

## Weierstraß Institut für Angewandte Analysis und Stochastik

# 15. Vorlesung: Einführung in der Statistik

Nikolas Tapia

10. Juni 2024, Stochastik für Informatik(er)





## Weierstraß Institut für Angewandte Analysis und Stochastik

# 15. Vorlesung: Einführung in der Statistik

Nikolas Tapia

10. Juni 2024, Stochastik für Informatik(er)





# Statistik

### Wahrscheinlichkeitstheorie

- Theoretische Grundlagen ⇒ ≥ √
- Modellierung von Zufallsprozessen
- Axiomatische Definitionen

## **Statistik**

- Analyse und Interpretation von Daten
- Aufstellung von Modellen
- Fragen:
  - Bestimmung von Kenngrößen
  - Schätzung von Parametern
  - Hypothesentests

# **Hypothese**

- 1. Die gemessenen Daten sind einzelne *Realisierungen* von unabhängigen, identisch verteilten Zufallsvariablen. (X₁... Xm) u.i.v Z ∨ ⇒ (x₁... xm)
- 2. Die gemessenen Daten stellen eine Stichprobe aus einer Population dar.





# Grundannahmen

### **Definition 15.1**

Sei  $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten. Sei  $x \in \mathbb{R}$ . Die **absolute Häufigkeit** von x ist

$$H(x) := |\{i : x_i = x\}|.$$

Die **relative Häufigkeit** von x ist

$$h(x) := \frac{H(x)}{n}.$$





# Klasseneinteilung

### Definition 15.2

Sei  $(x_1, ..., x_n) \in \mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten. Eine **Klasseneinteilung** ist eine Zusammenfassung der Messwerte zu disjunkte Mengen  $A_1, ..., A_m \subseteq \mathbb{R}$  mit  $m \le n$ ,

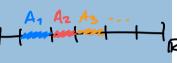
sodass jedes  $x_i$  zu genau einem  $A_j$  gehört.

Die absolute Häufigkeit einer Klasse A ist

$$H(A) := |\{i : x_i \in A\}|.$$

Die **relative Häufigkeit** einer Klasse A ist

$$h(A) := \frac{H(A)}{n}.$$



Stichproben

Daver in Seknden, gerundet auf eine kommasfelle.

$$H(10,9)=1$$
,  $H(10,7)=2$ ,  $H(4,0)=0$   
 $h(10,9)=\frac{1}{14}$ ,  $h(10,7)=\frac{4}{7}$ ,  $h(4,0)=0$ 



# Empirische Kenngrößen

### **Definition 15.3**

Sei  $(x_1, ..., x_n) \in \mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten. Das **empirische Mittel** von  $(x_1, ..., x_n)$  ist definiert als

$$\bar{\mu}_n(x_1,\ldots,x_n) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i.$$

### Definition 15.4

Sei  $(x_1, \ldots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten. Die **empirische Varianz** von  $(x_1, \ldots, x_n)$  ist definiert als

$$\bar{\sigma}_n^2(x_1,\ldots,x_n) := \frac{1}{n-1} \sum_{l=1}^n (x_l - \bar{\mu}_n(x_1,\ldots,x_n))^2.$$

Die **empirische Standardabweichung** von  $(x_1,\ldots,x_n)$  ist  $\bar{\sigma}_n:=\sqrt{\bar{\sigma}_n^2}$ .

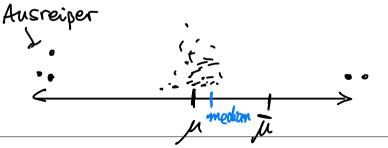




# Empirische Kenngrößen

### **Definition 15.5**

Sei  $(x_1,\ldots,x_n)\in\mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten. Die **empirische Median** von  $(x_1,\ldots,x_n)$  ist definiert als der Wert in der Mitte der geordneten Liste. Falls n gerade ist, ist der Median der Durchschnitt der beiden mittleren Werte.





Empirische Kenngrößen WAS

v=(10,9; 6,8; 8,9; 5,6; 9,8; 2,3;4,6; 2,8; 6,5; 3,10,7,80;1,8; 89;10,7)

$$\overline{\mu}_{n}(x) = 8.014$$
 empirisches Mittel

 $\overline{\sigma}_n^2(x) = 4,677$  empiricale Various.

