

次元最小の十分統計量の構成

統数研 清水良一

E.W. Barankin, "Sufficient statistics in the case of non-constant carrier," *Sankhyā*, ser. A, vol. 28., 1966, pp 101-122 と紹介する.

$E^n$  の開集合  $\Omega$  の上の確率密度の族,

$$\mathcal{P} = \{ p(x, \theta) \mid \theta \in \Theta \}$$

が与えられているとする. 母数空間  $\Theta$  も  $E^v$  の開集合で, すべての  $\theta \in \Theta$  について,

$$\Omega = \Omega_\theta = \{ x \mid p(x, \theta) > 0 \}$$

であること, すなわち,  $x \in \Omega$ ,  $\theta \in \Theta$  のとき,

$p(x, \theta) > 0$  であることを仮定する. さらに,

$p(x, \theta)$  が  $x$  および  $\theta$  について, なめらかであるとして,

$\mathcal{P}$  にたいする十分統計量  $T(x) = (T_1(x), \dots, T_r(x))$

で,  $T_i(x)$  がなめらかな実数値関数であるもののうち,  $r$

が最小のものを構成するという問題は, 前論文, E.W. Barankin

and M. Katz, Jr., "Sufficient statistics of minimal dimension," *Sankhyā*, vol. 21, 1959, pp 217-246,

で解決された。この場合は、 $\log p(x, \theta)$  が定義され、 $\text{grad } \log p(x, \theta)$  が最小十分統計量になるので、問題は、 $\text{grad } \log p(x, \theta), \theta \in \Theta$  で張られる linear space ~~の~~ 基を求めることに帰着した。

この論文では、 $\Omega_\theta = \{x \mid p(x, \theta) > 0\}$  が  $\Omega$  に依存している場合に同じ問題を扱う。以下、つぎの仮定を設ける。

(I)  $\Gamma = \bigcup_{\theta \in \Theta} (\Omega_\theta \times \{\theta\})$  が  $E^{n+v}$  の開集合である。

(II)  $p(x, \theta)$  が  $\Gamma$  で連続である。

(III)  $\Gamma$  の境界のルベグ測度は 0。

(IV)  $\Gamma$  の境界の  $\theta$ -section はルベグ測度 0。

(V)  $x \in \Omega$  に対して、有限の値  $b(x)$  があって、すべての  $\theta \in \Theta$  について、 $p(x, \theta) \leq b(x)$ 。

さて、 $m = 1, 2, \dots$  に対して、 $\varphi_m(\theta, \tau)$  は  $\Theta \times \Theta$  で定義され、正の値をとる可測関数で、 $\theta \in \Theta$  に対して、 $\varphi_m(\theta, \cdot)$  が  $\Theta$  上の確率密度であるとする。

$$(1) \quad p_m(x, \theta) = \int_{\Theta} p(x, \tau) \varphi_m(\theta, \tau) d\tau$$

とおくと、 $\theta \in \Theta$  に対して、 $p_m(\cdot, \theta)$  が  $\Omega$  上の確率密度であり、しかも、すべての  $x \in \Omega$ ,  $\theta \in \Theta$  に対して、 $p_m(x, \theta) > 0$  である。したがって、 $p(\cdot, \theta)$  が何れか何れならば、 $(\theta$  についての微分可能性と仮定しなくても)、 $\varphi_m(\theta, \tau)$  に適当な条件を課すことにより、 $p_m(x, \theta)$  が何れかとなり、族  $\mathcal{P}_m = \{p_m(x, \theta) \mid \theta \in \Theta\}$  に前論文の結果を適用することができる。ここでは、系列  $\varphi_m(\cdot, \cdot)$  として、つぎのようものを考える。

$E^V$  において、 $\theta$  を中心とする半径  $\alpha$  の球の内部を  $S_{\theta, \alpha}$  とする。このとき、任意の  $\alpha > 0$  に対して、

$$(2) \quad \lim_{m \rightarrow \infty} \int_{\Theta \rightarrow S_{\theta, \alpha}} \varphi_m(\theta, \tau) d\tau = 0 \quad \theta \in \Theta$$

