

Kapitel: Diskrete Wahrscheinlichkeit

- Boolesche Ungleichung:

$$Pr\left[\bigcup_{i=1}^n A_i\right] \leq \sum_{i=1}^n Pr(A_i)$$

- Bedingte Wahrscheinlichkeit

–

$$Pr[A|B] := \frac{Pr[A \cap B]}{Pr[B]}$$

–

$$Pr[A \cap B] = Pr[A|B] \cdot Pr[B]$$

- Seien die Ereignisse A_1, \dots, A_n gegeben. Falls $Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n]$ ist, gilt

$$Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n] = \tag{1}$$

$$Pr[A_1] \cdot Pr[A_2|A_1] \cdot Pr[A_3|A_1 \cap A_2] \cdot \dots \tag{2}$$

$$\dots \cdot Pr[A_n|A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}] \tag{3}$$

- Satz der totalen Wahrscheinlichkeit:

Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt und es gelte: $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$

\Rightarrow

$$Pr[B] = \sum_{i=1}^n Pr[B|A_i] \cdot Pr[A_i]$$

- Die Ereignisse A und B heissen unabhängig, wenn gilt:

$$Pr[A \cap B] = Pr[A] \cdot Pr[B]$$

- Satz von Bayes:

Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt, mit $Pr[A_j] > 0$ für alle j.

Ferner sei $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$ ein Ereignis mit $Pr[B] > 0$. Dann gilt für ein

beliebiges $i = 1, \dots, n$

$$Pr[A_i|B] = \frac{Pr[A_i \cap B]}{Pr[B]} = \frac{Pr[B|A_i] \cdot Pr[A_i]}{\sum_{j=1}^n Pr[B|A_j] \cdot Pr[A_j]}$$

Gilt auch für Summen bis ∞

- $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ heißt Zufallsvariable

- (diskrete) Dichte(funktion) der Zufallsvariablen X:

$$f_X : \mathbb{R} \ni x \mapsto Pr[X = x] \in [0, 1]$$

- Verteilungsfunktion der Zufallsvariable X:

$$F_X : \mathbb{R} \ni x \mapsto Pr[X \leq x] = \sum_{x \in W_x : x' \leq x} Pr[X = x'] \in [0, 1]$$

- **Erwartungswert** $\mathbb{E}[X]$

$$\mathbb{E}[X] := \sum_{x \in W_X} x \cdot \Pr[X = x] = \sum_{x \in W_X} x \cdot f_X(x)$$

sofern $\sum_{x \in W_X} |x| \cdot \Pr[X = x]$ konvergiert

- Berechnung des Erwartungswerts??

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \sum_{x \in W_X} x \cdot \Pr[X = x] = \\ &= \sum_{x \in W_X} x \sum_{\omega \in \Omega; X(\omega)=x} \Pr[\omega] = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot \Pr[\omega] \end{aligned}$$

Achtung: Konvergenz bei unendlichen Wahrscheinlichkeitsräumen

- Monotonie des Erwartungswerts

Seien X und Y Zufallsvariablen über dem Wahrscheinlichkeitsraum Ω mit $X(\omega) \leq Y(\omega)$ für alle $\omega \in \Omega$. Dann gilt $\mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[Y]$

D.h. auch: Wenn $a \leq X(\omega) \leq b$ für alle $\omega \in \Omega$ erfüllt ist, dann gilt:

$$a \leq \mathbb{E}[X] \leq b$$

- Wenn X eine Zufallsvariable ist, dann ist auch $f(X)$ eine Zufallsvariable

- **Linearität des Erwartungswertes**

Für eine beliebige Zufallsvariable X und $a, b \in \mathbb{R}$ gilt

$$\mathbb{E}[a \cdot X + b] = a \cdot \mathbb{E}[X] + b$$

- Sei X eine Zufallsvariable und A ein Ereignis mit $\Pr[A] > 0$. Die bedingte Zufallsvariable $X|A$ besitzt die Dichte:

$$f_{X|A}(x) := \Pr[X = x|A] = \frac{\Pr[X = x \cap A]}{\Pr[A]}$$

Erwartungswert berechnet sich durch: $\mathbb{E}[X|A] = \sum_{x \in W_X} x \cdot f_{X|A}(x)$

- X = Zufallsvariable: Für paarweise disjunkte Ereignisse A_1, \dots, A_n mit $A_1 \cup \dots \cup A_n = \Omega$ und $\Pr[A_1], \dots, \Pr[A_n] > 0$ gilt :

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X|A_i] \cdot \Pr[A_i]$$

analog für unendliche Reige, solange sie konvergiert

- **Varianz:**

$$\text{Var}[X] := \mathbb{E}[(X - \mu)^2] = \sum_{x \in W_X} (x - \mu)^2 \cdot \Pr[X = x]$$

