

Vorlesung 4 Wahrscheinlichkeitstheorie cont'd

Wiederholung: Bayes' Theorem sagt:

$$P(A|B) = P(B|A) \frac{P(A)}{P(B)}$$

Definition 4.1 Seien A, B Ereignisse. Wir nennen A und unabhängig, falls:

$$P(A|B) = P(A).$$

Seien X, Y Zufallsvariablen, dann nennen wir sie unabhängig, falls

$$P(X \in A \text{ und } Y \in A) = P(X \in A) P(Y \in A)$$

für alle Ereignisse A . Wir nennen $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ unabhängig und identisch verteilt (iid), falls sie paarweise unabhängig sind und alle die gleiche Zufallsverteilung.

Sei nun $X \in \mathbb{R}$ eine ZV. Falls der Wertebereich $X \in \{x_1, \dots, x_n\}$ endlich (oder diskret) ist, dann ist X vollständig durch Angabe von $P(X = x_i)$, $i = 1, \dots, n$, charakterisiert.
if $P(X \in \{x_i\})$

Z.B.: $X \in \{0, 1\}$, dann ist X durch Angabe von $P(X=0) = p \in [0, 1]$ und $P(X=1) = 1-p$ vollständig charakterisiert.

Falls nun aber der Wertebereich von X eine kontinuierliche Teilmenge von \mathbb{R} enthält, gilt obiges nicht mehr. Falls der Wertebereich von X das Intervall $[a, b]$ enthält, dann muss $P(X=x) = 0$ für alle $x \in [a, b]$.

In vielen Fällen haben kontinuierliche ZV $X \in \mathbb{R}$ aber eine Dichte, mit der wir die Verteilung von X beschreiben können.

Definition 4.2

Sei $X \in \mathbb{R}$ eine kontinuierliche ZV. Eine integrierbare Funktion $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_{\geq 0}$ heißt Dichte von X , falls für alle Ereignisse A gilt:

$$P(X \in A) = \int_A f(x) dx, \quad A \subset \mathbb{R}.$$

(Es gilt dann $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$).

Falls $X \in \mathbb{R}^n$, $X = (X_1, \dots, X_n)$, eine kontinuierliche ZV ist, nennen wir eine Funktion $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}_{\geq 0}$ eine Dichte, falls

$$P(X \in A) = \int_A f(x) dx, \quad A \subset \mathbb{R}^n.$$

Wir nennen f auch die gemeinsame Dichte der X_i .

Definition 4.3

Sei $(X, Y) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^m$ eine ZV mit Dichte $P_{(X,Y)}$. Die bedingte Dichte von Y gegeben $X = x$, $x \in \mathbb{R}^n$, ist:

$$P_{Y|X=x}(y) = \frac{P_{(X,Y)}(x, y)}{P_X(x)},$$

wobei P_X die Dichte von X ist.

Wir nennen $Y|X=x$ die ZV mit der Dichte $P_{Y|X=x}$.

Es gilt: $P_X(x) = \int_{\mathbb{R}^m} P_{(X,Y)}(x, y) dy$, weil:

$$P(X \in A) = P(X \in A \text{ und } Y \in \mathbb{R}^m)$$

Im Folgenden schreiben wir $P_X(x)$ für die Dichte von $X \in \mathbb{R}^n$,

so dass

$$P(X \in A) = \int_A P_X(x) dx.$$

Theorem 4.4 (Bayes' Theorem für Dichten)

Sei $(X, Y) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^m$ eine ZV mit Dichte $P_{(X,Y)}$. und $x \in \mathbb{R}^n$,
 $y \in \mathbb{R}^m$. Dann:

$$P_{Y|X=x}(y) = P_{X|Y=y}(x) \frac{P_Y(y)}{P_X(x)}$$

Beweis

$$P_{Y|X=x}(y) = \frac{P_{(X,Y)}(x, y)}{P_X(x)} \quad \text{und}$$

$$P_{X|Y=y}(x) = \frac{P_{(X,Y)}(x, y)}{P_Y(y)}$$

□.

Als nächstes führen wir wichtige Kennzahlen von ZV ein:

Definition 4.5

Sei $X \in \mathbb{R}$ eine ZV.

1) Sei $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$ diskret. Der Erwartungswert von X ist

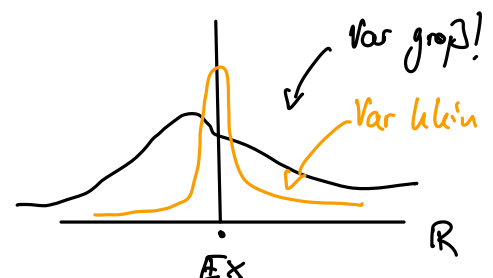
$$\mathbb{E}X := \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X=x_i).$$

