

# k 個の central moment の函数について

木 下 卓 馬

## On the Functions of k Central Moments

Takuma KINOSHITA

1  $x_1, \dots, x_n$  を一次元標本とする。  $X_i$  は d.f.  $F(x)$  を持つ, 互に独立な確率変数とする。

$$\text{又 } m_{vi} = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{X})^{vi} \quad \mu_{vi} = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}(X))^{vi}]$$

$$\mu_i(m_{vi}) = \mathbf{E}(m_{vi} - \mathbf{E}(m_{vi}))^{vi}, \quad \mu_{i1}(m_v, m_p) = \mathbf{E}((m_v - \mathbf{E}(m_v))(m_p - \mathbf{E}(m_p)))$$

である。これから述べる定理は *cramér*<sup>(1)</sup> の二つの変数  $m_v, m_p$  についての定理を  $k$  個の変数の場合について考えたものである。

## 2 平均と分散

次の二つの条件が満足されているものとする。

1)  $m_{v1} = \mu_{v1}, \dots, m_{vk} = \mu_{vk}$  の近傍で, 函数  $H(m_{v1} \dots m_{vk})$  は連続で, 第一次及び第二次の連続な偏導函数を持つている。

2) 全ての  $X_i$  の有限値に対して,  $|H| < Cn^p$ , ここに  $C$  と  $P$  は正の常数である。

次に  $H_0: m_{v1} = \mu_{v1}, \dots, m_{vk} = \mu_{vk}$  に於ける  $H$  の値

$$H_1: H_2, \dots, H_k \text{ は } (m_{v1} = \mu_{v1}, \dots, m_{vk} = \mu_{vk})$$

に於ける, 夫々  $m_{v1} \dots m_{vk}$  に関する  $H$  の偏微係数を示す。

定理: 確率変数  $H$  の平均及び分散は次の式で与えられる。

$$(2.1) \quad \mathbf{E}(H) = H_0 + O\left(\frac{1}{n}\right)$$

$$(2.2) \quad \mathbf{D}^2(H) = \mu_2(m_{v1})H_1^2 + \dots + \mu_2(m_{vk})H_k^2 + 2\{\mu_{11}(m_{v1}m_{v2})H_1H_2 + \dots + \mu_{11}(m_{vk-1}, m_{vk})H_{k-1}H_k\} + O(n^{-3/2})$$

証明:  $P(s)$  は  $X_1, \dots, X_n$  の joint distnbutor の probability function を示す。Tchebycheff の不等式

$$(2.3) \quad P\{g(\xi) \geq k\} \leq \frac{\mathbf{E}g(\xi)}{k}$$

$$\text{に於て } g(\xi) = (m_{vi} - \mu_{vi})^{2i} \quad (i=1,2,\dots,k)$$

とおき, 更に

$$(2.4) \quad \mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^{2i} = O\left(\frac{1}{n^i}\right)$$

から

$$(2.5) \quad P[(m_{vi} - \mu_{vi})^{2l} \geq \varepsilon^{2l}] \leq \frac{E(m_{vi} - \mu_{vi})^{2l}}{\varepsilon^{2l}} > \frac{A}{\varepsilon^{2l} n^l}$$

即ち

$$(2.6) \quad P[|m_{vi} - \mu_{vi}| \geq \varepsilon] < \frac{A}{\varepsilon^{2l} n^l}$$

こゝに  $A$  は  $n$  と  $\varepsilon$  とに依存しない常数である。

$R_n$  に於て

$$(2.7) \quad |m_{vi} - \mu_{vi}| < \varepsilon \quad (i=1, \dots, k)$$

を同時に満足するような全ての点の集合を  $Z$  で表し、全集合を  $Z^*$  で表せば、

$$(2.8) \quad P(Z^*) < \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l}, \quad P(Z) > 1 - \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l}$$

