

25. Mrz. 24

Vorlesung

Wissen / Hoffen, dass wir wissen:

1) (Ω, \mathcal{P}) W-Raum

2) $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ Zufallsvariable

3) $\mathbb{E}(X) = \sum_{w \in \Omega} X(w) P(w)$

$$= \sum_{z \in X(\Omega)} z P(X=z)$$

4) $V(X) = \mathbb{E}((X - \mu)^2)$

$$= \mathbb{E}(X^2) - [\mathbb{E}(X)]^2,$$

wobei $\mu = \mathbb{E}(X)$.

5) Tschebyschev-Ungleich

$$P(|X - m| > \varepsilon)$$

$$\leq \frac{1}{\varepsilon^2} V(X).$$

6) X und Y liegen unabhängig

$$\Leftrightarrow \forall A, B \subset \mathbb{R}$$

$$P(X \in A; Y \in B)$$

$$= P(X \in A) \cdot P(Y \in B).$$

6') Falls X und Y

unabhängig, so gilt

$$V(X+Y) = V(X) + V(Y).$$

6'') Seien X_1, X_2, \dots, X_N stochastisch

unabhängig, so gilt

$$V(X_1 + \dots + X_N)$$

$$= V(X_1) + \dots + V(X_N).$$

Satz: (Satz der stetigen Zerfällen:)

Seien $X_1, X_2, X_3, \dots = \{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ eine unendliche Folge von unabhängigen
wiederholten reellwertigen Zufallsvariablen
mit $\mu = E(X_1) = E(X_2) = \dots$
und $\nu = V(X_1) = V(X_2) = \dots$.

Dann gilt für alle $\varepsilon > 0$

$$P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu\right| > \varepsilon\right) \rightarrow 0$$

für $n \rightarrow \infty$.

□

Beispiel: Sei $P =$ "Tages-Blitz-
Wiederholtheit".

$$X_k = \begin{cases} 1 & \text{falls unter } k \text{ den} \\ & \text{Tages-Blitz-Sieg aufzu-} \\ & \text{feinden liefert} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

100 Natur

K	7/2	/	.	/	.	/	=	- - -	/	100	/
X _k	0/1	/	1	/	0	/			/	0	/

$$\rightsquigarrow n = 100$$

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^{100} X_k = \frac{1}{n} \left[\underbrace{0+1+0+\dots+0}_{X_c, c=1, \dots, 100} \right]$$
$$= \frac{\# \text{Gäste}}{\# \text{Reisende/Häuslers}} = \hat{P}.$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X_n) &= \sum_{z \in X(\mathbb{Z})} z \cdot P(X_n=z) \\ &= 0 \cdot \underbrace{P(X_n=0)}_{(1-\hat{P})} + 1 \cdot \underbrace{\hat{P}}_{\text{P}} = \underline{\underline{P}} \\ &= \underline{\underline{n}}$$

ggf.: Wähle Toleranzwert $\varepsilon > 0$

$$P\left(\left|\frac{\# \text{Häusler und Gäste}}{\# \text{Häusler}} - P\right| > \varepsilon\right)$$

$\rightarrow 0$ für $n \rightarrow \infty$

Bei $n = 100$.

$$\hat{P} := \frac{1}{100} \cdot \left(\text{# Häufig aus den 100 mit Taylor füllt sonst} \right)$$

Rechner: Berechnung von Intervallen durch
Verwendung eines Zufallsgenerators
(Monte-Carlo-Integration.)

Konkret: $\Omega = \text{Corz.}$ ~~Intervall~~


$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$$X(\omega) = \omega^2.$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \underset{\omega \in \text{Corz}}{\sum} X(\omega) P(d\omega) \\ &= \int_0^1 X(\omega) d\omega. \\ &= \int_0^1 \omega^2 d\omega = \underline{\underline{\frac{1}{3}}}.\end{aligned}$$

VL vom 26.11.24

Frage der Stetigkeitstheorie:

Sei X_1, X_2, \dots eine Folge von stetigen und unabhängigen Zufallsvariablen mit

$$\mu = E(X_1) = E(X_2) = \dots$$

und

$$\nu = V(X_1) = V(X_2) = \dots$$

Dann gilt:

$$P\left(\underbrace{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n}_{\approx \#(\{\})} X_k - \mu (> \varepsilon)\right)$$

$\longrightarrow 0$, wenn $n \rightarrow \infty$.

