

## Motivation

- aus Daten Rückschlüsse über Population ziehen

Wir nehmen an, die Körpergröße (m) einer erwachsenen Person sei normalverteilt mit Erwartungswert  $\mu$ . Der Wert des Parameters  $\mu$  ist uns allerdings *nicht* bekannt.

Von 4 Erwachsenen messen wir die folgenden Körpergrößen:

1.68, 1.77, 1.70, 1.69.

Können wir anhand der erhobenen Daten Rückschlüsse auf den unbekannten Parameter ziehen?

- 

## Definition

Wir betrachten eine Verteilung  $F_\theta$ , die durch einen **unbekannten Parameter** (oder Parametervektor)  $\theta \in \mathbb{R}^d$  charakterisiert wird.

- Dabei ist bekannt, dass  $\theta$  im **Parameterraum**  $\Theta \subseteq \mathbb{R}^d$  liegt.  
Es sei  $X_1, \dots, X_n$  eine Zufallsstichprobe aus der Population  $F_\theta$  mit  $\theta \in \Theta$ . Wir behandeln nun die folgenden Fragen:
- Schätzer für  $\theta$

$$\hat{\theta} = f(X_1, \dots, X_n),$$

—

— [[Statistiken]]

- Schätzwert

$$f(X_1, \dots, X_n),$$

—

- Beispiele für Schätzer

**Beispiel.** Seien  $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$ , dann ist  $E(X_1) = \mu$ . Nach dem Gesetz der großen Zahlen konvergiert  $\bar{X}$  gegen  $E(X_1)$ . Somit bietet sich  $\bar{X}$  als Schätzer für  $\mu$  an.

—

**Beispiel.** Seien  $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Exp}(\lambda)$ , dann ist  $E(X_1) = 1/\lambda$ . Nach dem Gesetz der großen Zahlen konvergiert  $\bar{X}$  gegen  $E(X_1)$ . Somit bietet sich  $1/\bar{X}$  als Schätzer für  $\lambda$  an.

—

Eigenschaften der [[Normalverteilung]]

Eine Zufallsvariable  $Z$  folgt einer **Standardnormalverteilung** ( $Z \sim N(0, 1)$ ), wenn sie die Dichte

$$f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}, \quad z \in \mathbb{R}$$

besitzt. Die zugehörige Verteilungsfunktion

$$F_Z(x) = P(Z \leq x) = \int_{-\infty}^x f_Z(z) dz =: \Phi(x)$$

- Eine Zufallsvariable  $X$  folgt einer Normalverteilung mit Erwartungswert  $\mu$  und Varianz  $\sigma^2$  ( $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ), wenn

$$X = \mu + \sigma Z,$$



wobei  $Z \sim N(0, 1)$ .

Man kann zeigen, dass

- $E(X) = \mu$  und  $\text{Var}(X) = \sigma^2$ ,
- die Dichte von  $X$  gegeben ist durch

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

- 
- Linearkombination unabhängiger, normalverteilter Zufallsvariablen ist normalverteilt
  - Es folgt

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n).$$

\*

– weil

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \mu$$

$$\text{Var}(\bar{X}) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{\sigma^2}{n}.$$

\*

–

Verteilung  $\bar{X}$  als Schätzer für  $\mu$

$$\bullet \quad X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{N}(\mu, \sigma^2).$$

$$\bullet$$

Parameterräume

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Exp}(\lambda)$$

$$\lambda \in \Theta = (0, \infty),$$

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Bernoulli}(p)$$

$$p \in \Theta = (0, 1),$$

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Unif}([2, \theta])$$

$$\theta \in \Theta = (2, \infty),$$

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$(\mu, \sigma^2) \in \Theta = \mathbb{R} \times (0, \infty).$$

•