = \Sigma_0$ 、対立仮説 $H_1: \Sigma \neq \Sigma_0$ を検定する。ただし Σ_0 は既知な正值行列、平均 μ は未知である。 $\bar{X} = N^{-1} \sum_{i=1}^N X_i$, $S = \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(X_i - \bar{X})'$ とおくとき尤度比検定 (LR test) の acceptance region は

$$(1.1) \quad W_1 = \left\{ S \mid |S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{N}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} S] \geq c_1 \right\}$$

である。ここで $|S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{N}{2}}$ を $|S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{N-1}{2}}$ におきかえた test を modified LR test とする。すると $P=1$ の場合 UMP unbiased test である。多次元の場合次の結果が得られる。

定理 1.1. 仮説 $H_0: \Sigma = \Sigma_0$ 、対立仮説 $H_1: \Sigma \neq \Sigma_0$ に対して、 $n=N-1$ とするととき acceptance region

$$(1.2) \quad \omega_1 = \left\{ S \mid |S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{n}{2}} \operatorname{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} S] \geq c_\alpha \right\}$$

ともに modified LR test である。

証明. 統計量 $S \mid J$ Wishart $W(\Sigma, n)$ にしたがうから,
 K の下で S が ω_1 に含まれる確率を $P_K(\omega_1)$ とすると

$$(1.3) \quad P_K(\omega_1) = C_{p,n} \int_{S \in \omega_1} |S|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma_0|^{-\frac{n}{2}} \operatorname{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} S] dS$$

であらわされる。ただし etr を表わし $S = (s_{ij})$ と
 すると $dS = \prod_{ij} ds_{ij}$ を意味する。定数 $C_{p,n}$ は

$$(1.4) \quad C_{p,n}^{-1} = \pi^{\frac{1}{4} p(p-1)} 2^{\frac{n p}{2}} \prod_{i=1}^p \Gamma\left[\frac{1}{2}(n-i+1)\right]$$

$U = \Sigma_0^{\frac{1}{2}} \Sigma^{-\frac{1}{2}} S \Sigma^{-\frac{1}{2}} \Sigma_0^{\frac{1}{2}}$ なる変換をほどこすと, Jacobian は

$$|\partial U / \partial S| = |\Sigma_0 \Sigma^{-1}|^{\frac{1}{2}(p+1)}$$
 であらわされるから, (1.3) は

$$(1.5) \quad P_K(\omega_1) = C_{p,n} \int_{U \in \omega_1^*} |U|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma_0|^{-\frac{n}{2}} \operatorname{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} U] dU$$

$$R \text{ で } \omega_1^* = \{U \mid \Sigma_0^{\frac{1}{2}} \Sigma^{-\frac{1}{2}} U \Sigma^{-\frac{1}{2}} \Sigma_0^{\frac{1}{2}} \in \omega_1\}.$$

したがって

$$(1.6) \quad P_H(\omega_1) - P_K(\omega_1) = C_{p,n} \left\{ \int_{U \in \omega_1} - \int_{U \in \omega_1^*} \right\} |U|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} \\ \times |\Sigma_0|^{-\frac{n}{2}} \operatorname{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} U] dU$$

一方 $U \in \omega_i$ に対して $|U|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma_0|^{-\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2}\Sigma_0^{-1} U] \geq C_\alpha |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)}$
であるから $\int_{U \in \omega_i} |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU < +\infty$ である。
かくして

$$(1.7) \quad P_H(w_i) - P_K(w_i) \geq C_{p,n} C_\alpha \left\{ \int_{U \in \omega_i - w_i \cap \omega_i^*} - \int_{U \in \omega_i^* - w_i \cap \omega_i} \right\} |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU \\ = C_{p,n} C_\alpha \left\{ \int_{U \in \omega_i} - \int_{U \in \omega_i^*} \right\} |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU$$

ところが $|U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU$ は A を任意の nonsingular matrix とする
と、変換 $U \rightarrow A'UA$ に対して不変な測度である。すなわち

$$\int_{U \in \omega_i^*} |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU = \int_{U \in \omega_i} |U|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dU.$$

ゆえに

$$(1.8) \quad P_H(w_i) - P_K(w_i) \geq 0$$

かくて定理1.1 は示された。

同様な方法によって、次の定理を得る。

定理1.2. 仮説 $H: \Sigma = \Sigma_0, \mu = \mu_0$ 対立仮説 $K: \Sigma \neq \Sigma_0, \mu \neq \mu_0$
に対して(1.1)で定められた acceptance region w_i' と/or,
LR test は不偏である。ただし Σ_0, μ_0 は既知であり、この
とき $S^* = \sum_{i=1}^N (x_i - \mu_0)(x_i - \mu_0)'$ として S におきかえたものであ
る。