Bew.: $\varepsilon > 0$:

$$P\left(\underbrace{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n}_{\approx \#(\{\})} X_j - \mu (> \varepsilon)\right)$$

$$\leq \frac{1}{\varepsilon^2} V(\xi). \quad (\text{Trichotomie}) ,$$

denn

$$\xi := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i .$$

$$\mathbb{P}(|\xi - \mathbb{E}(\xi)| > c) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} V(\xi)$$

$$\text{und } \mathbb{E}(\xi) = \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right)$$

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

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \underbrace{\mathbb{E}(X_i)}_m$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m = \frac{1}{n} \cdot n \cdot m = m$$

Rechte Seite:

$$\frac{1}{\varepsilon^2} V(\xi) = \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot V\left(\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right)\right)$$

$$V(\alpha X) = \alpha^2 \cdot V(X)$$

$$\text{w. i.: } X = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$= \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \frac{1}{n^2} V\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)$$

$$(X_i)_{\text{unabh.}} \Rightarrow = \frac{1}{\varepsilon^2 n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i)$$

$$= \frac{1}{\varepsilon^2 \cdot n^2} \cdot \sum_{i=1}^n \checkmark$$

mv

$$= \frac{V}{\varepsilon^2 \cdot n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

~~||~~

Koeffizient

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - m\right| > \varepsilon\right)$$

$$\leq \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot V\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right)$$

$$= \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \frac{1}{n^2} \cdot V(\sum X_i)$$

$$= \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot V$$

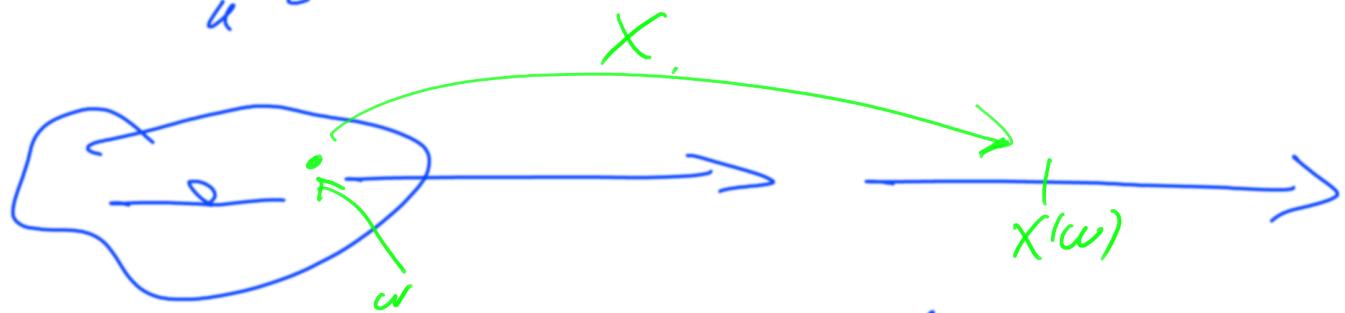
$\frac{V}{\varepsilon^2 \cdot n}$

~~||~~

Bemerkung: Für die konkrete Anwendung

von Tschebyschesch o.ä.

müssen wir alle Erwartungswerte
und Varianz von „Zufallsgröße“ /
Zufallsvariable X bestimmen.



$$\mathbb{E}(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\omega)$$

$$= \sum_{z \in X(\omega)} z \cdot \boxed{P(X=z)} = m_x$$

$$\text{V}(X) = \mathbb{E}((X - m_x)^2)$$

$$= \sum_{\omega \in \Omega} [X(\omega) - m_x]^2 P(\omega)$$

$$= \mathbb{E}(X^2) - [m_x]^2$$

$$= \sum_{z \in X(\omega)} z^2 \boxed{P(X=z)} - m_x^2$$

Probabilität:

Zer Bedely van Envarijsnoot
nud Variëwt even Ze Seltgröße
werden mer die Plege der
Vorkommeen den persatlynsate ($X(\cdot)$)
nud die 'sychoyie pweijig
Wahrscheinlichkeit Genötigt. !

Def.: Jeden sei' ena Ze Seltgröße
 X , dan heift die Plege
der persatlynsate van X
janssana mit den sychoyie
Wahrscheinlichkeit

Verteilung von X''

II

Bem: (Naive Gedachtnis, Gense
Vandenkt etwas später).