$\sigma := \sqrt{\text{Var}[X]}$ heißt **Standardabweichung** von X

- Für eine beliebige Zufallsvariable X gilt:

$$\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$$

- Für eine beliebige Zufallsvariable X und $a, b \in \mathbb{R}$ gilt:

$$\text{Var}[a \cdot X + b] = a^2 \cdot \text{Var}[X]$$

$$\text{Wichtig!!: } \text{Var}[X + b] = \text{Var}[X]$$

- Für Zufallsvariable X nennen wir $\mathbb{E}[X^k]$ das k -te Moment und $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^k]$ das k -te zentrale Moment. Erwartungswert = erstes Moment, Varianz = zweites zentrales Moment

-

$$f_{X,Y}(x, y) := \text{Pr}[X = x, Y = y]$$

heißt gemeinsame Dichte der Zufallsvariablen X und Y

$$f_X(x) = \sum_{y \in W_Y} f_{X,Y}(x, y) \text{ bzw. } f_Y(y) = \sum_{x \in W_X} f_{X,Y}(x, y)$$

sind Randdichten

- $F_{X,Y}(x, y) = \text{Pr}[X \leq x, Y \leq y] = \text{Pr}[\{\omega; X(\omega) \leq x, Y(\omega) \leq y\}] = \sum_{x' \leq x} \sum_{y' \leq y} f_{X,Y}(x', y')$ heißt gemeinsame Verteilung

- Randverteilung + Randdichte?

- Die Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n heißen unabhängig, wenn für alle

$(x_1, \dots, x_n) \in W_{X_1} \times \dots \times W_{X_n}$ gilt:

$$\text{Pr}[X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n] = \text{Pr}[X_1 = x_1] \cdot \dots \cdot \text{Pr}[X_n = x_n]$$

- Wenn Zufallsvariablen unabhängig sind, dann gilt das auch noch, wenn man auf alle irgendwelche Funktionen anwendet

- [] Für zwei *unabhängige* Zufallsvariablen X und Y sei $Z := X + Y$
Es gilt:

$$f_Z(z) = \sum_{x \in W_X} f_X(x) \cdot f_Y(z - x)$$

- [] Linearität des Erwartungswertes:

Für Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n und $X := a_1 X_1 + \dots + a_n X_n$ mit $a_1, \dots, a_n \in \mathbb{R}$ gilt

$$\mathbb{E}[X] = a_1 \mathbb{E}[X_1] + \dots + a_n \mathbb{E}[X_n]$$

- Multiplikativität des Erwartungswertes:

Für **unabhängige** Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n gilt

$$\mathbb{E}[X_1 \cdot \dots \cdot X_n] = \mathbb{E}[X_1] \cdot \dots \cdot \mathbb{E}[X_n]$$

- Additivität der Varianz: Für **unabhängige** Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n und $X := X_1 + \dots + X_n$ gilt:

$$\text{Var}[X] = \text{Var}[X_1] + \dots + \text{Var}[X_n]$$

- Indikatorvariable = 1, wenn Ereignis eintreft, 0, wenn nicht.
- Verteilungen:

- Bernoulli-Verteilung:

Zufallsvariable X mit $W_X = \{0, 1\}$

$$f_X(x) = \begin{cases} p & \text{für } x = 1 \\ 1 - p & \text{für } x = 0 \end{cases}$$

$$q = 1 - p$$

$$\mathbb{E}[X] = p \text{ und } \text{Var}[X] = pq$$

- Binomial-Verteilung:

$X := X_1 + \dots + X_n$, Summe von n Bernoulli-verteilten Indikatorvariablen.

$$\Rightarrow X \sim \text{Bin}(n, p)$$

$$f_X(x) := b(x; n, p) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

$$\mathbb{E}[X] = n \cdot p \quad \text{Var}[X] = n \cdot p \cdot q$$

- Warten auf den n -ten Erfolg (einschließlich) (negative Binomial-Verteilung mit Ordnung n):

n unabhängige Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n :

$$f_Z(z) = \binom{z-1}{n-1} \cdot p^n \cdot (1-p)^{z-n}$$

- Wenn $X \sim \text{Bin}(n_x, p)$ und $Y \sim \text{Bin}(n_y, p)$ unabhängig, dann gilt für $Z := X + Y$, dass $Z \sim \text{Bin}(n_x + n_y, p)$

- geometrische Verteilung:

$$f_X(i) = p \cdot q^{i-1} \text{ für } i \in \mathbb{N}$$

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1}{p} \text{ und } \text{Var}[X] = \frac{q}{p^2}$$

- Poisson-Verteilung:

Parameter λ = Erwartungswert und auch Varianz

Dichte: $f_X(i) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!}$ für $i \in \mathbb{N}_0$ $X \sim \text{Po}(\lambda)$ Poisson für hinreichend große

n als Approximation der Binomial-Verteilung verwendbar

(Gesetz seltener Ereignisse, da Wkett von einzelner Treffer recht klein sein muss, dass Poisson geht)

Voraussetzungen für Poisson:

- * Ereignisse treten nie zur gleichen Zeit auf
- * Wkett, dass Ereignis in Zeitintervall auftritt ist proportional zur Länge des Intervalls
- * Anzahl der Ereignisse in festem Zeitintervall hängt nur von dessen Länge ab, aber nicht von der Länge auf der Zeitachse
- * Wenn man zwei disjunkte Zeitintervalle betrachtet, so sind die Anzahlen der Ereignisse in den Zeiträumen voneinander unabhängig.