定理1.1をR標本に拡張することができ来る。 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iN_i}$ をP次元正規分布平均 μ_i 、共分散行列 Σ_i からrandom sampleとす \circ る。 $(N_i > P, i=1, 2, \dots, R)$ 。 $S_j = \sum_{\alpha=1}^{N_j} (X_{j\alpha} - \bar{X}_j)(X_{j\alpha} - \bar{X}_j)'$, $\bar{X}_j = N_j^{-1} \sum_{\alpha=1}^{N_j} X_{j\alpha}$, $n_j = N_j - 1$ とおくと次の定理が得られる。

定理1.3. 仮説 H_i'' : $\Sigma_j = \Sigma_{0j}$ ($j=1, 2, \dots, R$) 対立仮説 K_i'' : $\Sigma_j \neq \Sigma_{0j}$ for some i に対して acceptance region

$$(1.9) \quad \omega_i'' = \left\{ (S_1, S_2, \dots, S_R) \mid \prod_{j=1}^R [|S_j \Sigma_{0j}^{-1}|^{\frac{n_j}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_{0j}^{-1} S_j]] \geq c_\alpha \right\}$$

ともつmodified LR testの不偏である。

次に二標本問題について述べる。 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iN_i}$ を平均 μ_i 、共分散行列 Σ_i からrandom sampleとする $(N_i > P, i=1, 2)$ 。

仮説 H_2 : $\Sigma_1 = \Sigma_2$ 対立仮説 K_2 : $\Sigma_1 \neq \Sigma_2$ に対するLR testのacceptance regionは $S_i = \sum_{\alpha=1}^{N_i} (X_{i\alpha} - \bar{X}_i)(X_{i\alpha} - \bar{X}_i)'$ とおくことによって $(i=1, 2)$ 。

$$(1.10) \quad \omega_2' = \left\{ (S_1, S_2) \mid |S_1|^{\frac{N_1}{2}} |S_2|^{\frac{N_2}{2}} |S_1 + S_2|^{-\frac{1}{2}(N_1+N_2)} \geq c_\alpha \right\}$$

であるえられる。このtestは $P=1$ の場合不偏であるのに。

$N_1 = N_2$ にかかることがBrown[2]によつて示されている。

N_i と自由度 $N_i - 1$ におきかえて得られるtestはUMP unbiased testである。多様の場合次の定理が得られる。

この問題は Anderson & Gupta [1] によつて Conjecture されただものである。

定理 1.4. 仮説 $H_2: \Sigma_1 = \Sigma_2$ 対立仮説 $K_2: \Sigma_1 \neq \Sigma_2$ に対して,
acceptance region

$$(1.11) \quad \omega_2 = \left\{ (S_1, S_2) \mid |S_1|^{\frac{n_1}{2}} |S_2|^{\frac{n_2}{2}} |S_1 + S_2|^{-\frac{1}{2}(n_1+n_2)} \geq c_a \right\}$$

をもつ modified LR test は不偏である。

証明. S_1, S_2 は独立でそれぞれ $W(\Sigma_1, n_1)$, $W(\Sigma_2, n_2)$ にしたがうから, K の下で (S_1, S_2) が ω_2 に含まれる確率を $P_K(\omega_2)$ とすると,

$$(1.12) \quad P_K(\omega_2) = C_{p,n_1} C_{p,n_2} \int_{(S_1, S_2) \in \omega_2} \left[\prod_{i=1}^2 |S_i|^{\frac{1}{2}(n_i-p-1)} |\Sigma_i|^{-\frac{n_i}{2}} \right] e^{tr[-\frac{1}{2}(\Sigma_1 S_1 + \Sigma_2 S_2)]} dS_1 dS_2$$

である。 $U_i = \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} S_i \Sigma_i^{-\frac{1}{2}}$ ($i=1, 2$) なる変換を行どいすと, Jacobian は, $|\partial(U_1, U_2)/\partial(S_1, S_2)| = |\Sigma_1|^{-(p+1)}$ であるから, 一般に A を任意の nonsingular matrix とすると $(S_1, S_2) \in \omega_2 \Leftrightarrow (AS_1 A', AS_2 A') \in \omega_2$ であるから (1.12) は次の如くなつる,

$$(1.13) \quad P_K(\omega_2) = C_{p,n_1} C_{p,n_2} \int_{(U_1, U_2) \in \omega_2} \left[|\Sigma_2 \Sigma_1^{-1}|^{\frac{n_1}{2}} |U_1|^{\frac{1}{2}(n_1-p-1)} |U_2|^{\frac{1}{2}(n_2-p-1)} e^{tr[-\frac{1}{2}(\Sigma_2^{\frac{1}{2}} \Sigma_1^{-1} \times \Sigma_2^{\frac{1}{2}} U_1 + U_2)]} dU_1 dU_2 . \right]$$