これは、確率密度  $\varphi_m(\theta, \cdot)$  ともつ分布の列が、 $\theta$  に確率 1 を与える分布に収束することを意味する。

この条件のもとで、

$$(3) \quad \lim_{m \rightarrow \infty} p_m(x, \theta) = p(x, \theta) \quad x \in \Omega, \theta \in \Theta$$

が成り立つ。実際、

$$|p_m(x, \theta) - p(x, \theta)| \leq \int_{\Theta} \varphi_m(\theta, \tau) |p(x, \tau) - p(x, \theta)| d\tau$$

であるが、 $p(x, \cdot)$  の連続性から、任意の  $\varepsilon > 0$  に対して、 $\alpha > 0$  と十分小さくするとき、 $\tau \in S_{0, \alpha}$  なら、 $|p(x, \tau) - p(x, \theta)| \leq \varepsilon$  となるから、積分領域を  $\Theta - S_{0, \alpha}$  と、 $S_{0, \alpha}$  とに分け、さらに (V) を考慮すると、

$$|p_m(x, \theta) - p(x, \theta)| \leq 2b(x) \int_{\Theta - S_{0, \alpha}} \varphi_m(\theta, \tau) d\tau + \varepsilon$$

よって (2) から  $\lim_{m \rightarrow \infty} |p_m(x, \theta) - p(x, \theta)| \leq \varepsilon$  . . .  $\varepsilon$  が任意だから (3) が導かれる。

定理 1.  $\varphi_m(\theta, \tau)$  が上記の条件を満たすとする。

統計量  $T(x)$  が  $\mathcal{P}$  に対して十分であるための必要十分条件は、 $T(x)$  が  $\mathcal{P}_m$ ,  $m=1, 2, \dots$  に対して十分なことである。

証明.  $T(x)$  が  $\mathcal{P}$  に対して十分であるとする

分解定理によって、

$$p(x, \theta) = f(T(x), \theta) \cdot g(x)$$

と書けるが、この関係は  $x \in \Omega - M$  の各々について、ほとんどすべての  $\theta \in \Theta$  に対して成り立つこと

が示される。(このおぼろげ以下において、 $M$  は、ルベグ測度 0 の、 $\Omega$  の適当な部分集合を表わす)

よって、

$$P_m(x, \theta) = \int_{\Theta} f(T(x), \theta) g(x) \cdot p_m(\theta, z) dz.$$

$$= f_m(T(x), \theta) \cdot g(x) \quad \text{a.e. } \theta \text{ for each } x \in \Omega - M.$$

これより、 $f_m(y, \theta) = \int_{\Theta} f(y, \theta) p_m(\theta, z) dz.$

逆に  $T(x)$  が  $P_m$ ,  $m = 1, 2, \dots$  に対して十分であるとする。分解定理によつて、

$$(4) \quad p_m^{\circ}(x, \theta) = f_m^{\circ}(T(x), \theta) \cdot g_m^{\circ}(x).$$

とかけると、

$$\Omega = \bigcup_{\theta \in \Theta} \Omega_{\theta}$$

であるが、 $\Omega_{\theta}$  がすべて開集合だから、 $\theta^{(k)} \in \Theta$ ,  $k = 1, 2, \dots$  が存在して、

$$\Omega = \bigcup_{k=1}^{\infty} \Omega_{\theta^{(k)}}$$

と書ける。

$$a_n > 0, \quad \sum_n a_n = 1.$$

よって、

$$(5) \quad g_m(x) = \sum_k a_k p_m(x, \theta^{(k)}), \quad x \in \Omega$$

とおくと,

$$g_m(x) > 0, \quad m=1, 2, \dots, \quad x \in \Omega$$

であり, また,

$$\int_{\Omega} g_m(x) dx = \sum_k a_k \int_{\Omega} p_m(x, \theta^{(k)}) dx = 1.$$

