

# Estimation of normal covariance matrices parametrized by irreducible symmetric cones

今野 良彦<sup>1</sup> (日本女子大学理学部)

実ウィシャート分布のスケール行列母数の推定問題を Stein 損失のもとで考えたとき、経験共分散行列の固有根を shrinkage-expansion technique で修正することにより、直交不変ミニマックス推定量が得られることが知られている ([1] を参照)。本発表では、対称錐体上の一般化ウィシャート分布に対しても同様の結果が得られることを報告する。

実ベクトル空間  $\mathcal{V}$  は Euclidean Jordan 代数 (EJA と記す) であるとは、 $\mathcal{V}$  上にジョルダン積 (単位元を  $e$  と書く) と呼ばれる双一次形式  $(a, b) \mapsto ab$  ( $\mathcal{V} \times \mathcal{V} \rightarrow \mathcal{V}$ ) があり、それがつぎの性質をもつときをいう: (i) 任意の  $a, b \in \mathcal{V}$  に対して、 $ab = ba$ 、(ii) 任意の  $a, b \in \mathcal{V}$  に対して、 $a(a^2b) = a^2(ab)$  (ただし、 $aa = a^2$  と書いた)、(iii) 任意の  $a, b, c \in \mathcal{V}$  に対して、 $(a|bc) = (ab|c)$ 。ただし、 $(a|b)$  は内積である。以下では、 $\mathcal{V}$  は有限次元で単純 (自明でないイデアルを持たない) とする。 $\mathcal{V}$  は power associative algebra となり、元  $x \in \mathcal{V}$  の最小多項式の次数には最大値がある。これを  $\mathcal{V}$  のランクという。以下では、 $\mathcal{V}$  のランクを  $r$ 、次元を  $v$ 、Peirce invariant を  $g$  と書き、 $\mathcal{V}$  の Jordan frame (直交原始的ベキ等元の組)  $c_1, c_2, \dots, c_r$  を一つ固定する。

Jordan 代数の意味での trace と determinant を  $\text{tr}$  と  $\text{det}$  と記す。また、通常の trace と determinant を  $\text{Tr}$  と  $\text{Det}$  と書くことにする。以下では、内積を  $(x|y) = \text{tr}(xy)$  ( $x, y \in \mathcal{V}$ ) とする。各  $x \in \mathcal{V}$  に対して、左変換と 2 次変換を  $L(x) : y \mapsto xy$  ( $\mathcal{V} \rightarrow \mathcal{V}$ ) と  $P(x) : y \mapsto 2x(xy) - x^2y$  ( $\mathcal{V} \rightarrow \mathcal{V}$ ) で定める。次で定義された EJA の部分空間  $\mathcal{V}^+$  は対称錐体 (等質で自己双対な開凸体) となる:  $\mathcal{V}^+ = \{x \in \mathcal{V} : \text{Det}\{P(x)\} \neq 0\}$ 。

整数  $N$  は  $N > v/r$  とし、 $r \geq 2$ 、 $\sigma \in \mathcal{V}^+$  とする。確率変数  $w$  は、母数  $N$  と  $\sigma$  の一般化ウィシャート分布に従うとする:

$$f_{\mathcal{V}^+}(w|N, \sigma) = \frac{2^{-Nr}}{\Gamma_{\mathcal{V}^+}(N)} \det(\sigma)^{-N} \det(w)^{N-v/r} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\sigma^{-1}|w)\right\}, \quad w \in \overline{\mathcal{V}^+}.$$

ただし、 $\overline{\mathcal{V}^+}$  は  $\mathcal{V}^+$  の閉包、 $\Gamma_{\mathcal{V}^+}(s) = (2\pi)^{(v-r)/2} \prod_{j=1}^r \Gamma(s - \frac{g}{2}(j-1))$  で  $\Gamma(\cdot)$  はガンマ関数である。この分布を  $\mathcal{JW}_{\mathcal{V}^+}(N, \sigma)$  と記す。観測  $w$  に基づいて  $\sigma$  の推定問題を損失関数  $\mathcal{L}(\hat{\sigma}, \sigma) = (\sigma^{-1}|\hat{\sigma}) - \log \det(\hat{\sigma}) + \log \det(\sigma) - r$  のもとで考える。