2) Sei $X \in \mathbb{R}$ kontinuierlich mit Dichte P_X . Der Erwartungswert von X ist

$$\mathbb{E}X := \int_{\mathbb{R}} x \cdot P_X(x) dx$$

3) In beiden Fällen ist die Varianz

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2.$$

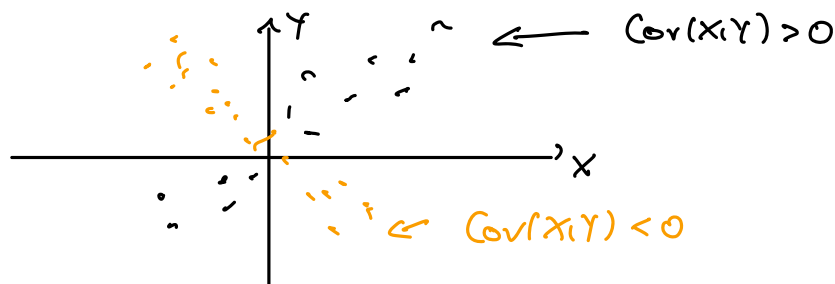


Die Standardabweichung ist $s(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}$

4) Seien X, Y zwei Zufallsvariablen. Dann ist ihre Kovarianz

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY)$$

Beispiel:



Insbesondere $\text{Var}(X) = \text{Cov}(X, X)$.

Lemma 4.7

Seien X, Y zwei Zufallsvariablen, $EX, EY < \infty$. Dann gilt für alle $a, b \in \mathbb{R}$

$$E(aX + bY) = aEX + bEY.$$

Beweis

In der Übung.

Lemma 4.7 impliziert: $E(X^2 - XEX + (EX)^2)$

$$\text{Var}(X) = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY) = EXY - EXEY.$$

Lemma 4.8

Sei $X \in \mathbb{R}^n$ eine ZV und $g: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ (g ist messbar)

1) Falls $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$ diskret ist, gilt:

$$Eg(X) = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) P(X=x_i).$$

2) Falls $X \in \mathbb{R}$ kontinuierlich ist mit Dichte P_X , gilt,

$$\mathbb{E} g(X) = \int_{\mathbb{R}^n} g(x) P_X(x) dx.$$

falls $\int_{\mathbb{R}^n} |g(x)| P_X(x) dx < \infty$.

Beweis von Teil (1)

Sei $Z_i = g(X_i)$. Dann gilt nach Definition vom Erwartungswert:

$$\mathbb{E} Z = \sum_{i=1}^{\infty} z_i P_Z(Z = z_i),$$

wobei $z_i = g(x_i)$.

(denn $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$ impliziert $Z \in \{g(x_1), g(x_2), \dots\}$)

D.h.

$$\mathbb{E} Z = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) P_Z(Z = g(x_i))$$

Beachte:

$$Z = g(x_i) \Leftrightarrow X = x_i$$

\Downarrow

$$P(Z = z_i)$$

"

$$\sum_{k: g(x_k) = z_i} P(X = x_k).$$

k: $g(x_k) = z_i$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) P_X(X = x_i).$$

Insbesondere gilt nach Lemma 4.8:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E} XY - \mathbb{E} X \mathbb{E} Y \quad \text{mit } g(X, Y) = XY \\ &= \int_{\mathbb{R}} xy P_{(X,Y)}(x,y) d(x,y) - \mathbb{E} X \mathbb{E} Y. \end{aligned}$$

Beispiel 4.9

Folgende Verteilungen sind wichtig:

1) Bernoulli-Verteilung, $X \in \{0, 1\}$ und $P(X=0) = p \in [0, 1]$

Wir schreiben $X \sim \text{Ber}(p)$

2) Binomial-Verteilung $X \in \{0, \dots, n\}$, $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$, $p \in [0,1]$.
Wir schreiben $X \sim \text{Bin}(n, p)$.

Beachte, $P(X=k) = P(\#\{i \mid Z_i=0, 1 \leq i \leq n\} = k)$, $Z_1, \dots, Z_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Ber}(p)$

3) Diskrete Gleichverteilung $X \in \{a_1, \dots, a_n\}$ und $P(X=a_i) = \frac{1}{n}$
Wir schreiben $X \sim \text{Unif}(\{a_1, \dots, a_n\})$

4) Kontinuierliche Gleichverteilung $X \in [a, b] \subset \mathbb{R}$, $P(A) = \int_A \frac{1}{b-a} dx$, $A \subset [a, b]$.
Wir schreiben $X \sim \text{Unif}([a, b])$.

5) Normalverteilung $X \in \mathbb{R}$ und für $A \subset \mathbb{R}$:

$$P(X \in A) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_A e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} dx$$

mit $\sigma^2 > 0$, $\mu \in \mathbb{R}$. Wir schreiben $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

In der Übung: $\mathbb{E}X = \mu$, $\text{Var}(X) = \sigma^2$.

6) Multivariate Normalverteilung $X \in \mathbb{R}^n$ und für $A \subset \mathbb{R}^n$:

$$P(X \in A) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} \int_A e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)} dx,$$

$\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$ positiv-definit. und $\mu \in \mathbb{R}^n$. Wir schreiben $X \sim N(\mu, \Sigma)$

Wir schreiben auch:

$$\Phi(x \mid \mu, \Sigma) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)}$$

für die Dichte.

Lemma 4.10

Sei $X \sim N(\mu, \Sigma)$, $X = (X_1, \dots, X_n)$. Dann gilt:

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \Sigma_{ij}$$

Deswegen heißt Σ auch Kovarianzmatrix

Beweis

Übung.