

第7章 Peeling 議論

この章では, M 推定量の収束のレートを経験過程¹の連続性の係数から導出できることをみていく.

7.1 第一の方法

Θ を母数空間, \mathbb{X} を標本空間とし, P を \mathbb{X} 上の確率測度とする. P に対応する真の母数を θ^* と書くことにする. $\theta \in \Theta$ で添え字付られた可測関数 $\gamma_\theta : \mathbb{X} \rightarrow \mathbb{R}$ を考える. $X, X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} P$ とし, \hat{P}_n を X_1, X_2, \dots, X_n に基づく経験測度とする. すると M 推定量 $\hat{\theta}_n$ は

$$\Theta \ni \theta \mapsto \hat{P}_n \gamma_\theta := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \gamma_\theta(X_j)$$

を最大化するものである. 母数コントラスト

$$\Theta \ni \theta \mapsto P \gamma_\theta := \int_{\mathbb{X}} \gamma_\theta dP$$

は, Θ 上のある距離 d に対して

$$P \gamma_\theta - P \gamma_{\theta^*} \lesssim -d^2(\theta, \theta^*) \quad (7.1)$$

をみたすとする.

定理 7.1. (7.1) をみたすとする. 関数 $\phi_n : \mathbb{X} \rightarrow \mathbb{R}$ は, ある $\alpha < 2$ に対して

$$\delta \mapsto \frac{\phi_n(\delta)}{\delta^\alpha}$$

は非増加で

$$E \left[\sup_{\theta: d(\theta, \theta^*) < \delta} |\nu_n(\gamma_\theta - \gamma_{\theta^*})| \right] \lesssim \phi_n(\delta) \quad (7.2)$$

をみたすとする. このとき, 任意の数列 $\{r_n\}_{n=1}^\infty$ で

$$\phi_n(1/r_n) \leq \frac{\sqrt{n}}{r_n^2} \quad (7.3)$$

¹ M 推定量を定義するコントラスト関数によって添え字付られた経験過程を考える.

をみたすものに対して

$$d(\hat{\theta}_n, \theta^*) = O_P\left(\frac{1}{r_n}\right)$$

となる.

Proof. 議論を簡単にするために

$$\{\hat{\theta}_n\} = \arg \max_{\theta \in \Theta} \hat{P}_n \gamma_\theta$$

と仮定する. 各 $n \in \mathbb{N}$ に対して, $\Theta \setminus \theta^*$ の「シェル」 $\{S_{n,j}; j \in \mathbb{Z}\}$ を

$$S_{n,j} := \{\theta \in \Theta; 2^{j-1} < r_n d(\theta, \theta^*) \leq 2^j\} \quad (j \in \mathbb{Z})$$

で定める. ある $M > 0$ が存在して, $r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^M$ ならば, ある $j > M$ が存在して

$$\hat{\theta}_n \in S_{n,j} \Leftrightarrow \hat{\theta}_n \text{ は } S_{n,j} \ni \theta \mapsto \hat{P}_n \text{ を最大化}$$

となる. したがって

$$\sup_{\theta \in S_{n,j}} (\hat{P}_n \gamma_\theta - \hat{P}_n \gamma_{\theta^*}) \geq 0$$

となる. このことを踏えると

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \Pr^* \left(r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^M \right) \xrightarrow{M \rightarrow \infty} 0$$

を示せばよい. しかし, 任意の $\eta > 0$ と $J > M$ ($J \in \mathbb{N}$) に対して,

$$\begin{aligned} & \Pr^* \left(r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^M \right) \\ & \leq \Pr^* \left(r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^M, r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) \leq 2^J \right) \\ & \quad + \Pr^* \left(r_n d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^J > \frac{\eta r_n}{2} \right) \\ & \leq \sum_{M < j \leq J} \Pr^* \left(\sup_{\theta \in S_{n,j}} (\hat{P}_n \gamma_\theta - \hat{P}_n \gamma_{\theta^*}) \geq 0 \right) \\ & \quad + \Pr^* (2d(\hat{\theta}_n, \theta^*) > 2^J > \eta) \end{aligned}$$