次に $U_1 = V_1$, $U_2 = V_1^{\frac{1}{2}} V_2 V_1^{\frac{1}{2}}$ なる変換をほどこすと, Jacobian $|J|$
 $= |\partial(U_1, U_2)/\partial(V_1, V_2)| = |V_1|^{\frac{1}{2}(P+1)}$ であり, 再び領域 ω_2 の不变なことを
 つかって,

$$(1.14) \quad P_K(\omega_2) = C_{p,n_1} C_{p,n_2} \int_{(I, V_2) \in \omega_2} \left[\begin{aligned} & \left| \sum_2 \sum_1^{-1} \right|^{\frac{n_1}{2}} |V_1|^{\frac{1}{2}(n_1+n_2-P-1)} \\ & \left| V_2 \right|^{\frac{1}{2}(n_2-P-1)} e^{\operatorname{tr} \left[-\frac{1}{2} (\sum_2^{\frac{1}{2}} \sum_1^{-1} \sum_2^{\frac{1}{2}} \right. \right. \right. \\ & \left. \left. \left. + V_2 \right] V_1 \right]} dV_1 dV_2 \end{aligned} \right]$$

$$= \frac{C_{p,n_1} C_{p,n_2}}{C_{p,n_1+n_2}} \int_{(I, V_2) \in \omega_2} \left| \sum_2 \sum_1^{-1} \right|^{\frac{n_1}{2}} |V_2|^{\frac{1}{2}(n_2-P-1)} \left| \sum_2^{\frac{1}{2}} \sum_1^{-1} \sum_2^{\frac{1}{2}} + V_2 \right|^{-\frac{1}{2}(n_1+n_2)} dV_2$$

$W = \sum_1^{\frac{1}{2}} \sum_2^{-\frac{1}{2}} V_2 \sum_2^{-\frac{1}{2}} \sum_1^{\frac{1}{2}}$ なる変換をほどこすと

$$(1.15) \quad P_K(\omega_2) = \frac{C_{p,n_1} C_{p,n_2}}{C_{p,n_1+n_2}} \int_{W \in \omega_2^*} |W|^{\frac{1}{2}(n_2-P-1)} |I+W|^{-\frac{1}{2}(n_1+n_2)} dW$$

ただし $\omega_2^* = \{ W \mid (I, \sum_1^{\frac{1}{2}} \sum_2^{-\frac{1}{2}} W \sum_2^{-\frac{1}{2}} \sum_1^{\frac{1}{2}}) \in \omega_2 \}$ である。定理 1.1
 の証明と同じように考えて, $P_H(\omega_2) \geq P_K(\omega_2)$.

再び一標本に帰って sphericity test といわれる次の仮説を
 考える。仮説 $H_0: \Sigma = \sigma^2 I$ 対立仮説 $K_0: \Sigma \neq \sigma^2 I$ に対する LR
 test の acceptance region は $n=N-1$ と $\alpha <$ と

$$(1.16) \quad \omega_3 = \left\{ S \mid |S|^{\frac{n}{2}} (\operatorname{tr} S)^{-\frac{Pn}{2}} \geq C_\alpha \right\}$$

であるとされる。この test の不偏性とし, すでに Gleser [3]
 が Bartlett test の equal sample size の場合の不偏性を使う

ことによって示した。しかし、(1) は直接証明とめた。

定理 1.5. 仮説 $H_0: \Sigma = \sigma^2 I$ 対立仮説 $K_0: \Sigma \neq \sigma^2 I$ に対して、acceptance region ω_3 をもつ LR test は不偏である。

証明. $P_K(\omega_3)$ を次の様に定義する。

$$(1.17) P_K(\omega_3) = C_{p,n} \int_{S \in \omega_3} |S|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma|^{-\frac{n}{2}} e^{tr[-\frac{1}{2}\Sigma^{-1}S]} dS$$

$T' \Sigma T = \Lambda$ $\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$ となる直交行列 T が存在する。

$A = T' S T$ なる変換をほどこすと、Jacobian は 1 であり、領域 ω_3 は不変であるから

$$(1.18) P_K(\omega_3) = C_{p,n} \int_{A \in \omega_3} |A|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Lambda|^{-\frac{n}{2}} e^{tr[-\frac{1}{2}\Lambda^{-1}A]} dA.$$

次に $U = \Lambda^{\frac{1}{2}} A \Lambda^{\frac{1}{2}}$ なる変換をほどこすと

$$(1.18) P_K(\omega_3) = C_{p,n} \int_{\Lambda^{\frac{1}{2}} U \Lambda^{\frac{1}{2}} \in \omega_3} |U|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} e^{tr[-\frac{1}{2}U]} dU.$$

ここで $U = V_{11} V_0$ ただし V_0 は次の行列である。

$$(1.19) V_0 = \begin{pmatrix} 1 & v_{12} & \cdots & v_{1p} \\ & \ddots & \ddots & \\ v_{p1} & \cdots & \cdots & v_{pp} \end{pmatrix}$$

Jacobian は $|\partial U / \partial (V_{11}, V_0)| = V_{11}^{p(p+1)/2 - 1}$ であり領域 ω_3 は正の定数倍に對して不変であるから

$$(1.20) P_K(\omega_3) = C_{p,n} \int_{\Lambda^{\frac{1}{2}} V_0 \Lambda^{\frac{1}{2}} \in \omega_3} V_{11}^{\frac{n^p}{2}-1} |V_0|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} e^{\text{tr}[-\frac{1}{2} V_{11} V_0]} dV_0 dV_0$$

$$= 2^{\frac{np}{2}} \Gamma[\frac{np}{2}] C_{p,n} \int_{\Lambda^{\frac{1}{2}} V_0 \Lambda^{\frac{1}{2}} \in \omega_3} |V_0|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} (\text{tr} V_0)^{-\frac{n^p}{2}} dV_0$$

