

# MIN-MAX BIAS ROBUST REGRESSION

YAN LIU

## 1. REFERENCE

### 1.1. 流れ-1.

Martin, Yohai and Zamar (1989), AS.

Yohai and Zamar (1993), AS.

Berrendero and Zamar (2001), AS.

Berrendero Mendes and Tyler (2007), AS.

### 1.2. 流れ-2.

Donoho and Liu (1988a), AS

Donoho and Liu (1988b), AS

He and Simpson (1993), AS

## 2. FUNDAMENTAL SETTING

- Klotz gave a matrix version of Szegö's

### 2.1. Definition.

(1)  $g$  is

$$g(s, \|\theta\|) = E_{H_0} \rho\left(\frac{y - x^T \theta}{s}\right)$$

and the inverse of  $g_1$  and  $g_2$  are defined by,

( $g_1$ ) the inverse of  $g$  with respect to  $s$ ;

( $g_2$ ) the inverse of  $g$  with respect to  $\|\theta\|$ .

*note.* つまり、 $g_1(a, 0)$  は回帰真値の周りでの量で、 $g_2(a, b)$  は...

(2)

$$V_\epsilon = \{H; H = (1 - \epsilon)H_0 + \epsilon H^*\}$$

(3) The asymptotic bias of  $T$  at  $H$ 

$$b(T, H) = \|T(H)\|$$

and correspondingly,

$$B_\epsilon(T) = \sup\{\|T(H)\|; H \in V_\epsilon\}$$

*note.* 何らかの推定量で、 $B_\epsilon(T)$  を最小にすれば、これが minimax となる。

### 3. CONDITIONS

3.1. **on  $\rho$ .** Let  $\rho$  be a real-valued function on  $\mathbb{R}$  satisfying the following conditions.

3.2. **when  $\rho$  is a jump function.**

$$\rho_c(u) = \begin{cases} 0, & |u| < c, \\ 1, & |u| \geq c. \end{cases}$$

3.3. **S-estimate functional.** Let  $s(\theta, H) = s(F^\theta)$ , where

$$s(F) = \inf\{s > 0; E_F \rho\left(\frac{u}{s}\right) \leq b\}.$$

*note.*  $b$  と設定した時の、 $F$  における最小の influence function のスケールを  $s$  としている。

$T(H)$  is said to be an S-estimate functional of regression if there exists a sequence  $\theta_n \in \mathbb{R}^p$  such that

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \theta_n = T(H)$$

and

$$\lim_{n \rightarrow \infty} s(\theta_n, H) = \inf_{\theta \in \mathbb{R}^p} s(\theta, H).$$

**Lemma 3.1.** *If  $\rho$  satisfies A1 and  $H$  satisfies*

$$\sup_{\|\theta\|=1} P_H(x^\top \theta = 0) < 1 - b,$$

*then there exist some sequence  $\theta_n$  and  $T(H)$  to be an S-estimate.*

Consequently, if  $\rho$  is additionally continuous,

$$s(T(H), H) = \min\{s(\theta, H); \theta \in \mathbb{R}^p\}.$$

3.4. **Contrast function.** Set  $g(s, \|\theta\|)$  as

$$g(s, \|\theta\|) = E_{H_0} \rho\left(\frac{y - x^\top \theta}{s}\right)$$

**Lemma 3.2.** (i)  $\rho$  satisfies A1;

(ii)  $F_0$  satisfies A2;

(iii)  $G_0$  satisfies A3.

Then  $g$  is *continuous*, *strictly increasing w.r.t.  $\|\theta\|$* ; *strictly decreasing in  $s$  for  $s > 0$* .

3.5. **Assumption A.**

(A1) Symmetric and nondecreasing on  $[0, \infty)$ , with  $\rho(0) = 0$ .

Bounded, with  $\lim_{u \rightarrow \infty} \rho(u) = 1$ .

$\rho$  has only a finite number of discontinuities.

*note.*  $\rho$  は分布関数もどき。

(A2)  $F_0$  is absolutely continuous with density  $f_0$  which is symmetric, continuous and strictly decreasing for  $u < 0$ .

(A3)  $G_0$  is spherical and  $P_{G_0}(x^\top \theta = 0)$  for all  $\theta \in \mathbb{R}^p$  with  $\theta \neq 0$ .

#### 4. MAIN RESULTS

**Lemma 4.1.** Assume that  $\rho_1$  satisfies A1,  $F_0$  satisfies A2 and  $G_0$  satisfies A3. Then  $g$  is continuous, strictly increasing with respect to  $\|\theta\|$  and strictly decreasing in  $s$  for  $s > 0$ .