 $(2,3;2,8,...) \Rightarrow 8,1+8,2=8,15=median.$ 



# Schätzfunktion

### **Definition 15.6**

Seien  $X_1, \ldots, X_n$  Zufallsvariablen. Eine **Schätzfunktion** zur Stichprobengröße n ist eine Funktion  $\theta_n \colon \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ , welche die Zufallsvariablen  $X_1, \ldots, X_n$  auf  $\theta_n(X_1, \ldots, X_n)$  abbildet.

$$\overline{\theta}_n := \theta_n(x_1, ..., x_n) \in \mathbb{R} \Rightarrow Schätzer fäir  $\theta$ 

Parameter

der Verteilung des  $X_i$ .$$

# Schätzfunktion

animon and an analysis of the second second

 $\overline{\mu}_{n}(x_{1},...,x_{n}):=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_{i}$   $\left(\left(x_{1},...,x_{n}\right)\stackrel{\psi}{=}\left(X_{1},...,X_{n}\right)\right)$ 

 $\overline{\mathcal{U}}_{n}(X_{1},...,X_{n})\approx\mu$  falls  $\mathbb{E}[X_{1}]=...=\mathbb{E}[X_{n}]=\mu$ .

Satz der Großen Zahlen:

$$\overline{\mu}_n(X_1,...,X_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow \mathbb{E}[X_i] = \mu$$

2

$$\mathbb{E}\left[\overline{\mu}_{n}(X_{1},...,X_{n})\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}\left[X_{i}\right] = \frac{1}{n}\cdot n\mu = \mu.$$

Beispiel

Lubniz Leibriz Gerreinschaft

$$\mathbb{E}\left[\overline{\delta}_{n}\left(X_{1},...X_{n}\right)\right] = \mathbb{E}\left[\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(X_{i}-\overline{\mu}_{n}\left(X_{1},...,X_{n}\right)\right)^{2}\right]$$

$$=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}\left[\left(X_{i}-\overline{\mu}_{n}\right)^{2}\right]$$

$$= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E} \left[ (X_i - \mu_m) \right]$$

$$= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E} \left[ (X_i - \mu_m) \right]$$

$$= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}[X_{i}^{2}] - 2 \sum_{n=1}^{n} \mathbb{E}[\overline{\mu_{n}}X_{i}] + \frac{n}{n-1} \mathbb{E}[\overline{\mu_{n}}^{2}]$$

10.06.2024

Schätzfunktion  $(a+b)^2 = a^2 + b^2 + 2ab$ 

$$E[\bar{\mu}_{n}^{2}] = \frac{1}{n^{2}} E[(\sum_{i=1}^{n} X_{i})^{2}] = \frac{1}{n^{2}} E[\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} + 2\sum_{i \neq j} X_{i}X_{i}]$$

$$= \frac{1}{n^{2}} (n(\mu^{2} + \sigma^{2}) + 2\sum_{i \neq j} E[X_{i}X_{i}])$$

$$= \frac{1}{n^{2}} (n(\mu^{2} + \sigma^{2}) + 2\sum_{i \neq j} E[X_{i}X_{i}])$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}\left[\overline{\sigma_{n}}^{2}(X_{1},...,X_{n})\right] = \mathbb{V}(X_{1}) = \sigma^{2}$$

= 1 M2 + 1,02

10 06 2024



7

Beispiel

Libriz Leibriz Gernefrischaft



# Eigenschaften von Schätzern

Sei  $(x_1, \ldots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  ein Vektor von Messwerten, welche als Realisierungen von identisch verteilten Zufallsvariablen  $(X_1, \ldots, X_n)$  mit Parameter  $\theta$  gelten. Sei  $\theta_n \colon \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$  eine Schätzfunktion zur Stichprobengröße n.

Der Schätzer  $\theta_n$  heißt **erwartungstreu für**  $\theta$ , falls

Schötstaktion 
$$\theta_{N}(x_{1},...,x_{n}) \approx \theta$$

$$\mathbb{E}_{[\theta_{n}(X_{1},...,X_{n})]} = \theta.$$
Parameter

Der Schätzer  $\theta_n$  heißt konsistent, falls

$$\lim_{n\to\infty}\theta_n(x_1,\ldots,x_n)=\theta.$$

Der Schätzer  $\theta_n$  heißt **effizient** falls

$$\lim_{n\to\infty}\mathbb{V}[\theta_n(X_1,\ldots,X_n)]=0.$$

Q (X1,...,Xn) ≈ kst.

10 06 2024 11/12



Erwartungswert E[X,]=1. Schätzern

E[ūn(X1,...,Xn)]= µ ⇒ ūn erwartings treu → > un konsistent.

Satz der gropen Zahlen

Un ist auch effizient.

 $\mathbb{E}\left[\overline{\sigma_n^2}(X_{1...},X_n)\right] = \sigma^2 \Rightarrow \overline{\sigma_n^2} \text{ erwartungstree}$   $= \mathbb{V}(X_1) \Rightarrow \overline{\sigma_n^2} \text{ konsistent}.$ 

Schätzern

 $\widetilde{\mathcal{O}}_{n}^{2}(\chi_{1},...,\chi_{n}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\chi_{i} - \overline{\mu}_{n}(\chi_{n},...,\chi_{n}))^{2}$ 32 ist konsistent, aber nicht erwartungskeu.