したがって

$$(1.21) P_H(\omega_3) - P_K(\omega_3) \geq 2^{\frac{np}{2}} \Gamma[\frac{np}{2}] C_{p,n} C_a \left\{ \int_{V_0 \in \omega_3} - \int_{\Lambda^{\frac{1}{2}} V_0 \Lambda^{\frac{1}{2}} \in \omega_3} \right\} |V_0|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dV_0$$

$V_0 = \Lambda^{-1} \Lambda^{\frac{1}{2}} V_0 \Lambda^{\frac{1}{2}}$ なる変換とすると, $|V_0| / \delta V_0 = |\Lambda|^{-\frac{1}{2}(p+1)} \Lambda^{-\frac{p(p+1)}{2}}$

あるから後の積分は $\int_{\Lambda^{\frac{1}{2}} V_0 \Lambda^{\frac{1}{2}} \in \omega_3} |V_0|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dV_0 = \int_{W_0 \in \omega_3} |W_0|^{-\frac{1}{2}(p+1)} dW_0$, すなへん

示された。

S のかわりに $\Sigma_0^{-\frac{1}{2}} S \Sigma_0^{-\frac{1}{2}}$ を考える; とによって次の系を得る。

系. 仮説 $H'_3: \Sigma = \sigma^2 \Sigma_0$, 対立仮説 $K'_3: \Sigma \neq \sigma^2 \Sigma_0$ に対する acceptance region

$$(1.22) \omega'_3 = \{S \mid |S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{n}{2}} (\text{tr} \Sigma_0^{-1} S)^{-\frac{n^p}{2}} \geq C_a\}$$

とを LR test と呼ぶ。

定理 1.5 は, LR test であるけれども, R 標本の場合に, LR test と modify しなければならないことを注意したい。

定理 1.6. 仮説 $H''_3: \Sigma_j = \sigma^2 \Sigma_{0j}$ ($j = 1, 2, \dots, R$) 対立仮説 $K''_3: \Sigma_i \neq \sigma^2 \Sigma_{0i}$ for some i に対して acceptance region

$$(1.23) \quad \omega_3''' = \left\{ (S_1, S_2, \dots, S_k) \mid \prod_{j=1}^k |S_j \Sigma_0^{-1}|^{\frac{n_j}{2}} (\sum_{j=1}^k \text{tr} \Sigma_0^{-1} S_j)^{-\frac{n_j p}{2}} \geq C_2 \right\}$$

とまつ modified LR test は不偏である。 $n_j = N_j - 1$, $n = \sum_{j=1}^k n_j$.

同様にして次の定理を得る。

定理 1.7. 仮説 $H_3'': \Sigma_j = \sigma_j^2 \Sigma_0$ ($j = 1, 2, \dots, k$) 対立仮説 $K_3'': \Sigma_i \neq \sigma_i^2 \Sigma_0$ for some i に対する acceptance region

$$(1.24) \quad \omega_3''' = \left\{ (S_1, S_2, \dots, S_k) \mid \prod_{j=1}^k [|S_j \Sigma_0^{-1}|^{\frac{n_j}{2}} (\text{tr} S_j \Sigma_0^{-1})^{-\frac{n_j p}{2}}] \geq C_2 \right\}$$

とまつ modified LR test は不偏である。

次に共分散行列と平均に関する検定の不偏性について述べる。

定理 1.8. 仮説 $H_4: \Sigma = \Sigma_0$ かつ $\mu = \mu_0$ 対立仮説 $K_4: \Sigma \neq \Sigma_0$ または $\mu \neq \mu_0$ に対する acceptance region

$$(1.25) \quad \omega_4 = \left\{ (\bar{x}, S) \mid |S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{N}{2}} \text{etr} \left[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} \{ S + N(\bar{x} - \mu_0)(\bar{x} - \mu_0)' \} \right] \geq C_4 \right\}$$

とまつ LR test は不偏である。ただし Σ_0, μ_0 は既知である。

証明. K の下で ω_4 に (\bar{x}, S) が含まれる確率 $P_K(\omega_4)$ は

$$(1.26) \quad P_K(\omega_4) = \frac{C_{p,n} N^{\frac{p}{2}}}{(2\pi)^{\frac{p}{2}}} \int_{(\bar{x}, S) \in \omega_4} |S|^{\frac{1}{2}(N-p-2)} |\Sigma|^{-\frac{N}{2}} \text{etr} \left[-\frac{1}{2} \Sigma^{-1} \{ S + N(\bar{x} - \mu)' \} \right] d\bar{x} dS$$

$U = \sum_0^{\frac{1}{2}} \sum^{-\frac{1}{2}} S \sum^{-\frac{1}{2}} \sum_0^{\frac{1}{2}}$, $\bar{Y} - \mu_0 = \sum_0^{\frac{1}{2}} \sum^{-\frac{1}{2}} (\bar{x} - \mu)$ なる変換をほどく

