



# Einführung in die Mathematische Statistik

## 6. Tutorium

### Optimale Schätzverfahren

Es seien  $X_1, \dots, X_n$  unabhängige identisch  $B(1, \theta)$ ,  $\theta \in ]0, 1[$ , verteilte Zufallsvariablen. Betrachtet man "lineare" Schätzer der Form

$$T_n^{\text{lin}}(X_1, \dots, X_n) = a_1 X_1 + \dots + a_n X_n, \quad a_1, \dots, a_n \in \mathbb{R},$$

für  $\tau(\theta) = \theta$ , dann ist aus der Vorlesung (Beispiel 3.8) bekannt, daß das arithmetische Mittel

$$T_n^*(X_1, \dots, X_n) = \frac{1}{n} X_1 + \dots + \frac{1}{n} X_n$$

ein optimales Schätzverfahren in folgendem Sinn ist:

$$\begin{aligned} & \text{Var}_\theta(T_n^*(X_1, \dots, X_n)) \\ &= \inf \{ \text{Var}_\theta(T_n^{\text{lin}}(X_1, \dots, X_n)) : T_n^{\text{lin}} \text{ erwartungstreuer Schätzer für } \tau(\theta) = \theta \}. \end{aligned}$$

Also ist  $T_n^*$  ist unter allen erwartungstreuen linearen Schätzern  $T_n^{\text{lin}}$  für  $\tau(\theta) = \theta$  dasjenige Schätzverfahren mit minimaler Varianz.

In diesem Tutorium werden zeigen, daß das arithmetische Mittel in dieser Situation sogar der optimale erwartungstreue Schätzer schlechthin für  $\tau(\theta) = \theta$  ist.

**Satz 1** *Es seien  $X_1, \dots, X_n$  unabhängige identisch  $B(1, \theta)$ ,  $\theta \in ]0, 1[$ , verteilte Zufallsvariablen. Dann gilt*

$$\begin{aligned} & \text{Var}_\theta(T_n^*(X_1, \dots, X_n)) \\ &= \inf \{ \text{Var}_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n)) : T_n: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R} \text{ erwartungstreuer Schätzer für } \tau(\theta) = \theta \}. \end{aligned}$$

Entscheidend für den Beweis dieser Aussage ist folgender Satz.

**Satz 2** (Fréchet-Rao-Cramer) *Es seien  $X_1, \dots, X_n$  unabhängige identisch  $B(1, \theta)$ ,  $\theta \in ]0, 1[$ , verteilte Zufallsvariablen. Weiterhin sei*

$$L_\theta(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \theta^{x_i} (1 - \theta)^{1-x_i}, \quad x_1, \dots, x_n \in \{0, 1\}.$$

*Dann gilt für jedes Schätzverfahren  $T_n: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ , das erwartungstreu für  $\tau(\theta) = \theta$  ist:*

$$\forall \theta \in ]0, 1[: \quad \text{Var}_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n)) \geq \frac{1}{\text{E}_\theta \left| \frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_\theta(X_1, \dots, X_n)) \right|^2}.$$

Für den Beweis der Frechét-Rao-Cramer Ungleichung, die in ähnlicher Form auch unter viel allgemeineren Voraussetzungen noch gültig ist, benötigen wir die Cauchy-Schwarz Ungleichung, die Sie ohne Beweis verwenden können.

**Satz 3** (Cauchy-Schwarz Ungleichung) *Es seien  $X$  und  $Y$  zwei Zufallsvariablen mit  $E|X|^2 < \infty$  und  $E|Y|^2 < \infty$ . Dann gilt*

$$|E(XY)| \leq \sqrt{E|X|^2} \cdot \sqrt{E|Y|^2}.$$

**Aufgabe 1** Zeigen Sie:

$$\begin{aligned} (a) \quad 1 &= \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in \{0,1\}^n} L_\theta(x_1, \dots, x_n), \\ (b) \quad \theta &= E_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n)) = \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in \{0,1\}^n} T_n(x_1, \dots, x_n) \cdot L_\theta(x_1, \dots, x_n), \\ (c) \quad 0 &= E \left( \frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_\theta(X_1, \dots, X_n)) \right) = \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in \{0,1\}^n} \frac{\partial}{\partial \theta} L_\theta(x_1, \dots, x_n). \end{aligned}$$

Bestimmen Sie dazu zuerst die Wahrscheinlichkeit

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n), \quad x_1, \dots, x_n \in \{0, 1\}.$$

**Aufgabe 2** Beweisen Sie Satz 2. Gehen Sie dabei wie folgt vor:

- Berechnen Sie

$$E_\theta \left( T_n(X_1, \dots, X_n) \cdot \frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_\theta(X_1, \dots, X_n)) \right),$$

indem Sie zuerst  $E_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n))$  nach  $\theta$  differenzieren. (Vgl. Aufgabe 1.)

- Folgern Sie aus dem ersten Schritt und Aufgabe 1

$$E_\theta \left( (T_n(X_1, \dots, X_n) - \tau(\theta)) \cdot \frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_\theta(X_1, \dots, X_n)) \right) = 1,$$

und wenden Sie nun Satz 3 an.

**Aufgabe 3** Zeigen Sie jetzt Satz 1, indem Sie

$$E_\theta \left| \frac{\partial}{\partial \theta} \ln(L_\theta(X_1, \dots, X_n)) \right|^2$$

und

$$\text{Var}_\theta(T_n^*(X_1, \dots, X_n))$$

berechnen.