

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 Ω 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 Θ 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 θ 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 Ω 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 Γ で連続である。

(III) Γ の境界のルベグ測度は 0。

(IV) Γ の境界の θ -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 Θ 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 Ω 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、(θ 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、つぎのようなものを考える。

E^V において、 θ を中心とする半径 α 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、 θ 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、 $\alpha > 0$ と十分小さくとり、 $\tau \in S_{0, \alpha}$ 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 $\lim_{m \rightarrow \infty} |p_m(x, \theta) - p(x, \theta)| \leq \varepsilon$. . . ε 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

分解定理によつて、

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

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。(こゝおのり以下において、 M は、ルベグ測度 0 の、 Ω 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、 Ω_{θ} 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) は,

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

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. θ 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 θ 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} に対し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、 $E = \bigcup_{i \neq j} \{(x_1, \dots, x_n) \mid x_i = x_j\}$ とする。

$\Omega_\theta = [(0, \theta) \times \dots \times (0, \theta)] - E$ 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 $p(x, \theta) = 1/\theta^n$ とあるから、

$\theta \in \Theta$, $x \in \Omega$ 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 Ω について定めらるる θ のように φ_m を送れば、前論文の結果が適用される。それによれば、 Ω 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、" Θ がルバグ測度 θ の、 Θ の部分集合のとき、

$$\{ \varphi(\theta, \cdot) \mid \theta \in \Theta - \theta_0 \}$$

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。

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

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

定理 2. φ 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

$$(10) \quad \int_{\Theta} \varphi(\theta, z) p(x, z) dz = f(T(x), \theta) g(x) \quad \text{a.e. } \theta \text{ for each } x \in \Omega - M.$$

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 θ 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 α と τ 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
 θ 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。