と Jacobian $(J | \partial(U, \bar{Y}) / \partial(S, \bar{x})| = |\sum_0 \sum^{-1}|^{\frac{1}{2}(P+2)}$ であるから

$$(1.27) P_K(w_4) = \frac{C_{P,n} N^{\frac{P}{2}}}{(2\pi)^{\frac{P}{2}}} \int_{(\bar{Y}, U) \in w_4^*} |U|^{\frac{1}{2}(N-P-2)} |\sum_0|^{-\frac{N}{2}} e^{tr[-\frac{1}{2} \sum_0^{-1} \{ U + N(\bar{Y} - \mu_0)(\bar{Y} - \mu_0)' \}]}$$

$$x d\bar{Y} dU$$

$$\text{ただし } w_4^* = \{(\bar{Y}, U) \mid (\sum_0^{\frac{1}{2}} \sum^{-\frac{1}{2}} (\bar{Y} - \mu_0) + \mu, \sum_0^{\frac{1}{2}} \sum^{-\frac{1}{2}} U \sum_0^{-\frac{1}{2}} \sum^{\frac{1}{2}}) \in w_4\}$$

である。ゆえに前と同じ議論によつて $P_H(w_4) \geq P_K(w_4)$.

同じ考え方によつて H_0 の標本に拡張される。

定理 1.9. 仮説 $H'_4: \sum_j = \sum_{0j}$, $\mu_j = \mu_{0j}$ ($j=1, 2, \dots, k$) 対立仮説 $K'_4: \sum_i \neq \sum_{0i}$ または $\mu_j \neq \mu_{0j}$ for some i, j に対して acceptance region

$$(1.28) w'_4 = \{(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_k, S_1, S_2, \dots, S_k) \mid \prod_{j=1}^k [|S_j \sum_{0j}^{-1}|^{\frac{N_j}{2}} e^{tr[-\frac{1}{2} \sum_{0j}^{-1} \times \{ S_j + N_j(\bar{x}_j - \mu_{0j})(\bar{x}_j - \mu_{0j})' \}]}] \geq C_q \}$$

ともつ LR test は不偏である。

§2. 単調性

§1 で仮説 $H_1: \sum = \sum_0$, 対立仮説 $K_1: \sum \neq \sum_0$ に対する modified LR test が不偏であることを示した。ここでさらにくわしく検定力の評価をおこなう。

定理2.1. 仮説 $H: \Sigma = \Sigma_0$ 、対立仮説 $K: \Sigma \neq \Sigma_0$ に対して、
acceptance region ω_1 を持つ modified LR test の Power function (J), $c_H(\Sigma\Sigma_0^{-1}) = (\delta_1^2, \delta_2^2, \dots, \delta_p^2)$ なる P の固有値のみの関数であって、 $\delta_1^2, \dots, \delta_{i-1}^2, \delta_{i+1}^2, \dots, \delta_p^2$ を固定したとき、もし $\delta_i^2 \geq 1$ ($\delta_i^2 \leq 1$) なら、Power function (J) 単調増加 (減少) である。

証明. Power function $P_K(\omega_1 | \Sigma)$ (J)

$$(2.1) P_K(\omega_1 | \Sigma) = C_{p,n} \int_{S \in \omega_1^c} |S|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma|^{-\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2}\Sigma^{-1}S] dS$$

であるえられる。 $A = \Sigma_0^{-\frac{1}{2}} S \Sigma_0^{-\frac{1}{2}}$ なる変換をほどこすと、

$$(2.2) P_K(\omega_1 | \Sigma) = C_{p,n} \int_{A \in \omega_1^c} |A|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Sigma \Sigma_0^{-1}|^{-\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2}\Sigma_0^{\frac{1}{2}} \Sigma^{-1} \Sigma_0^{\frac{1}{2}} A] dA$$

ただし $\omega_1 = \{A \mid |A|^{\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{A}{2}] \geq c_a\}$ である。

$H' \Sigma_0^{-\frac{1}{2}} \Sigma \Sigma_0^{-\frac{1}{2}} H = \Lambda$, $\Lambda = \text{diag}(\delta_1^2, \delta_2^2, \dots, \delta_p^2)$ となる直交変換 H が存在するから $B = H' A H$ なる変換をほどこすと、(2.2) (J)

$$(2.3) P_K(\omega_1 | \Sigma) = C_{p,n} \int_{B \in \omega_1^c} |B|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} |\Lambda|^{-\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2}\Lambda^{-1}B] dB$$