次に

$$(2.9) \quad E(H) = \int_Z H dP + \int_{Z^*} H dP$$

(2.9) の第二項は条件 2) から  $\frac{kACn^p}{\varepsilon^{2l} n^l}$  より小さい。 $l > p+1$  と選べば

$$(2.10) \quad E(H) = \int_Z H dP + O\left(\frac{1}{n}\right)$$

$\varepsilon$  を十分小さくすれば条件 1) から集合  $Z$  の任意の点に対して

$$(2.11) \quad H(m_{v1}, \dots, m_{vk}) = H_0 + \sum_{i=1}^k H_i(m_{vi} - \mu_{vi}) + R$$

$$R = \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^k H''_i(m_{vi} - \mu_{vi})^2 + 2 \sum_{i < j} H'_{ij}(m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) \right\}$$

こゝに  $H'_{ij}$  は  $(\mu_{vi}, \mu_{vj})$  と  $(m_{vi}, m_{vj})$  との間に於ける点の第二次偏導函数の値である。

故に

$$(2.12) \quad \int_Z H dP = H_0 P(Z) + H_1 \int_Z (m_{v1} - \mu_{v1}) dP + \dots + H_k \int_Z (m_{vk} - \mu_{vk}) dP + \int_Z R dP$$

右辺の第一項は  $H_0 P(Z) > H_0 \left(1 - \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l}\right) = H_0 - H_0 \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l}$

$$(2.13) \quad \therefore H_0 - H_0 P(Z) < H_0 \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l} = O(n^{-l})$$

こゝに  $l > p+1 \geq 1$  であるから  $n^{-l}$  は  $n^{-1}$  よりも小さい。

$$(2.14) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi}) dP = E(m_{vi} - \mu_{vi}) - \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi}) dP \\ = O\left(\frac{1}{n}\right) - \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi}) dP$$

の不等式により

$$(2.15) \quad \left| \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi}) dP \right| \leq \left[ \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 dP \cdot \int_{Z^*} dP \right]^{1/2} \\ \leq [E(m_{vi} - \mu_{vi})^2 \cdot P(Z^*)]^{1/2} = O(n^{-1+l/2})$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{こゝに } \mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^2 = O\left(\frac{1}{n}\right) \\ P(Z^*) < \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l} = O(n^{-l}) \\ \text{であるから} \end{array} \right\}$$

∴ (2.14), (2.15) から

$$(2.16) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi}) dP = O\left(\frac{1}{n}\right)$$

次に

$$(2.17) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^2 dP \leq \left[ \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^4 dP \cdot \int_{Z^*} dP \right]^{1/2} \\ \leq [\mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^4 \cdot P(Z^*)]^{1/2} = O(n^{-(l/2+2)})$$

$$(2.18) \quad \int_Z |(m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj})| dP \leq [\mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^2 \mathbf{E}(m_{vj} - \mu_{vj})^2]^{1/2} = O\left(\frac{1}{n}\right)$$

$$(2.19) \quad \therefore \left| \int_Z R dP \right| \leq \frac{1}{2} \int_Z \left\{ \sum_{i=1}^k K_i (m_{vi} - \mu_{vi})^2 + 2 \sum_{i < j} K_{ij} |(m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj})| \right\} dP \\ = O\left(\frac{1}{n}\right)$$

(2.12), (2.13), (2.16), (2.19) から

$$(2.20) \quad \mathbf{E}(H) = H_0 + O\left(\frac{1}{n}\right)$$

次に  $\mathbf{D}^2(H)$  を求める。

$$(2.21) \quad \mathbf{E}(H - H_0)^2 = \int_Z (H - H_0)^2 dP + \int_{Z^*} (H - H_0)^2 dP$$