を得る. η を十分小さくとり, $d(\theta, \theta^*) \leq \eta$ に対して, 条件 (7.1) が成立すると仮定する. さらに, すべての $0 < \delta < \eta$ に対して, 条件 (7.2) が成立すると仮定する. すると $M < j \leq J$ なる任意の j と $\forall \theta \in S_{n,j}$ に対して

$$P \gamma_\theta - P \gamma_{\theta^*} \lesssim -d^2(\theta, \theta^*) \lesssim -\frac{2^{2(j-1)}}{r_n^2}$$

となる². 中心化された過程 $\tilde{\nu}_n(\theta) := \widehat{P}_n \gamma_\theta - P \gamma_\theta$ と書く. すると $\forall \theta \in S_{n,j}$ に対して,

$$\begin{aligned} \widehat{P}_n \gamma_\theta - \widehat{P}_n \gamma_{\theta^*} &\geq 0 \\ \Rightarrow |\tilde{\nu}_n(\theta) - \tilde{\nu}_n(\theta^*)| &\geq (\widehat{P}_n \gamma_\theta - \widehat{P}_n \gamma_{\theta^*}) - |P \gamma_\theta - P \gamma_{\theta^*}| \geq \frac{2^{2(j-1)}}{r_n^2} \end{aligned}$$

となることに注意する. Markov の不等式と条件 (7.2) から, $M < j \leq J$ に対して

$$\begin{aligned} &\Pr^* \left(\sup_{\theta \in S_{n,j}} (\widehat{P}_n \gamma_\theta - \widehat{P}_n \gamma_{\theta^*}) \geq 0 \right) \\ &\leq \Pr^* \left(\sup_{\theta \in S_{n,j}} |\tilde{\nu}_n(\theta) - \tilde{\nu}_n(\theta^*)| \geq \frac{2^{2(j-1)}}{r_n^2} \right) \\ &\leq \Pr^* \left(\sup_{\theta \in S_{n,j}} |\nu_n(\theta) - \nu_n(\theta^*)| \geq \frac{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}}{r_n^2} \right) \\ &\leq \frac{r_n^2}{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}} \mathbb{E} \left[\sup_{\theta \in S_{n,j}} |\nu_n(\theta) - \nu_n(\theta^*)| \right] \\ &\leq \frac{r_n^2}{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}} \mathbb{E} \left[\sup_{d(\theta, \theta^*) \leq 2^j / r_n} |\nu_n(\theta) - \nu_n(\theta^*)| \right] \\ &\leq \frac{r_n^2}{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}} \phi(2^j / r_n) \end{aligned}$$

を得る. $\delta \mapsto \phi_n(\delta) / \delta^\alpha$ は非増加なので, $c > 1$ に対して

$$\frac{\phi_n(c\delta)}{(c\delta)^\alpha} \leq \frac{\phi_n(\delta)}{\delta^\alpha}$$

となる. これを解くと

$$\phi_n(c\delta) \leq c^\alpha \phi_n(\delta)$$

となることに注意すると

$$\phi_n(2^j / r_n) \leq 2^{j\alpha} \phi_n(1 / r_n)$$

となる. さらに, (7.3) から

$$\frac{\phi_n(1 / r_n) r_n^2}{\sqrt{n}} \leq 1$$

となるので

$$\frac{r_n^2}{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}} \phi(2^j / r_n) \leq \frac{2^{j\alpha} \phi_n(1 / r_n) r_n^2}{\sqrt{n} 2^{2(j-1)}} \leq 4 \times 2^{j\alpha - 2j}$$

² $\theta \in S_{n,j}$ なので, $2^{j-1} < r_n d(\theta, \theta^*)$ となることからわかる.