となる。次に Gleser [3] が sphericity test の不偏性を示したときもちいた変換 $B = D^{\frac{1}{2}} R D^{\frac{1}{2}}$ (ただし $D^{\frac{1}{2}} = \text{diag}(b_{11}^{\frac{1}{2}}, \dots, b_{pp}^{\frac{1}{2}})$ R : 相関行列) とおなうと、Jacobian (J) $|DB/d(R, D)| = |D|^{\frac{1}{2}(p-1)}$ であるから (2.3) は次の如くなる。

$$(2.4) P_k(\omega | \Lambda) = C_{p,n} \int_{R>0} |R|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} dR \int_{\omega_R} |D|^{\frac{n}{2}-1} |\Lambda|^{-\frac{n}{2}} e^{\text{tr}[-\frac{1}{2}\Lambda^T D]} dD \\ = C_{p,n} \int_{R>0} |R|^{\frac{1}{2}(n-p-1)} \beta(\delta_1^2, \delta_2^2, \dots, \delta_p^2 | R) dR$$

ただし $\omega_R = \{D \mid B = D^{\frac{1}{2}} R D^{\frac{1}{2}} \in \omega^c\}$, $\beta(\delta_1^2, \dots, \delta_p^2 | R) = \int_{\omega_R} \prod_{i=1}^p b_{ii}^{\frac{n}{2}-1}$
 $\times (\delta_i^2)^{-\frac{n}{2}} \exp[-\frac{b_{ii}}{2\delta_i^2}] db_{ii}$ である。

もし $\delta_i^{*2} \geq \delta_i^2 \geq 1$ あるには $\delta_i^{*2} \leq \delta_i^2 \leq 1$ ならば, $b_1, \dots, b_{i-1}, b_{i+1}, \dots, b_p$ を固定して b_i について積分をとると次の補題によつて
 $\beta(\delta_1^2, \dots, \delta_{i-1}^2, \delta_i^{*2}, \delta_{i+1}^2, \dots, \delta_p^2 | R) \geq \beta(\delta_1^2, \dots, \delta_i^2, \dots, \delta_p^2 | R)$, この不等式の両辺に $|R|^{\frac{1}{2}(n-p-1)}$ をかけて積分すると結果が得られる。

証明の途中で使われた補題は Ramachandran [6] によつて示されたものである。

補題. 一次元正規分布において仮説 $H: \sigma = \sigma_0$, 対立仮説 $K: \sigma \neq \sigma_0$ に対して, acceptance region

$$(2.5) \quad \omega = \left\{ S_1 \mid (S_1 \sigma_0^{-2})^{\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sigma_0^{-2} S_1\right] \geq C_a \right\}$$

であたえられる modified LR test の power function $(\delta^2 = \frac{\sigma^2}{\sigma_0^2})$ に関して単調性を有する。ただし $S_1 = \sum_{a=1}^N (X_a - \bar{X})^2$, σ_0^2 は既知, 平均は未知である。

定理 2.1 と同じ証明方法によつて次の定理を得る。

定理 2.2. 仮説 $H'_i: \Sigma = \Sigma_0, \mu = \mu_0$ 対立仮説 $K'_i: \Sigma \neq \Sigma_0, \mu = \mu_0$ に対して acceptance region

$$(2.6) \quad \omega^* = \left\{ S^* \mid |S^* \Sigma_0^{-1}|^{\frac{N}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} S^*] \geq c_\alpha \right\}$$

をもつ LR test の Power $\text{ch}(\Sigma \Sigma_0^{-1})$ に関して単調性を有する。

また定理 2.1 に k 標本に対して拡張することが出来る。

定理 2.3. 仮説 $H''_i: \Sigma_j = \Sigma_{0j} (j=1, 2, \dots, k)$ 対立仮説 $K''_i: \Sigma_i \neq \Sigma_{0i}$ for some i に対して acceptance region ω_i'' をもつ modified LR test の Power $\text{ch}(\Sigma_j \Sigma_{0j}^{-1})$ に関して単調性を有する ($j=1, 2, \dots, k$)。

§3. 漸近展開

仮説検定 (H_i, K_i) に対する modified LR test は

$$(3.1) \quad \lambda^* = (\epsilon n)^{\frac{np}{2}} |S \Sigma_0^{-1}|^{\frac{n}{2}} \text{etr}[-\frac{1}{2} \Sigma_0^{-1} S]$$

である。 λ^* の l 次の moment が (H_i, K_i) に対して求められるから、それとつかうことによって次の定理を得る。

定理 3.1. $f = \frac{1}{2} p(p+1)$ とするとき仮説 H_i の下で

$$(3.2) \quad P(-2 \log \lambda^* \leq c) = P(\chi_f^2 \leq c) + \frac{1}{n} B_2 \left\{ P(\chi_{f+2}^2 \leq c) - P(\chi_f^2 \leq c) \right\} + \frac{1}{6n^2} \left\{ (3B_2^2 - 4B_3) P(\chi_{f+4}^2 \leq c) - 6B_2^2 P(\chi_{f+2}^2 \leq c) \right\}$$

$$+ (3B_2^2 + 4B_3) P(\chi_{\delta}^2 \leq c) \Big\} + \frac{1}{6n^3} \left\{ (4B_4 - 4B_2B_3 + B_2^3) P(\chi_{\delta+6}^2 \leq c) \right.$$