から,  $g_m(x) < \infty$  である. (4) と (5) に

代入して,

$$(6) \quad g_m(x) = g_m^{\circ}(x) \cdot \sum_k a_k \cdot f_m^{\circ}(T(x), \theta^{(k)}).$$

とわかるから,

$$f_m(y, \theta) = f_m^{\circ}(y, \theta) / \sum_k a_k \cdot f_m^{\circ}(y, \theta^{(k)})$$

とおくと, (4) より,

$$(7) \quad p_m(x, \theta) = f_m(T(x), \theta) \cdot g_m(x)$$

と書ける. 定理の仮定から,

$$(8) \quad \lim_{m \rightarrow \infty} p_m(x, \theta) = p(x, \theta), \quad x \in \Omega, \theta \in \Theta$$

とわかるから, (5) と bounded convergence theorem から

$$\begin{aligned} \lim_{m \rightarrow \infty} g_m(x) &= \lim_m \sum_k a_k p_m(x, \theta^{(k)}) = \sum_k a_k p(x, \theta^{(k)}) \\ &\equiv g(x) > 0, \quad x \in \Omega \end{aligned}$$

が存在する。よって,  $x \in \Omega = M$  のとき, a.e.  $\theta$  について,

$$p(x, \theta) / g(x) = \lim_{m \rightarrow \infty} P_m(x, \theta) / q_m(x) = \lim_{m \rightarrow \infty} f_m(T(x), \theta)$$

が  $T(x)$  と  $\theta$  の関数  $f(T(x), \theta)$  に等しい。

$$p(x, \theta) = f(T(x), \theta) \cdot g(x)$$

この関係が, 実は, すべての  $\theta \in \Theta$  について, a.e.  $x$  で成り立つことが示され,  $T(x)$  が  $\mathcal{P}$  について十分であることを示す。 q.e.d.

例.  $\Theta = (0, \infty)$ ,  $x = (x_1, \dots, x_n)$

$$p(x, \theta) = \begin{cases} 1/\theta^n & \text{if } 0 < x_i < \theta, \quad i=1, \dots, n \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

とする。  $\Omega = [(0, \infty) \times \dots \times (0, \infty)] - E$  とし

とし,  $E = \bigcup_{i=1}^n \{(x_1, \dots, x_n) \mid x_i = x_j\}$  とす。

$\Omega_\theta = [(0, \theta) \times \dots \times (0, \theta)] - E$  とする。

このとき, 仮定 (I) - (IV) が満たされることは明らか。 (V) は,  $\theta \leq \max x_i$  ならば  $p(x, \theta) = 0$ ,

$\theta > \max x_i$  ならば  $p(x, \theta) = 1/\theta^n$  であるから,

$\theta \in \Theta$ ,  $x \in \Omega$  について,

$$p(x, \theta) \leq (\max x_i)^{-n}$$

である。いまの場合、

$$P_m(x, \theta) = \int_{\min x_i}^{\infty} \frac{1}{z^n} \varphi_m(\theta, z) dz$$

と取るが、これが  $\Omega$  について定めらるる  $\theta$  のように  $\varphi_m$  を送れば、前論文の結果が適用される。それによれば、 $\Omega$  の実数はすべて regular と取り、各点での十分統計量の最小次元は 1 であることが分る。さらに分解定理から、 $T(x) = \max x_i$  が  $P_m$ ,  $m = 1, 2, \dots$  の、1 にかゝって  $P$  の十分統計量であることが分る。

系列  $\varphi_m(\theta, z)$  の代りに、たゞ 1 つの  $\varphi(\theta, z)$  を用いて議論することも可能である。 $\varphi(\theta, z)$  は、 $\varphi_m(\theta, z)$  と同様の性質をもつた、" $\Theta$  がルバグ測度  $\theta$  の、 $\Theta$  の部分集合のとき、

$$\{ \varphi(\theta, \cdot) \mid \theta \in \Theta - \theta \}$$

が  $L_1(\Theta)$  ( $= \Theta$  上の絶対可積分な実数値関数のつくる空間) で完備である。” という条件を満足する。

$$\mathcal{Q} = \{ q(x, \theta) = \int_{\Theta} \varphi(\theta, z) p(x, z) dz \mid \theta \in \Theta \}$$

