Vorlesung Mathematische Statistik

Wintersemester 2018/2019

Vorlesung: Prof. Dr. Dietmar Ferger Mitschrift: Willi Sontopski

10. Oktober 2018

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	 					 			 ٠			٠	٠		2
1.1	Der Median	 					 									2

1 Einführung

Viele Schätzer in der Statistik sind definiert als Minimal- oder Maximalstelle von bestimmten Kriteriumsfunktionen, z. B. der Maximum-Likelihood-Schätzer (MLS) oder Minimum-Qudrat-Schätzer (MQS, KQS) oder Bayes-Schätzer. Allgemein nennt man solche Schätzer M-Schätzer.

Ziel: Untersuchung des asymptotischen Verhaltens $(n \to \infty)$ von M-Schätzern über einen funktionalen Ansatz. Als Beispiel:

1.1 Der Median

Sei $X: (\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}) \to \mathbb{R}$ eine reelle Zufallsvariable mit Verteilungsfunktion $F_X: \mathbb{R} \to [0, 1], \ F_X(x) := \mathbb{P}[X \le x],$ also $X \sim F_X$. Definiere

$$Y(t) := \mathbb{E}(|X - t|) \tag{1.1}$$

$$= \int_{\Omega} |X(\omega) - t| \, d\mathbb{P}(\omega)$$

$$\stackrel{\text{Trafo}}{=} \int_{\mathbb{R}} |x - t| \cdot \mathbb{P}(X^{-1}(x)) \, dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} |x - t| \cdot F \, dx \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

$$m := \arg\min_{t \in \mathbb{R}} Y(t) := \text{ (irgendeine) Minimal stelle der Funktion}$$

Notation. $F(m-) := F(m-0) := \lim_{t \uparrow m} F(t)$

Charakterisierung der Menge aller Mediane in folgendem kleinen Lemma:

Lemma 1.1.1 Sei $X \sim F_X$ integrierbar und $m \in \mathbb{R}$. Dann äquivalent:

- (a) $F(m-) \le \frac{1}{2} \le F(m)$
- (b) $\mathbb{E}[|X t|] \ge \mathbb{E}[|X m|] \quad \forall t \in \mathbb{R}$
- (c) m ist Median

Beweis. Zeige (a) \Rightarrow (b):

Setze $h(t) := \mathbb{E}[|X-t|-|X-m|] \stackrel{\text{Lin}}{=} Y(t)-Y(m)$. Dann ist 2. äquivalent zu $h(t) \geq 0 \ \forall t \in \mathbb{R}$. Dies ist noch zu zeigen.

Fall 1: t < m

$$h(t)^{\text{Trafo}} \int_{\mathbb{R}} |x - t| - |x - m| Q_{F}(dx)$$

$$= \int_{(-\infty,t]} \underbrace{|x - t| - |x - m|}_{=t-x-(m-x)=-(m-t)} F(dx) + \int_{(t,m)} \underbrace{|x - t| - |x - m|}_{=t-x-(m-x)} F(dx) + \int_{[m,\infty)} \underbrace{|x - t| - |x - m|}_{x-t-(x-m)=m-t} F(dx)$$

$$\geq -(m-t) \cdot \underbrace{Q((-\infty,t])}_{F(t)} + \left(-(m-t) \cdot F(m-) - F(t)\right) + (m-t) \cdot \underbrace{Q([m,\infty))}_{1-\underbrace{Q((-m,m))}_{F(m-)}}$$

$$= -\underbrace{(m-t)}_{\geq 0} \cdot \underbrace{(1-2 \cdot F(m-))}_{\frac{1}{\geq 0}}$$

$$\geq 0$$

Fall 2: t > m

$$h(t) = \int_{(-\infty,m]} \dots F(dx) + \int_{(m,t]} \dots + \int_{(t,\infty)} \dots F(dx)$$

$$\dots$$

$$\geq (t-m) \cdot (\underbrace{2 \cdot F(m) - 1}_{\stackrel{1}{\geq 0}})$$

$$\geq 0$$

Fall 3: t = m ist trivial. #

Zeige (b) \Rightarrow (a):

Nach Annahme ist $h(t) \geq 0 \ \forall t \in \mathbb{R}$.

Fall 1: t < m Die obige Rechnung im Fall 1 bei 1. \Rightarrow 2. zeigt:

$$0 \leq h(t) = -(m-t) \cdot F(t) + \int_{(t,m)} \underbrace{x}_{=2x-t-m \leq m-t} F(dx) + (m-t) \cdot (1 - F(m-t)) dx$$

$$\leq -(m-t) \cdot \left(F(t) - 1 + F(m-t) - F(m-t) + F(t) \right)$$

$$= \underbrace{(m-t)}_{>0} \cdot (1 - 2 \cdot F(t))$$

$$\implies \forall t < m : 0 \leq (m-t) \cdot (1 - 2 \cdot F(t))$$

$$\implies \forall t < m : 0 \leq 1 - 2 \cdot F(t)$$

$$\implies \forall t < m : F(t) \leq \frac{1}{2}$$

$$\stackrel{t \uparrow m}{\Longrightarrow} F(m-t) \leq \frac{1}{2}$$

Fall 2: t > m Siehe 2. Fall, analog.

Zeige (a) \Leftrightarrow (c): (b) ist offensichtlich äquivalent zur Definition des Medians.

Bemerkung 1.1.2

- 1. Lemma 1.1.1 (a) besagt, dass $\{m \in \mathbb{R} : m \text{ erfüllt 1.}\}\$ die Menge aller Mediane von F ist.
- 2. Im Allgemeinen gibt es mehrere Mediane. Üblicherweise wählt man $m:=F^{-1}(\frac{1}{2})$, wobei

$$F^{-1}(u) := \inf \{ x \in \mathbb{R} : F(x) \ge u \} \quad \forall u \in (0, 1)$$

die Quantilfuntion / die verallgemeinerte Inverse ist. Da

$$F(F^{-1}(u)-) \le u \le F(F^{-1}(u)) \quad \forall u \in (0,1),$$

erfüllt $m = F^{-1}\left(\frac{1}{2}\right)$ die Bedingung (a) in Lemma 1.1.1 und ist somit ein Median, nämlich der kleinste.

3. Die obige Funktion (1.1), also

$$Y: \mathbb{R} \to \mathbb{R}, \qquad Y(t) = \int |x - t| \ F(dx) \qquad \forall t \in \mathbb{R},$$

ist stetig (nutze Folgenkriterium + dominierte Konvergenz bzw. Satz von Lebesgue), aber im Allgemeinen nicht differenzierbar, z. B. falls $F \sim X$ eine diskrete

Zufallsvariable ist. In diesem Fall ist somit die Minimierungüber Differentiation nicht möglich!