$$+ B_2(4B_3 - 3B_2^2) P(\chi_{\delta+4}^2 \leq c) + B_2(4B_3 + 3B_2^2) P(\chi_{\delta+2}^2 \leq c)$$

$$- (4B_4 + 4B_2B_3 + B_2^3) P(\chi_{\delta}^2 \leq c) \Big\} + O(n^{-4})$$

$$\text{ただし } B_2 = \frac{1}{24} P(2P^2 + 3P - 1), \quad B_3 = -\frac{1}{32} P(P-1)(P+1)(P+2),$$

$$B_4 = \frac{1}{480} P(6P^4 + 15P^3 - 10P^2 - 30P + 3)$$

定理3.2. $\tau^2 = 2 \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1} - I)^2$ とすると、対立仮説 H_1 の下で、

$$(3.3) P([-2n^{-\frac{1}{2}} \log \lambda^* - \sqrt{n} \{\operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1} - I) - \log |\Sigma \Sigma_0^{-1}| \}] / \tau \leq c)$$

$$= \Phi(c) - \frac{1}{\sqrt{n}} \left[\frac{P(P+1)}{2\tau} \Phi'(c) + \frac{\Phi^{(3)}(c)}{\tau^3} \left\{ \frac{2P}{3} + \frac{4}{3} \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^3 - 2 \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^2 \right\} \right]$$

$$+ \frac{1}{n} \left[\frac{\Phi^{(2)}(c)}{8\tau^2} P(P+1)(P^2+P+4) + \frac{\Phi^{(4)}(c)}{\tau^4} \left\{ \frac{P}{3}(P^2+P+2) - P(P+1) \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^2 \right. \right.$$

$$\left. \left. + \frac{2}{3}(P^2+P-4) \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^3 + 2 \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^4 \right\} + \frac{\Phi^{(6)}(c)}{2\tau^6} \left\{ \frac{2}{3}P + \frac{4}{3} \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^3 \right. \right]$$

$$- 2 \operatorname{tr}(\Sigma \Sigma_0^{-1})^2 \Big\}^2 \Big] - \frac{1}{n\sqrt{n}} \left[\frac{P(2P^2+3P-1)}{12\tau} \Phi'(c) + \frac{P(P+1)(P^4+2P^3+13P^2+12P+32)}{48\tau^3} \right.$$

$$\times \Phi^{(3)}(c)$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\Phi^{(5)}}{\tau^5} \left\{ \frac{P}{60} (5P^4 + 10P^3 + 45P^2 + 40P + 48) - \frac{P(P+1)}{4} (P^2 + P + 4) \right. \\
& \times \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^2 + \frac{P}{6} (P+1)(P^2 + P - 4) \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^3 + (P^2 + P - 4) \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^4 \\
& + \frac{16}{5} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^5 \left. \right\} + \frac{\Phi^{(7)}}{\tau^7} \left\{ \frac{16}{3} P + \frac{32}{3} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^3 - 16 \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^2 \right\} \\
& \times \left\{ \frac{P}{48} (P^2 + P + 4) - \frac{P(P+1)}{16} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^2 + \frac{P^2 + P - 8}{24} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^3 + \frac{1}{4} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^4 \right\} \\
& + \frac{\Phi^{(9)}}{\tau^9} \frac{32}{3} \left\{ \frac{P}{6} + \frac{1}{3} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^3 - \frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma_{\mu_0}^{-1})^2 \right\}^3 + O(n^{-2})
\end{aligned}$$

ただし $\Phi^{(i)}(c)$ は標準正規分布密度の i 回微分を表わす。

§1 の仮説検定 (H_4, K_4) に対する LR test は

$$(3.4) \quad \lambda = (eN^{-1})^{\frac{NP}{2}} |S\Sigma_{\mu_0}^{-1}|^{\frac{N}{2}} e^{\text{tr}[-\frac{1}{2}\Sigma_{\mu_0}^{-1}\{S + N(\bar{x} - \mu_0)(\bar{x} - \mu_0)'\}]}$$

である。前と同じ方法によつて次の定理を得る。

定理 3.3. $f = P + \frac{1}{2}P(P+1)$ とおくとき仮説 H_4 の下で

$$\begin{aligned}
(3.5) \quad & P(-2\log \lambda \leq c) = P(\chi_f^2 \leq c) + \frac{1}{N} B_2 [P(\chi_{f+2}^2 \leq c) - P(\chi_f^2 \leq c)] \\
& + \frac{1}{6N^2} [(3B_2^2 - 4B_3)P(\chi_{f+4}^2 \leq c) - 6B_2^2 P(\chi_{f+2}^2 \leq c) + (3B_2^2 + 4B_3) \\
& \times P(\chi_f^2 \leq c)]
\end{aligned}$$

$$+ \frac{1}{6N^3} [(4B_4 - 4B_2B_3 + B_2^2) P(\chi_{f+6}^2 \leq c) + B_2(4B_3 - 3B_2^2) P(\chi_{f+4}^2 \leq c) \\ + B_2(4B_3 + 3B_2^2) P(\chi_{f+2}^2 \leq c) - (4B_4 + 4B_2B_3 + B_2^3) P(\chi_f^2 \leq c)] + O(N^{-4})$$

$$\text{ただし } B_2 = \frac{1}{24} P(2P^2 + 9P + 11), \quad B_3 = -\frac{1}{32} P(P+1)(P+2)(P+3),$$

$$B_4 = \frac{1}{480} P(6P^4 + 45P^3 + 110P^2 + 90P + 3)$$

定理3.4. $\tau^2 = 2 \left\{ \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1} - I)^2 + 2(\mu - \mu_0)' \bar{\Sigma}_0^{-1} \bar{\Sigma} \bar{\Sigma}_0^{-1} (\mu - \mu_0) \right\} \geq 0$

