

§ 10 Statistische Tests

Setting: Gegeben sind Daten $x_1, \dots, x_N \in \mathbb{R}$.

Wir schreiben $x := (x_1, \dots, x_N) \in \mathbb{R}^N$.

Grundidee:

1. Wahl eines Modells: Wir annehmen an, dass $x_1 = X_1(\omega), \dots, x_N = X_N(\omega)$ Realisationen von unabhängigen Zufallsvariablen sind, so dass $X_i: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ und $\omega \in \Omega$.

(Beispiel: $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$ ← das ist ein Modell).

2. Wahl einer Nullhypothese H_0 . Die Nullhypothese stellt eine Behauptung über das Modell dar, die wir anhand der Daten überprüfen möchten.
(Beispiel: Falls $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, dann $H_0 := \{\mu \leq \mu_0\}$ für ein festes $\mu_0 \in \mathbb{R}$).

3. Definition einer Alternativhypothese: H_1 = Komplement/Gegenheit von H_0 .
(Beispiel: Falls $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, und $H_0 = \{\mu \leq \mu_0\}$ dann $H_1 = \{\mu > \mu_0\}$).

4. Berechnung einer Teststatistik $T(x) \in \mathbb{R}$ (i. A. ist auch $T(x) \in \mathbb{R}^m$ möglich).
↑ abhängig von den Daten $x \in \mathbb{R}^N$.

5. Bestimmung eines Ablehnbereich $A \subset \mathbb{R}$.

6. Falls $T(x) \in A$, dann lehnen wir die Nullhypothese H_0 ab.

Zusammengefasst: Wir haben Daten. Wir haben ein Modell. Wir wollen mit Hilfe der Daten eine Aussage über das Modell treffen.

Fehler 1. Art und Fehler 2. Art

Seien H_0 die gewählte Nullhypothese und H_1 die entsprechende Alternativhypothese.

Entscheidung:

	H_0 wird nicht abgelehnt	H_0 wird abgelehnt
H_0 gilt	✓	Fehler 1. Art
H_1 gilt	Fehler 2. Art.	✓

→ Fehler 1. Art = Fehler H_0 abzulehnen, obwohl H_0 gilt.

Fehler 2. Art = Fehler H_0 nicht abzulehnen, obwohl H_1 gilt.

In statistischen Test wird der Fehler 1. Art kontrolliert, indem wir einen entsprechenden Ablehnungsbereich A formulieren. Idee:

$$P(T(X) \in A | H_0) = P(\text{Fehler 1. Art}) \text{ ist klein.}$$

$\stackrel{!}{=} X = \text{Vektor der Zufallsvariablen } X_1, \dots, X_N$
 $\leadsto T(X) = \text{Zufallsvariable.}$

D.h. wir wählen A , so dass $P(\text{Fehler 1. Art})$ klein ist.

Das können wir erreichen, indem wir die Verteilung der Teststatistik $T(X)$ verstehen.

Definition (Signifikanzniveau)

Sei $\alpha \in (0, 1)$. Sei der Ablehnungsbereich A so gewählt, dass $P(\text{Fehler 1. Art}) = \alpha$. Dann nennen wir α das Signifikanzniveau.

Beispiel $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu, \sigma^2)$ und σ^2 ist bekannt, aber μ ist unbekannt. Das ist das Modell.

$$H_0 := \{\mu \leq \mu_0\}, \quad H_1 := \{\mu > \mu_0\}.$$

Sei $\alpha = 0.05$ das Signifikanzniveau.

Dann ist $\alpha = P(\text{Fehler 1. Art}) = P(T(X) \in A \mid H_0)$.

Wir wählen als Teststatistik $T(X)$ für μ : $T(X) = \frac{1}{N}(X_1 + \dots + X_N)$

$$\Rightarrow E(T(X)) = \mu \leq \mu_0$$

→ Wir wählen $A = \{z \in \mathbb{R} \mid z \geq c\}$ für einen kritischen Wert $c \in \mathbb{R}$, so dass $P(T(X) \geq c \mid H_0) = \alpha$.