がわかる. 以上から

$$\sum_{M < j \leq J} \Pr^* \left(\sup_{\theta \in S_{n,j}} (\widehat{P}_n \gamma_\theta - \widehat{P}_n \gamma_{\theta^*}) \geq 0 \right) \leq 4 \sum_{j > M} 2^{j\alpha - 2j} \xrightarrow{M \rightarrow \infty} 0$$

を得る. □

例 7.2. P を \mathbb{R} 上の確率分布とし, Lebesgue 測度 m に関する p.d.f. p を持つとし

$$X_1, X_2, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} P$$

とする. $\alpha > 0$ を固定し

$$m_\theta(x) := \mathbb{1}_{[\theta - \alpha, \theta + \alpha]}(x)$$

とする. すると

$$\begin{aligned} \widehat{P}_n m_\theta &= \frac{1}{n} \#\{X_j \in [\theta - \alpha, \theta + \alpha]; j = 1, 2, \dots, n\}, \\ P m_\theta &= \Pr(|X - \theta| \leq \alpha) = F_X(\theta + \alpha) - F_X(\theta - \alpha) \end{aligned}$$

となる. ただし, $F_X = \int_{-\infty}^x p(t) dm(t)$ である. ここで

$$\theta_0 = \arg \max_{\theta \in \mathbb{R}} P m_\theta$$

と定める. このとき

$$\widehat{\theta}_n := \arg \max_{\theta \in \mathbb{R}} \widehat{P}_n m_\theta \xrightarrow{P} \theta_0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

となるかを調べよう. 上記が成立するならば

$$r_n(\widehat{\theta}_n - \theta_0) \begin{cases} = O_p(1) & (\text{ある } r_n \rightarrow \infty), \\ \rightsquigarrow \nu & (\nu \text{ は極限確率過程}) \end{cases}$$

を調べよう. そのために

$$\mathcal{G} = \{m_\theta; \theta \in \mathbb{R}\}$$

とおく. すると \mathcal{G} の要素 g の $\text{subgraph}(g) = \{(x, t) \in \mathbb{R}^2; g(x) \geq t\}$ に対して

$$\mathcal{D} := \{\text{subgraph}(g); g \in \mathcal{G}\}$$

とおくと, \mathcal{D} の VC 次元は

$$\text{VC}^{\mathcal{D}} = \inf\{n \in \mathbb{N}; \text{VC}^{\mathcal{D}}(n) < 2^n\} = 2$$

となる. $\delta > 0$ に対して

$$\mathcal{G}^\delta(\theta_0) := \{m_\theta - m_{\theta_0}; d(\theta, \theta_0) < \delta\}, \quad \mathcal{G}^\infty(\theta_0) = \{m_\theta - m_{\theta_0}; \theta \in \mathbb{R}\},$$

とおく. 定理 6.47 から, 任意の \mathbb{R} 上の確率分布 \mathbb{Q} に対して

$$N(\epsilon \mathbb{Q} \mathcal{G}, \mathcal{G}, \|\cdot\|_{L_1(\mathbb{Q})}) \leq \max\left\{A\epsilon^{-4}, e^{\epsilon/4}\right\}$$

となる. ただし, $A > 0$ は定数である. $G(x) = \sup_{\theta \in \mathbb{R}} |m_\theta| \leq 1$ なので

$$\mathbb{P}|m_\theta - m_{\theta_0}|^2 \leq \mathbb{P}|m_\theta - m_{\theta_0}|$$

である. よって

$$\begin{aligned} N(\epsilon, \mathcal{G}^\delta(\theta_0), \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})}) &\leq N(\epsilon, \mathcal{G}^\infty(\theta_0), \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})}) \\ &\leq N^2(\epsilon/2, \mathcal{G}, \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})}) \\ &\leq N^2(\epsilon/2, \mathcal{G}, \|\cdot\|_{L_1(\mathbb{Q})}) \\ &\leq N^2(\epsilon \mathbb{Q} \mathcal{G}/2, \mathcal{G}, \|\cdot\|_{L_1(\mathbb{Q})}) \\ &\leq A^2 \left(\frac{2}{\epsilon}\right)^8 \end{aligned}$$

となる. よって

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \sqrt{\log N(\epsilon, \mathcal{G}^\delta(\theta_0), \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})})} d\epsilon &= \int_0^1 \sqrt{\log N(\epsilon, \mathcal{G}^\delta(\theta_0), \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})})} d\epsilon \\ &\leq \int_0^1 \sqrt{8 \log(2/\epsilon)} d\epsilon + \sqrt{2 \log A} \\ &< \infty \end{aligned}$$

となる. さらに

$$G^\delta(x) := \sup\{|m_\theta(x) - m_{\theta_0}(x)|; d(\theta, \theta_0) < \delta\} \quad (x \in \mathbb{R})$$