るとき、対立仮説 H_0 の下で

$$(3.6) P([-2N^{-\frac{1}{2}} \log \lambda - \sqrt{N} \left\{ \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1} - I) + (\mu - \mu_0)' \bar{\Sigma}_0^{-1} (\mu - \mu_0) - \log |\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0| \right\}] / \tau \leq c) \\ = \Phi(c) - \frac{1}{\sqrt{N}} \left[\frac{\Phi'(c)}{\tau} \frac{P(P+3)}{2} + \frac{\Phi''(c)}{\tau^3} \left\{ \frac{2}{3}P + 4(\mu - \mu_0)' \bar{\Sigma}_0^{-1} (\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 (\mu - \mu_0) \right. \right. \\ \left. \left. + \frac{4}{3} \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^3 - 2 \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 \right\} \right] + \frac{1}{N} \left[\frac{\Phi'''(c)}{8\tau^2} P(P+3)(P^2 + 3P + 4) \right. \\ \left. + \frac{\Phi^{(4)}(c)}{\tau^4} \left\{ \frac{P(P+1)(P+2)}{3} + 2P(P+3)(\mu - \mu_0)' \bar{\Sigma}_0^{-1} (\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 (\mu - \mu_0) + 8(\mu - \mu_0)' \right. \right. \\ \left. \left. \times \bar{\Sigma}_0^{-1} (\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^3 (\mu - \mu_0) + 2 \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^4 + \frac{2}{3}(P+1)(P+4) \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^3 - P(P+3) \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 \right\} \right. \\ \left. + \frac{\Phi^{(5)}(c)}{2\tau^6} \left\{ \frac{2}{3}P + 4(\mu - \mu_0)' \bar{\Sigma}_0^{-1} (\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 (\mu - \mu_0) + \frac{4}{3} \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^3 - 2 \text{tr}(\bar{\Sigma}\bar{\Sigma}_0^{-1})^2 \right\}^2 \right] \\ + O(N^{-\frac{3}{2}})$$

最後に仮説 $H: \bar{\Sigma}_1 = \dots = \bar{\Sigma}_k$ 対立仮説 $K: \bar{\Sigma}_i \neq \bar{\Sigma}_j$ for some ($i \neq j$)

に対する modified LR test は

$$(3.7) \quad \lambda^* = \left[\prod_{a=1}^k |S_a/n_a|^{n_a/2} \right] \left| \sum_{a=1}^k S_a/n \right|^{-n/2}$$

である。ただし $n = \sum_{a=1}^k n_a$

定理 3.5. 対立仮説 K の下で

$$(3.8) \quad -\frac{2}{\sqrt{n}} \log \lambda^* - \sqrt{n} \log \left\{ \left| \sum_{a=1}^k \rho_a \bar{\Sigma}_a \right| / \prod_{a=1}^k |\bar{\Sigma}_a|^{\rho_a} \right\}$$

は漸近的に正規分布に従い、その平均は 0、分散は $2 \sum_{a=1}^k \rho_a \times \text{tr}\{\bar{\Sigma}_a (\sum_{a=1}^k \rho_a \bar{\Sigma}_a)^{-1} - I\}$ である。ここで $n_a = \rho_a n$ である。

参 考 文 献

- [1] Anderson, T. W. and Das Gupta, S. (1964). A monotonicity property of the power functions of some tests of the equality of two covariance matrices. Ann. Math. Statist. 35 1059-1063
- [2] Brown, G. W. (1939). On the power of the L_1 test for equality of several variances. Ann. Math. Statist. 10 119-128
- [3] Gleser, Leon J. (1966). A note on the sphericity test. Ann. Math. Statist. 37 464-467
- [4] Nagao, H. (1967). Monotonicity of the modified likelihood ratio test for a covariance matrix. J. Sci. Hiroshima Univ. Ser. A-I Math. (to appear)
- [5] Pitman, E. J. G. (1939). Tests of hypotheses concerning location and scale parameters. Biometrika 31 200-215

- [6] Ramachandran, K.V. (1958). A test of variances.
J. Amer. Statist. Assoc. 53 741-747
- [7] Sugiura, N. Asymptotic expansions and limiting
distribution of tests for covariances.
- [8] Sugiura, N. and Nagao, H. Unbiasedness of
some test criteria for the equality
of one or two covariance matrices.
(submitted to Ann. Math. Statist.)