とおく。 $q(x, \theta) > 0$ ,  $x \in \Omega$ ,  $\theta \in \Theta$  である

定理 2.  $\varphi$  が上記の条件を満たすとする. 統計量  $T(x)$  が  $\mathcal{P}$  に対して十分であるための必要十分条件は,  $T(x)$  が  $\mathcal{Q}$  に対して十分なことである.

証明. 必要であることの証明は定理 1 と同じである. 十分であること:  $T(x)$  が  $\mathcal{Q}$  に対して, 十分であるとする. 分解定理から,

$$(9) \quad q(x, \theta) = f(T(x), \theta) g(x), \quad \text{a.e. } \theta \text{ for each } x \in \Omega - M.$$

と書けるが, 前と同様,  $0 < g(x) < \infty$  としてよい.

$q(x, \theta)$  の定義と (9) から

$$(10) \quad \int_{\Theta} \varphi(\theta, z) p(x, z) dz = f(T(x), \theta) g(x),$$

a.e.  $\theta$  for each  $x \in \Omega - M.$

いま,  $x, y \in \Omega - M$ ,  $T(x) = T(y)$  とすると,

(10) から

$$\int_{\Theta} \varphi(\theta, z) [g(x) p(y, z) - g(y) p(x, z)] dz = 0 \quad \text{a.e. } \theta.$$

よって,

$$g(x) p(y, \theta) - g(y) p(x, \theta) = 0 \quad \text{a.e. } \theta.$$

すなわち,

$$p(x, \theta) / g(x) = p(y, \theta) / g(y)$$

これは  $p(x, \theta) / g(x)$  が  $T(x)$  と  $\theta$  との関数,  
 $f(T(x), \theta)$  に等しいことを示す.

$$p(x, \theta) = f(T(x), \theta) g(x)$$

この関係が、実はすべての  $\theta \in \Theta$  について、 $a.e. x$  で  
 成り立つことがいえて、 $T(x)$  が  $\mathcal{P}$  にたいする十分統計  
 量であることが分る。 p. e. d.

Remark.  $\varphi(\theta, \tau)$  が上記の条件すべての満足  
 するための  $\nu$  個の十分条件は、

$$\varphi(\theta, \tau) = \prod_{i=1}^{\nu} h(\theta_i - \tau_i)$$

と書けることである。ただし、 $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_\nu)$ ,  
 $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_\nu)$  で  $h$  は  $\mathcal{R}$  上の連続な確率  
 密度で、いたるところ正、しかもその特性関数が  
 $\theta$  にならないものとする。

例)  $x = (x_1, \dots, x_n)$ ,  $\theta = \mathcal{R}$ ,

$$p(x, \theta) = \begin{cases} \left(\frac{2}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2} & x_i > 0 \\ & i=1, \dots, n \end{cases}$$

$\left\{ \begin{array}{l} 0 \\ \text{その他} \end{array} \right.$

とする。

正規分布  $N(0, 1)$  の特性関数  $e^{-t^2/2}$  が 0 に等しいことから、

$$\varphi(\theta, \tau) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\theta - \tau)^2}$$

が条件を満たすことが分る。

$$f(x, \theta) = \frac{2^n}{(2\pi)^{\frac{n+1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\sum_i (x_i - \bar{x})^2 + \frac{n}{n+1}(\theta - \bar{x})^2\right]\right\} \times \int_{-\infty}^{\min x_i - \frac{\theta + n\bar{x}}{n+1}} e^{-\frac{n+1}{2}y^2} dy.$$

に前論文の結果が使えて、 $(\min x_i, \bar{x})$  が次元最小の十分統計量であることが分る。