→ Dann lehnen wir H_0 ab, genau dann wenn $T(X) \geq c$
└ Teststatistik für die Daten.

(Dieses Beispiel ist der "Gauss-Test").

Tests, wobei das Modell eine Zufallsverteilung für die X_1, \dots, X_N annimmt, die durch Parameter bestimmt ist, und wobei H_0 eine Behauptung über die Parameter trifft, nennt man **parametrische Tests**.

Bei parametrischen Tests möchten wir etwas über die Parameter wissen.

Alle Tests in dieser Vorlesung sind parametrisch.

Definition (Quantile)

Sei X eine Zufallsvariable mit Verteilungsfunktion $F(x) = P(X \leq x)$.

Sei $\alpha \in (0, 1)$. Das α -Quantil von X ist der kleinste Wert $q_\alpha \in \mathbb{R}$, für den gilt: $F(q_\alpha) \geq \alpha$.

- Bemerkung:
- (1) Falls F stetig ist und streng monoton wachsend ist (z.B. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $X \sim t_n$ oder $X \sim \chi_n^2$), so ist das α -Quantil definiert durch $F(q_\alpha) = \alpha$.
 - (2) Die α -Quantile der Standardnormalverteilung $N(0,1)$, der t -Verteilung t_n und der Chi-Quadrat-Verteilung χ_n^2 werden mit z_α , $t_{n,\alpha}$ und $\chi_{n,\alpha}^2$ bezeichnet.
 - (3) Es gilt: $z_\alpha = -z_{1-\alpha}$ und $t_{n,\alpha} = -t_{n,1-\alpha}$. (das liegt daran, dass die Dichten symmetrisch um 0 sind).

Interpretation von Testergebnissen:

- Führt ein Test mit Signifikanzniveau α zur Ablehnung von H_0 , so können wir mit einer Wahrscheinlichkeit von $1-\alpha$ sicher sein, dass die Entscheidung richtig war und dass H_1 gilt. Die Daten sprechen **signifikant** für H_1 .
- Führt der Test nicht zur Ablehnung von H_0 , so bedeutet dies nur, dass die Daten nicht signifikant für H_0 sprechen. Das wirkt nicht, dass wir schließen können, dass H_0 gilt, will der Fehler 2. Art immer noch groß sein könnte.

Folgerung: Wenn wir nachweisen wollen, dass eine Aussage über das Modell gilt, müssen wir sie als Alternativhypothese H_1 formulieren.

Definition (Rechts-, Links- oder zweiseitiger Test).

Falls der Ablehnbereich A

- $A = \{ T(x) < c \}$, nennen wir den Test **linkssseitig**.
- $A = \{ T(x) > c \}$, nennen wir den Test **rechtsseitig**.
- $A = \{ T(x) < c_1 \text{ oder } T(x) > c_2 \}$, nennen wir den Test **zweiseitig**.

Definition (p -Wert).

Sei $T(X)$ eine Teststatistik und $x = (x_1, \dots, x_N)$ und $X = (X_1, \dots, X_N)$
 \downarrow Daten \downarrow Zufallsvariablen des
Modells.

Dann ist der **p -Wert** p , wie folgt definiert:

- falls der Test linkssseitig ist $p_L := P(T(X) \leq T(x) \mid H_0)$
 \downarrow
 $\left\{ \begin{array}{l} \text{Zufallsvariablen} \\ \text{Daten} \end{array} \right.$
- falls der Test rechtsseitig ist $p_R := P(T(X) \geq T(x) \mid H_0)$
- falls der Test zweiseitig ist: $p := 2 \min \{ p_L, p_R \}$.