P_{p.c}($\Sigma, ?$) \triangleq Zafallsexperiment von
Werken, quem hauer
Wund.

$$\Sigma = \{ w = (w_1, w_2) \mid w_i \in \{1, \dots, 6\} \}$$

$$P(w_1) = \frac{1}{6}$$

$$P(A) = \frac{\#A}{36}, A \subset \Omega.$$

$$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$$

$$w = (w_1, w_2) \rightarrow w_1 + w_2$$

$$X(\omega) = \{2, 3, \dots, 12\}.$$

$\omega \in X(\omega)$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$P(X=\omega)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{7}{36}$	$\frac{8}{36}$	$\frac{9}{36}$	$\frac{10}{36}$	$\frac{11}{36}$

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{z \in X(\omega)} z \cdot P(X=z)$$

$$= 2 \cdot \frac{1}{36} + 3 \cdot \frac{2}{36} + 4 \cdot \frac{3}{36} + \dots$$

$$= m_X$$

$$V(X) = \sum_{z \in X(\omega)} z^2 P(X=z) - [m_X]^2$$

Def.: Eine (diskrete) Verteilung ist ein 2-tupel der Form

$$\{(x_c, p_c) | c = 1, \dots, n\}$$

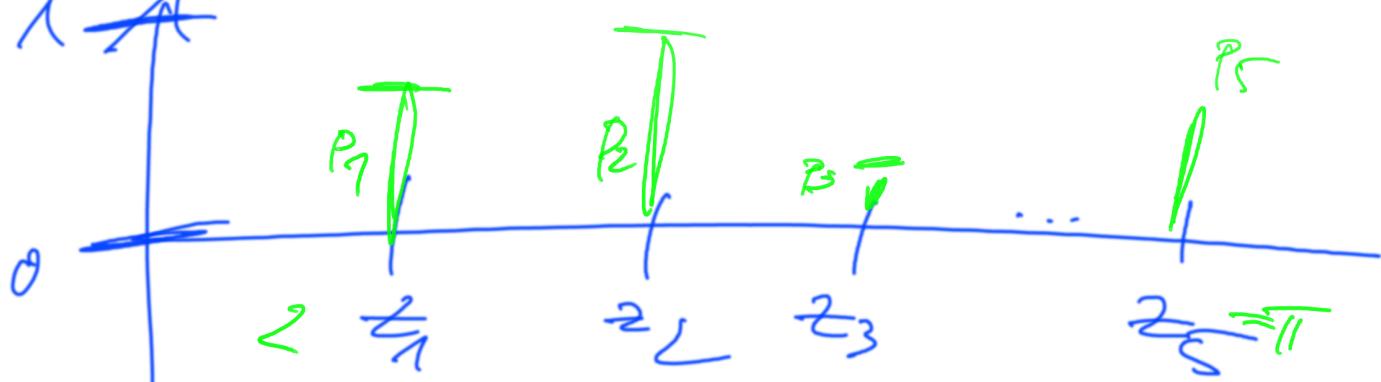
$$x_c \in \mathbb{R}; p_c \in \text{Cor}(\mathbb{I})$$

und $\sum_{i=1}^n p_i = 1$, wobei

meist eine Schiefe gejagte rationale Zahl ist.

II

(Grobwissen und:
„Wahrscheinlichkeitsverteilung“)
„Graphische Darstellung in \mathbb{R}^2



Beispiel: Binomialverteilung:

geg: Münze mit Erfolgswahrscheinlichkeit $p = \frac{1}{4}$
3 Würfelwürfe.

$$\Omega = \{ \omega = (w_1, w_2, w_3) \mid w_i \in \{0, 1\}^3 \}$$

$$P(\omega) = P((w_1, w_2, w_3))$$

$$\#\{\omega_i \mid w_i = 1\} \quad \#\{(w_i \mid w_i = 0)\}$$

$$\omega = (1, 0, 1)$$

$$P((1, 0, 1)) = \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{4}$$

$$= p \cdot (1-p)^2$$

$$P(\{(w_1, w_2, w_3) \mid \#\{i \mid w_i = 1\} \neq \#\{i \mid w_i = 0\}\}) = P \cdot (1-P)$$

$$X(w) = w_1 + w_2 + w_3$$

≥ 2	0	1	2	3	
P_2	$\left(\frac{3}{4}\right)^3$	$3 \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^2 \cdot \frac{1}{4}$	$3 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \cdot \frac{3}{4}$	$\left(\frac{1}{4}\right)^3$	

Affinen: n Würfe, erfasste P

$$P_2 = \binom{n}{k} p^k \cdot (1-p)^{n-k}$$