

Bedingte Wahrscheinlichkeit

Wahrscheinl. bei Zusatzinformation

z.B. W. von „Antwortzeit ≥ 10 “ $:= A$, wenn
man weiß: „Auftrag ist vom Typ I“ $:= B$

Schreibweise: $P(A|B)$

Sprechweise: „unter (der Bedingung) B “,

„unter der Voraussetzung B “, „falls B vorliegt“, ...

Berechnung: \approx relative W.



$$P(A|B) = P(AB) : P(B)$$

Definition: Seien A, B Ereignisse in Ω , $P(B) > 0$.

Dann ist $P(A|B) := \frac{P(AB)}{P(B)}$ die bedingte W.
von A unter B ,

und es gilt: $P(AB) = P(B) \cdot P(A|B)$ (*)

Bem. Auch bei $P(B) = 0$ gilt (*), falls $P(A|B)$ „irgendwas“.

3 wichtige Formeln:

Verkettung: $P(ABC) = P(A) \cdot P(B|A) \cdot P(C|AB)$

Totale W.: Falls $\Omega = \sum_{i \in I} B_i$ (I abz.), dann gilt:

$$P(A) = \sum_{i \in I} P(B_i) \cdot P(A|B_i) \quad (\text{wg. } A = \sum_{i \in I} AB_i)$$

Bayes-Umkehr-Formel: $\Omega = \sum_{i \in I} B_i$ (I abz.) \Rightarrow

$$P(B_k|A) = \frac{P(B_k)P(A|B_k)}{\sum_{i \in I} P(B_i)P(A|B_i)}$$

Beispiel (Datenübertragung):

$B_i :=$ „Zeichen i gesendet“, $A_j :=$ „Zeichen j empfangen“

Gefragt: $P(B_k|A_j) = ?$ Mit B-U-F falls $\begin{cases} P(B_i) \text{ bekannt } \forall i \\ P(A_j|B_i) \text{ bek. } \forall i \end{cases}$

Stochastisch unabhängige Ereignisse

Frage: $P(A|B) = P(A)$ („hängt nicht von B ab“?)

$$\Leftrightarrow P(AB) : P(B) = P(A) \Leftrightarrow P(AB) = P(A) \cdot P(B).$$

Definition: A, B stoch. unabhängig (st.u.),

falls $P(AB) = P(A) \cdot P(B)$

Bemerkung: Mit A, B ist $B, A; A, B^c; A^c, B^c$ st.u.

\emptyset und Ω sind von allen Ereignissen st.u.

Mehr als 2 Ereignisse st.u.? wenn alle paarw. st.u.?

wenn $P(A_1 A_2 \dots A_n) \stackrel{(+)}{=} P(A_1) P(A_2) \dots P(A_n)$? beides nicht!

Definition: A_1, A_2, \dots, A_n und auch $(A_i; i \in I)$, I beliebig,

heißen st.u., falls (+) für alle endlichen Teilmengen gilt

Beispiel zu „paarweise st.u.“: 2-mal Münze werfen.

$A_1 :=$ „1. Wurf, Kopf“, $A_2 :=$ „2. Wurf, Kopf“, $A_3 :=$ „1. W. \neq 2. W.“

$\Rightarrow A_1, A_2, A_3$ paarw. st.u., aber nicht (allg.) st.u.

Darstellung von W-Maßen

W-Maß $P: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$, \mathcal{A} zu groß?

3.1 Diskrete W-Maße

Ω abz. $\Rightarrow \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$ (i. allg.), $A = \sum_{k \in A} \{k\}$ (!),

$\Rightarrow P(A) = \sum_{k \in A} P(\{k\})$, $P(\{k\})$ genügt.

Definition

Ω abz., $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$

P W-Maß über $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega)) \rightarrow f(k) := P(\{k\}), k \in \Omega$

$P(A) = \sum_{k \in A} f(k), A \subset \Omega \leftarrow f: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, f \geq 0, \sum_{\Omega} f(k) = 1$

f heißt Zähldichte, Z-Dichte, diskr. Dichte von P .

Bemerkung zu $\sum_{k \in A} f(k)$: Reihenfolge?

Bei A abz., $f(k) \geq 0$ unabh. v. d. Reihenfolge!

Auch $\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{k \in A_i} f(k)$ erlaubt, s. Beweis von „ \uparrow “.

Bemerkung zu „ Ω abz.“: Später auch anders.

Wähle $T \subset \Omega$, T abz. und $f(k) = 0$ für $k \in T^c$,
sonst $f(k) \geq 0$ und $\sum_{k \in T} f(k) = 1$.

Dann heißt f Zähldichte über Ω mit Träger T .

Beispiele:

1. Binomial-Verteilung: $\Omega = \{0, 1, \dots, n\}$, $0 \leq p \leq 1$,
 $f(k) = b(n, p; k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$, $k \in \Omega$, s. 5.3.

$f = b(n, p; \cdot)$ heißt Binomial-Dichte, $P = B(n, p)$.

2. Geometrische Verteilung: $\Omega = \{0, 1, 2, \dots\}$,
 $0 < q < 1$, $f(k) = (1-q)q^k \Rightarrow \sum_{k=0}^{\infty} f(k) = 1$, s. 5.6.

3. Poisson-Verteilung $\pi(\lambda)$: $\Omega = \{0, 1, 2, \dots\}$, $\lambda > 0$,
 $f(k) = \pi(\lambda; k) = e^{-\lambda} \lambda^k / k! \Rightarrow \sum_0^{\infty} f(k) = 1$. s. 5.4.

Beispiel: Radioaktiver Zerfall, Zahl je Min.

4. Empirische Verteilung zu Datensatz $x = (x_1, \dots, x_n)$

$$\Omega = \mathbb{R} (!), f(x) = \hat{f}_n^x(x) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{\{x\}}(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{\{x_i\}}(x)$$

mit Träger $T = \bigcup_{i=1}^n \{x_i\}$ ($f(x)$ = rel. Häufigk. von x).