Motivation Falls α das Signifikanzniveau des Tests ist. Dann gilt:

$p < \alpha \iff T(x) \in A$, d.h. die Teststatistik ist im Ablehnbereich
 $\iff H_0$ wird abgelehnt.

- In R wird bei Tests meistens der p -Wert ausgegeben.
- In vielen Studien wird der p -Wert angegeben.

Beliebte Missinterpretation: $p =$ Wahrscheinlichkeit, dass H_0 nicht gilt.
 \downarrow FALSCH!

Spezifische (parametrische) Tests:

1. Der Gauss-Test:

(a) Einstichproben Gauss-Test:

Modell: $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit μ unbekannt, σ^2 bekannt.

Hypothesen: (1) linkssseitig $H_0 = \{ \mu \geq \mu_0 \}$

(2) rechtsseitig $H_0 = \{ \mu \leq \mu_0 \}$

(3) zweiseitig $H_0 = \{ \mu = \mu_0 \}$

Teststatistik: $T(X) = \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma}$, wobei $\bar{x} = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_N)$.

(für den zweiseitigen Test gilt: Unter H_0 gilt $T(X) \sim N(0, 1)$ nach den Rechenregeln für normalverteilte Zufallsvariablen).

⇒ Bei Signifikanzniveau α lehnen wir H_0 ab, falls:

$$(1) T(x) < z_\alpha$$

$$(2) T(x) > z_{1-\alpha}$$

$$(3) |T(x)| > z_{1-\alpha/2}$$

(b) Zweistichproben Gauss-Test.

Modell: $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ mit μ_1 unbekannt, σ^2 bekannt,

$Y_1, \dots, Y_M \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ mit μ_2 unbekannt.

Hypothesen: (1) linkssseitig $H_0 = \{ \mu_1 \geq \mu_2 \}$

(2) rechtsseitig $H_0 = \{ \mu_1 \leq \mu_2 \}$

(3) zweiseitig $H_0 = \{ \mu_1 = \mu_2 \}$

In R: Gauss-test.

2. t-Test

(a) Einstichproben t-Test:

Modell: $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit μ unbekannt, σ^2 unbekannt

Hypothesen: (1) linkssseitig $H_0 = \{\mu \geq \mu_0\}$ \hat{L} (ist beim Gauss-Test bekannt).
(2) rechtsseitig $H_0 = \{\mu \leq \mu_0\}$
(3) zweiseitig $H_0 = \{\mu = \mu_0\}$

Teststatistik: $T(x) = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{S}$, wobei $\bar{x} = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_N)$ und $S = \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right)^{1/2}$

(Wahr H_0 für zweiseitigen Test: $T(x) \sim t_{n-1}$).

\hat{L} (approximativ, da \bar{x} und S nicht unabh.)

~> Bei Signifikanzniveau α lehnen wir H_0 ab, falls:

- (1) $T(x) < t_{n-1, \alpha}$
- (2) $T(x) > t_{n-1, 1-\alpha}$
- (3) $|T(x)| > t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}$

(b) Zweistichproben t-Test

Modell: $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu_1, \sigma^2)$ mit μ_1 unbekannt, σ^2 unbekannt

$Y_1, \dots, Y_M \sim N(\mu_2, \sigma^2)$ mit μ_2 unbekannt.

Hypothesen: (1) linkssseitig $H_0 = \{\mu_1 \geq \mu_2\}$
(2) rechtsseitig $H_0 = \{\mu_1 \leq \mu_2\}$
(3) zweiseitig $H_0 = \{\mu_1 = \mu_2\}$

In R: t.test.

Bemerkung Füllt die Varianzen von X_1, \dots, X_N und Y_1, \dots, Y_M nicht als gleich angenommen werden können, macht man den Welch-Test.
(R macht das automatisch).

(D.h. $X_1, \dots, X_N \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ und $Y_1, \dots, Y_M \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ und. wir wissen nicht ob $\sigma_1 = \sigma_2$).