$$\text{こゝに } \left| \int_{Z^*} (H - H_0)^2 dP \right| = \left| \int_{Z^*} (H^2 - 2HH_0 + H_0^2) dP \right| \\ = \left| \int_{Z^*} H^2 dP - 2 \int_{Z^*} HH_0 dP + \int_{Z^*} H_0^2 dP \right| \\ \leq \int_{Z^*} H^2 dP + 2 \int_{Z^*} |H| |H_0| dP + \int_{Z^*} H_0^2 dP \\ < C^2 n^{2p} \int_{Z^*} dP + 2C^2 n^{2p} \int_{Z^*} dP + C^2 n^{2p} \int_{Z^*} dP \\ = 4C^2 n^{2p} P(Z^*) < 4C^2 n^{2p} \frac{kA}{\varepsilon^{2l} n^l}$$

$$l > 2p + \frac{3}{2} \text{ とすれば}$$

$$= O(n^{-3/2})$$

$$(2.22) \quad \therefore \mathbf{D}^2(H) = \mathbf{E}(H - \mathbf{E}(H))^2 = \mathbf{E}(H - H_0)^2$$

$$= \int_Z (H - H_0)^2 dP + O(n^{-3/2})$$

$$(H - H_0)^2 = \sum_{i=1}^k H_i^2 (m_{vi} - \mu_{vi})^2 + R^2 + \sum_{i \neq j} H_i H_j (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj})$$

$$\begin{aligned}
& + 2 \sum_{i=1}^k H_i (m_{vi} - \mu_{vi}) R \\
(2.23) \quad \therefore \int_Z (H - H_0)^2 dP &= \sum_{i=1}^k H_i^2 \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^2 dP + \int_Z R^2 dP \\
& + \sum_{i \neq j} H_i H_j \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) dP \\
& + 2 \sum_{i=1}^k H_i \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi}) R dP
\end{aligned}$$

こゝに

$$\begin{aligned}
(2.24) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^2 dP &= \mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 - \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 dP \\
&= \mu_2(m_{vi}) + O\left(\frac{1}{n^2}\right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(2.25) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) dP &= \mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) \\
&- \int_{Z^*} (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) dP = \mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) + O(n^{-2}) \\
u &= \mu_{11}(m_{vi}, m_{vj}) + O(n^{-1}) + O(n^{-2}) = \mu_{11}(m_{vi}, m_{vj}) + O(n^{-1})
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(2.26) \quad 2 \sum_{i=1}^k H_i \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi}) R dP \\
&= \int_Z \left\{ \sum_{i=1}^k H_i H'_{ii} (m_{vi} - \mu_{vi})^3 + \sum_{i \neq j} H_j H'_{ij} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 (m_{vj} - \mu_{vj}) \right. \\
&\quad \left. + \sum_{h, i \neq j} H_h H'_{ij} (m_{vh} - \mu_{vh})(m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) \right\} dP
\end{aligned}$$

こゝに

$$\begin{aligned}
(2.27) \quad \left| \int_Z H_i H'_{ii} (m_{vi} - \mu_{vi})^3 dP \right| &< K_i K'_{ii} \mathbf{E} |m_{vi} - \mu_{vi}|^3 \\
&\leq K_i K'_{ii} (\mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi})^4)^{3/4} = O(n^{-3/2})
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(2.28) \quad \left| \int_Z H_j H'_{ij} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 (m_{vj} - \mu_{vj}) dP \right| \\
< K_j K'_{ij} \mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 \cdot \mathbf{E} |m_{vj} - \mu_{vj}| = O(n^{-3/2})
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(2.29) \quad \left| \int_Z H_h H'_{ij} (m_{vh} - \mu_{vh})(m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) dP \right| \\
\leq K_h K'_{ij} \mathbf{E} (m_{vh} - \mu_{vh}) \cdot \mathbf{E} (m_{vi} - \mu_{vi}) \cdot \mathbf{E} (m_{vj} - \mu_{vj}) = O(n^{-3}) \\
(2.26), (2.27), (2.28) \text{ から}
\end{aligned}$$