*note.* これがいえと、漸近的な話でなくとも成り立つ。

*Proof.* (i) To show  $\forall H = (1 - \epsilon)H_0 + \epsilon H^*$ ,

$$\|\theta\| > c \Rightarrow s(\theta, H) > s(0, H).$$

*note.*  $s$  とは何か。

□

**Theorem 4.2.** Under Lemma,  $B_\epsilon(T)$  over  $V_\epsilon$  is

$$B_\epsilon(T) = \begin{cases} g_2^{-1}\left(g_1^{-1}\left(\frac{b-\epsilon}{1-\epsilon}, 0\right), \frac{b}{1-\epsilon}\right), & \epsilon < \min(b, 1-b), \\ \infty, & \epsilon \geq \min(b, 1-b). \end{cases}$$

**Lemma 4.3.** Consider  $T_b$  with jump function  $\rho_1$ .

(i)

$$B_\epsilon(T_b) = G^{-1}(F_0^{-1})\left(\frac{b}{1-\epsilon}\right),$$

(ii)

$$\inf_{\epsilon < b < 1-\epsilon} B_\epsilon(T_b) = \inf_{F_0^{-1} < t < \infty} G_t^{-1}\left(2(1 - F_0(t)) + \frac{\epsilon}{1-\epsilon}\right).$$

*note.* ここまでは、1989 の内容。

## 5. FUNDAMENTAL SETTING

1.  $F_{H,\theta}(\nu)$  the distribution function of  $|y - \theta^T x|$

### 5.1. Notations.

$$T_\alpha(H) = \arg \min_{t \in \mathbb{R}^p} F_{H,t}^{-1}(\alpha)$$

### 5.2. lower bound.

The lower bound is given by

$$a(\epsilon) = \sup\{\|\theta\|; (1 - \epsilon)F_{H_0,\theta}(\nu) + \epsilon \geq (1 - \epsilon)F_{H_0,0}(\nu), \forall \nu \geq 0\}.$$

## 6. MAIN RESULTS

**Theorem 6.1.** *Suppose that*

- (i)  $f_0(v) = F'_0(v)$  is even and strictly unimodal.
- (ii)  $P_{G_0}(\theta^T x = 0) < 1, \forall \|\theta\| = 1$ .
- (iii)  $G_0(x)$  is elliptical.

*Then there exists  $\alpha^*$  such that the least  $\alpha^*$ -quantile estimate  $T_{\alpha^*}$  is *minimax bias* in the class of *residual admissible estimates*.*

*note.* 以下は、He and Simpson の結果

## 7. SETTING

### 7.1. Fisher consistent.

$\forall \theta \in \Theta, T(F_\theta) = \theta$ .

### 7.2. locally linear.

**Definition 7.1.** Let  $\{F_\theta; \theta \in \Theta\}$  be an  $L_1$ -differentiable family of distributions with finite Fisher information. A functional  $T$  is *locally linear* if it has the following properties.

- (i)  $T$  has an influence function whose mean is 0 and finite variance.
- (ii)  $T$  has the following expansion

$$T(F_{\theta+\delta}) - T(F_\theta) = \int \psi_\theta d(F_{\theta+\delta} - F_\theta) + o(\|\delta\|).$$

### 7.3. minmax.

Define

$$d_\nu(P, Q) = \sup |P(A) - Q(A)|$$

and

$$d_c(P, Q) = \inf\{\epsilon; Q = (1 - \epsilon)P + \epsilon R \text{ for some distribution } R\}.$$

The variation gauge is

$$b_\nu(\epsilon, F_\theta) = \sup\{\rho(\theta, \eta); \eta \text{ such that } d_\nu(F_\theta, F_\eta) \leq \epsilon\}.$$

The contamination bias is

$$b_T(\epsilon, F_\theta) = \sup_{d_c(F_\theta, F) \leq \epsilon} \rho(T(F), \theta).$$

**Theorem 7.2.**

$$\sup_{\eta; \rho(\theta, \eta) \leq b_\nu(\epsilon/(1-\epsilon), F_\theta)} b_T(\epsilon; F_\eta) \geq \frac{1}{2} b_\nu\left(\frac{\epsilon}{1-\epsilon}; F_\theta\right)$$

*note.* つまり、Theorem 7.2 の右辺は、最大 bias の lower bound となる。これを達成する統計量は、min-max といえる。

## 8. SUMMARY

### 8.1. 流れ-1.

- Hosoya (1978) や Taniguchi (1981) は、真のスペクトルの  $\epsilon$  contamination の場合について minimax を論じた。
- Martin, Yohai and Zamar (1989) は、母数の推定方式によって、minimax curve が異なることを明かした。
- Yohai and Zamar (1993) は、更に、quantile score による minimax curve は、admissible であることを明かした。
- Berrendero and Zamar (2001) は、説明変数が非対称分布、および定数項のある Regression の min-max について Bound を与えた。
- Berrendero, Mendes and Tyler (2007) は、Yohai and Zamar (1993) を否定した。quantile score は inadmissible となる理由は、回帰モデルでは、CM-estimate を構成することができる。ただし、CM-estimate は回帰モデルで構成できるが、ほかのモデルでは他の estimate を考える必要があり、論文では論ぜない。ただし、どんなモデルでも、quantile score は admissible とはならないだろうと予想。

### 8.2. 流れ-2. こちらは、一般論。 $\epsilon$ -contamination とは何かについて、分布間の距離で考える。

- Donoho and Liu (1988a) は、各距離による Robustness をまとめた。特に、L2 距離を Hermitian 距離と呼んで、良い性質を持つことを説いた。ここで、stability of variance 及び stability of quantity estimated について言及し、stability of variance は Huber の仕事で M-est を提案したのに対し、本論文は、後者について MD-est の重要性を説いた。
- Donoho and Liu (1988b) は、上記の良い性質を丁寧に説明。後に、depth や contour 等の概念へ発展。(ここから先は Follow できませんでした。)

- He and Simpson (1993) は、よりシャープな bound を与えた。更に、quantile score は、bound に到達することを示し、min-max 性を説いた。