<sup>1</sup>email address: konno@fc.jwu.ac.jp

危険関数を  $\mathcal{R}(\hat{\sigma}, \sigma) = \mathbb{E}[\mathcal{L}(\hat{\sigma}, \sigma)]$  とする。ただし,  $\hat{\sigma}$  は  $\sigma$  の推定量で, 期待値は  $\mathcal{W}_{\mathcal{V}^+}(N, \sigma)$  に関してである。

観測  $w$  の乗数倍の推定量の中で最良のものは  $(1/(2N))w$  となることがわかる。しかし, これは非許容的である。三角変換群 (Frobenius 変換) 不変で最良なものを構成することにより, このことは確認ができる。さらに, 三角変換群不変で最良な推定量は定数リスクをもち, ミニマックスであることがわかる。

三角変換群不変で最良な推定量を改良することを次に考える。 $\mathcal{V}^+$  の自己同型群の単位元連結成分を  $\mathcal{G}$ ,  $\mathcal{V}$  の直交群を  $\mathcal{O}$ ,  $\mathcal{K} = \mathcal{G} \cap \mathcal{O}$  とする。推定量の族

$$\hat{\sigma}_\varphi = k \sum_{j=1}^r \varphi_j(\mathbf{a}) c_j \quad (1)$$

を考える。ただし,  $w = ka$ ,  $k \in \mathcal{K}$ ,  $a = \sum_{j=1}^r a_j c_j$ ,  $a \in \{a = \sum_{j=1}^r a_j c_j : a_1 > a_2 > \dots > a_r > 0\}$ ,  $\mathbf{a} = (a_1, \dots, a_r)$  で,  $\varphi_j(\mathbf{a})$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ ) は偏微分可能な実数値関数である。以後は,  $\varphi_j(\mathbf{a})$  を  $\varphi_j$  と書く。推定量  $\hat{\sigma}_\varphi$  を評価するために次が有効である。

**補題**  $w$  は  $\mathcal{W}_{\mathcal{V}^+}(N, \sigma)$  に従うとき, 次式が成立する:

$$\mathbb{E}[(\sigma^{-1} | \hat{\sigma}_\varphi)] = \mathbb{E} \left[ \sum_{j=1}^r \left\{ 2 \frac{\partial \varphi}{\partial a_j} + \left( 2N - \frac{2v}{r} \right) \frac{\varphi_j}{a_j} + 2g \sum_{i=1}^{j-1} \frac{\varphi_i - \varphi_j}{a_i - a_j} \right\} \right].$$

**注意**  $n$  を標本数 (中心化された実または複素  $r$  変数正規分布からの標本) とする。 $N = n/2$ ,  $g = 1$ ,  $v = r(r+1)/2$  とすれば, 実ウィシャート分布に対する等式となり,  $N = n$ ,  $g = 2$ ,  $v = r^2$  とすれば, 複素ウィシャート分布に対する等式となる。

**定理** 推定量の族 (1) において,  $\varphi_j = \{2N + g(r - 2j + 1)\}^{-1} a_j$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ ) とした推定量を  $\hat{\sigma}_m$  とする。このとき, 次式が成立する:

$$\mathcal{R}(\hat{\sigma}_m, \sigma) \leq \sum_{j=1}^r \log(2N + g(r - 2j + 1)) - \sum_{j=1}^r \mathbb{E}[\log u_j^2].$$

ただし,  $u_j^2$  は自由度  $2N - g(j - 1)$  のカイ自乗確率変数である。さらに, 右辺はミニマックスリスクである。

## 参考文献

- [1] D.K. Dey, C. Srinivasan, Estimation of a covariance matrix under Stein's loss, *Ann. Statist.* **13** (1985) 1581-1591.
- [2] J. Faraut, K. Korányi, *Analysis on Symmetric Cones*, Oxford Science Publications (1994).
- [3] Y. Konno, Estimation of normal covariance matrices parametrized by irreducible symmetric cones under Stein's loss, submitted (2005).