とおくと, $\delta < \alpha$ に対して

$$G^\delta(x) \leq \mathbb{1}_{[\theta_0 + \alpha - \delta, \theta_0 + \alpha + \delta]}(x) + \mathbb{1}_{[\theta_0 - \alpha - \delta, \theta_0 - \alpha + \delta]}(x)$$

となる. よって

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{G^\delta\}^2 &\leq \Pr(\theta_0 + \alpha - \delta \leq X \leq \theta_0 + \alpha + \delta) + \Pr(\theta_0 - \alpha - \delta \leq X \leq \theta_0 - \alpha + \delta) \\ &\leq 4\|\mathbf{p}\|_\infty \delta \end{aligned}$$

となる. したがって

$$\|G^\delta\|_{L_2(\mathbb{P})} \leq 2\sqrt{\|\mathbf{p}\|_\infty} \delta^{1/2}$$

となる. すると

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[\sup_{g \in \mathcal{G}^\delta(\theta_0)} |(\hat{\mathbb{P}}_n - \mathbb{P})g| \right] &\lesssim \|G^\delta\|_{L_2(\mathbb{P})} \int_0^\infty \sqrt{\log N(\epsilon, \mathcal{G}^\delta(\theta_0), \|\cdot\|_{L_2(\mathbb{Q})})} d\epsilon \\ &\lesssim \sqrt{\delta} =: \phi(\delta) \end{aligned}$$

となる. (7.1) を満足するためには, \mathbb{p} は unimodal であればよい. 実際

$$\mathbb{P}m_\theta - \mathbb{P}m_{\theta_0} = \frac{1}{2} \left(\dot{\mathbb{p}}(\theta_0 + \alpha) - \dot{\mathbb{p}}(\theta_0 - \alpha)(\theta - \theta_0)^2 + o(|\theta - \theta_0|^2) \right)$$

であり, $\dot{\mathbb{p}}(\theta_0 - \alpha) > 0$ かつ $\dot{\mathbb{p}}(\theta_0 + \alpha) < 0$ であるので

$$\mathbb{P}m_\theta - \mathbb{P}m_{\theta_0} \lesssim -(\theta - \theta_0)^2$$

がわかる. $\phi(\delta) = \phi_n(\delta) = \sqrt{\delta}$ としたとき, $r_n = n^{1/3}$ とすると

$$\begin{aligned} \phi_n \left(\frac{1}{r_n} \right) &= n^{-1/6}, \\ \frac{\sqrt{n}}{r_n^2} &= n^{1/2} n^{-2/3} = n^{-1/6} \end{aligned}$$

となるので

$$n^{1/3}(\hat{\theta}_n - \theta_0) = O_p(1)$$

がわかる. □

系 7.3. $\Theta \subset \mathbb{R}^d$ を開部分集合とし, 各 $\theta \in \Theta$ に対して, 関数

$$\mathbb{R} \ni x \mapsto m_\theta(x) \in \mathbb{R}$$

は可測とし, $\theta_0 := \arg \max_{\theta \in \Theta} \mathbb{P}m_\theta$ とする. さらに, $\mathbb{P} \dot{m}^2 < \infty$ なる関数 $\dot{m}: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ が存在して, θ_0 のある近傍に含まれる任意の θ_1, θ_2 に対して

$$|m_{\theta_1}(x) - m_{\theta_2}(x)| \leq \dot{m}(x) |\theta_1 - \theta_2|_{2,d}$$

をみたすとする. さらに, 関数 $\Theta \ni \theta \mapsto \mathbb{P}m_\theta$ は θ_0 のある近傍で 2 次までの Taylor 展開をもち, Hessian 行列式は退化しないとする. $\hat{\theta}_n = \arg \max_{\theta \in \Theta} \hat{\mathbb{P}}_n m_\theta$ は

$$\hat{\mathbb{P}}_n m_{\hat{\theta}_n} \geq \hat{\mathbb{P}}_n m_{\theta_0} - O_p(n^{-1}) \quad \text{かつ} \quad \hat{\theta}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \theta_0 (n \rightarrow \infty)$$

ならば

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta_0) = O_p(1)$$

となる.

Proof. □

7.2 第二の方法