Summe von Poisson-verteilten Zufallsvariablen:

X und Y unabhängig, $X \sim \text{Po}(\lambda)$ und $Y \sim \text{Po}(\mu)$, dann gilt:

$$Z := X + Y \sim \text{Po}(\lambda + \mu)$$

- Herausfinden ob Dichte zulässig: Summe nach Unendlich bilden und schauen ob 1 rauskommt

- **Markov Ungleichung**

X ist Zufallsvariable, die **nur nichtnegative** Werte annimmt. $\Rightarrow \forall t \in \mathbb{R}$ mit $t > 0$:

$$Pr[X \geq t] \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{t}$$

bzw. Äquivalent

$$Pr[X \geq t \cdot \mathbb{E}[X]] \leq \frac{1}{t}$$

- Chebyshev-Ungleichung

Sei X eine Zufallsvariable und $t \in \mathbb{R}$ mit $t > 0$, dann gilt:

$$Pr[|X - \mathbb{E}[X]| \geq t] \leq \frac{Var[X]}{t^2}$$

bzw. Äquivalent

$$Pr[|X - \mathbb{E}[X]| \geq t\sqrt{Var[X]}] \leq \frac{1}{t^2}$$

- Gesetz der großen Zahlen:

Geg: Zufallsvariablen X , $\epsilon, \delta > 0$ beliebig aber fest.

Dann gilt für alle $n \geq \frac{Var[X]}{\epsilon\delta^2}$:

Sind X_1, \dots, X_n unabhängige Zufallsvariablen mit der selben Verteilung wie X und setzt man

$$Z := \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

dann gilt: $Pr[|Z - \mathbb{E}[X]| \geq \delta] \leq \epsilon$

Wichtig: Gesetz der großen Zahlen schätzt die relative Abweichung

$$|\frac{1}{n} \sum_i X_i - p|$$

und nicht die absolute Abweichung

$$|\sum_i X_i - np|$$

ab.

- Chernoff-Schranken

X_1, \dots, X_n unabhängig, Bernoulliverteilt mit $Pr[X_i = 1] = p_i$ und

$Pr[X_i = 0] = 1 - p_i$. Dann gilt für $X := \sum_{i=1}^n X_i$ und $\mu := \mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^n p_i$ sowie jedes $\delta > 0$, dass

$$Pr[X \geq (1 + \delta)\mu] \leq \left(\frac{e^\delta}{(1 + \delta)^{1+\delta}} \right)^\mu$$

Beispiel: $\frac{n}{2} \cdot (1 + 10\%)$

\Rightarrow Abweichung = 0, 1, Erwartungswert = n

$$\left(\frac{e^{0,1}}{(1+0,1)^{1+0,1}} \right)^n$$

- Seien X_1, \dots, X_n unabhängige Bernoulli-verteilte Zufallsvariablen mit $Pr[X_i = 1] = p_i$ und $Pr[X_i = 0] = 1 - p_i$. Dann gilt für $X := \sum_{i=1}^n X_i$ und $\mu := \mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^n p_i$ so wie jedes $0 < \delta < 1$ (hier ist der Unterschied zu Chernoff), dass

$$Pr[X \leq (1 - \delta)\mu] \leq \left(\frac{e^{-\delta}}{(1 - \delta)^{1-\delta}} \right)^\mu$$

- Für $0 \leq \delta < 1$ gilt:

$$(1 - \delta)^{1-\delta} \geq e^{-\delta+\delta^2/2} \text{ und } (1 + \delta)^{1+\delta} \geq e^{\delta+\delta^2/3}$$

- Seien X_1, \dots, X_n unabhängige Bernoulli-verteilte Zufallsvariablen mit $Pr[X_i = 1] = p_i$ und $Pr[X_i = 0] = 1 - p_i$. Dann gelten folgende Ungleichungen für $X := \sum_{i=1}^n X_i$ und $\mu := \mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^n p_i$:

- $Pr[X \geq (1 + \delta)\mu] \leq e^{-\mu\delta^2/3}$ für alle $0 < \delta \leq 1$
- $Pr[X \leq (1 - \delta)\mu] \leq e^{-\mu\delta^2/2}$ für alle $0 < \delta \leq 1$
- $Pr[|X - \mu| \geq \delta\mu] \leq 2e^{-\mu\delta^2/3}$ für alle $0 < \delta \leq 1$
- $Pr[X \geq (1 + \delta)\mu] \leq \left(\frac{e}{1+\delta} \right)^{(1+\delta)\mu}$
- $Pr[X \geq t] \leq 2^{-t}$ für $t \geq 2e\mu$