$$(2.30) \quad 2 \sum_{i=1}^k H_i \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi}) R dP = O(n^{-3/2}) \quad \text{又,}$$

$$\begin{aligned}
(2.31) \quad \int_Z R^2 dP &= \frac{1}{4} \int_Z \left\{ \sum H'_{ii}{}^2 (m_{vi} - \mu_{vi})^4 + \sum H'_{ii} H'_{ij}{}^2 (m_{vi} - \mu_{vi})^3 (m_{vj} - \mu_{vj}) \right. \\
&\quad \left. + \sum H'_{gg} H'_{ij} (m_{vg} - \mu_{vg})^2 (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) \right\} dP
\end{aligned}$$

こゝに

$$(2.32) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^4 dP \leq \mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^4 = O(n^{-2})$$

$$(2.33) \quad \int_Z (m_{vi} - \mu_{vi})^3 (m_{vj} - \mu_{vj}) dP \\ \leq \mathbf{E}(|m_{vi} - \mu_{vi}|^3) \cdot \mathbf{E}(m_{vj} - \mu_{vj}) \\ \leq (\mathbf{E}(m_{vi} - \mu_{vi})^4)^{3/4} (\mathbf{E}(m_{vj} - \mu_{vj})^2)^{1/2} = O(n^{-2})$$

$$(2.34) \quad \int_Z (m_{vg} - \mu_{vg})^2 (m_{vi} - \mu_{vi}) (m_{vj} - \mu_{vj}) dP \\ \leq \mathbf{E}(m_{vg} - \mu_{vg})^2 \cdot \mathbf{E}(|m_{vi} - \mu_{vi}|) \cdot \mathbf{E}(|m_{vj} - \mu_{vj}|) = O(n^{-2})$$

(2.31), (2.32), (2.33), (2.34) から

$$(2.35) \quad \int_Z R^2 dP = O(n^{-2})$$

故に (2.23), (2.24), (2.25), (2.30), (2.35) から

$$(2.36) \quad \int_Z (H - H_0)^2 dP = \sum_{i=1}^k H_i^2 \mu_{2i}(m_{vi}) + \sum_{i \neq j} H_i H_j \mu_{11i}(m_{vi}, m_{vj}) + O(n^{-3/2})$$

即ち,

$$(2.37) \quad D^2(H) = \sum_{i=1}^k \mu_{2i}(m_{vi}) H_i^2 + \sum_{i \neq j} \mu_{11i}(m_{vi}, m_{vj}) H_i H_j + O(n^{-3/2})$$

### 3. 極 限 分 布

定理:  $m_{v1} = \mu_{v1}, \dots, m_{vk} = \mu_{vk}$  の近傍で函数が連続で, 第一次及び第二次の連続な偏導函数が存在すれば, 確率変数  $H$  は asymptotically normal で, limiting normal distribution の平均と分散は

$$(3.1) \quad \mathbf{E}(H) = H_0$$

$$(3.2) \quad D^2(H) = \mu_{21}(m_{v1}) H_1^2 + \dots + \mu_{2k}(m_{vk}) H_k^2 \\ + 2\{\mu_{111}(m_{v1}, m_{v2}) H_1 H_2 + \dots + \mu_{11k}(m_{vk-1}, m_{vk}) H_{k-1} H_k\}$$

で与えられる。

証明:  $|m_{vi} - \mu_{vi}| < \epsilon \quad (i=1, 2, \dots, k)$

なるような全ての点  $(X_1, \dots, X_n)$  の set  $Z$  を考える。然し  $\epsilon$  は  $n$  に depend してもよいとする。又実際  $\epsilon = n^{-3/8}$  と選べば

$$(3.3) \quad P(Z) > 1 - \frac{kA}{\epsilon^{2l} n^l}$$

$l=1$  とすれば

$$(3.4) \quad P(Z) > 1 - \frac{kA}{\epsilon^2 n} = 1 - kAn^{-1/4}$$

$n$  を十分大きくすれば,  $Z$  の任意の点に対して, 前節から

$$(3.5) \quad H = H_0 + H_1(m_{v1} - \mu_{v1}) + \dots + H_k(m_{vk} - \mu_{vk}) + R$$

従つて,

$$(3.6) \quad \sqrt{n}(H - H_0) = H_1 \sqrt{n}(m_{v1} - \mu_{v1}) + \dots + H_k \sqrt{n}(m_{vk} - \mu_{vk}) + R \sqrt{n}$$

こゝに

$$\begin{aligned} \left| R \sqrt{n} \right| &= \frac{\sqrt{n}}{2} \left| \left\{ \sum_{i=1}^k H'_{ii} (m_{vi} - \mu_{vi})^2 + 2 \sum_{i < j} H'_{ij} (m_{vi} - \mu_{vi})(m_{vj} - \mu_{vj}) \right\} \right| \\ &< Kk \varepsilon^2 \sqrt{n} + 2K' \frac{k(k-1)}{2} \varepsilon^2 \sqrt{n} \\ &(Kk + 2K' \frac{k(k-1)}{2}) n^{-1/4} \\ &= K'' n^{-1/4} \quad (Kk + 2K' \frac{k(k-1)}{2} = K'' \text{ とおく}) \end{aligned}$$

$$(3.7) \quad P(|R \sqrt{n}| < K'' n^{-1/4}) \geq P(Z) > 1 - kAn^{1/4}$$

故に  $R \sqrt{n}$  は 0 に確率収斂する。

故に  $\sqrt{n} (H - H_0)$  と  $H_1 \sqrt{n} (m_{v1} - \mu_{v1}) + \dots + H_k \sqrt{n} (m_{vk} - \mu_{vk})$  とは、 $n \rightarrow \infty$  のとき同じ分布を持つ。

$\sqrt{n} (m_{vi} - \mu_{vi})$  は  $n \rightarrow \infty$  のとき平均が 0 である正規分布に従うから<sup>(2)</sup>  $H_1 \sqrt{n} (m_{v1} - \mu_{v1}) + \dots + H_k \sqrt{n} (m_{vk} - \mu_{vk})$  は  $n \rightarrow \infty$  のとき平均が 0 の正規分布に従う。従つて  $\sqrt{n} (H - H_0)$  は  $n \rightarrow \infty$  のとき、平均が 0 の正規分布に従う。故に確率変数  $H$  は  $n \rightarrow \infty$  のとき、平均が  $H_0$  の正規分布に従う。

分散は  $n \rightarrow \infty$  のとき

$$\begin{aligned} D^2(H) &= E(H - E(H))^2 \\ &= E(H - H_0)^2 \\ &= \frac{1}{n} E(\sqrt{n} (H - H_0))^2 \\ &= \frac{1}{n} E[\{H_1 \sqrt{n} (m_{v1} - \mu_{v1}) + \dots + H_k \sqrt{n} (m_{vk} - \mu_{vk})\}^2] \\ &= \frac{1}{n} H_1^2 n \mu_2(m_{v1}) + \dots + H_k^2 n \mu_2(m_{vk}) \\ &\quad + 2\{H_1 H_2 n \mu_{11}(m_{v1}, m_{v2}) + \dots + H_{k-1} H_k n \mu_{11}(m_{vk-1}, m_{vk})\} \\ &= \mu_2(m_{v1}) H_1^2 + \dots + \mu_2(m_{vk}) H_k^2 \\ &\quad + 2\{\mu_{11}(m_{v1}, m_{v2}) H_1 H_2 + \dots + \mu_{11}(m_{vk-1}, m_{vk}) H_{k-1} H_k\} \end{aligned}$$

となる。

(1) Harald Cramér: Mathematical methods of Statistics P. 353~356, 366~367 (1946)

(2) Harald Cramér: Mathematical methods of Statistics P. 365 (1946)