Stochastik

Dies ist eine Live-Transkription der Vorlesung Stochastik, gehalten von **Prof. Dr. Peter Pickl** im **Sommersemester 2024** an der Uni Tübingen. Dieser Mitschrieb ist fehlerbehaftet (Hinweise an thomas.hua@student.uni-tuebingen.de bzw. https://github.com/thomasxhua/stochastik-pickl-ss24-skript/).

Inhaltsverzeichnis

I	End	lliche Wahrscheinlichkeitsräume	2
	I.1	Ergebnismenge, Ereignismenge	2
	I.2	Wahrscheinlichkeitsmaß	2
	I.3	Kombinatorik	4
II	Allg	gemeine Wahrscheinlichkeitsräume	6
	II.0	Anpassung des 3. Axioms von Kolmogorov	6
	II.1	Ereignisraum	7
	II.2	Wahrscheinlichkeitsmaß	9
		Borelsche σ -Algebra	
		Eindeutigkeitssatz	
II		allsvariable	18
	III.1	Unabhängigkeit	21
	III.2	Verteilungsfunktion	23
ΙV	⁷ Inva	arianzen	24
	IV.1	Erwartungswert	24

In der Stochastik geht es um die Modellierung von Experimenten, deren Ausgang vom Zufall abhängt.

I Endliche Wahrscheinlichkeitsräume

I.1 Ergebnismenge, Ereignismenge

I.1.1 Definition (Ergebnismenge)

Die Menge Ω , welche die möglichen Ausgänge eines Zufallexperiementes beschreibt, dennen wir Grundmenge oder Ergebnismenge.

I.1.2 Definition (Ereignismenge)

Die Potenzmenge $\mathcal{P}(\Omega)$, d.h. die Menge aller Teilmengen Ω , nennen wir *Ereignismenge*.

I.1.3 Beispiel

- 1) Wir werfen einen Würfel.
 - $\Omega = \{1, 2, \dots, 6\},\$
 - $\mathcal{P}(\Omega) = \{\emptyset, \Omega, \{1\}, \dots, \{1, 1\}, \dots\},\$
- 2) Glücksrad: $\Omega = [0, 2\pi[$ beschreibt die möglichen Winkel eines Glückradspiels. $\mathcal{P}(\Omega)$ ist klar (keine geeignete Ereignismenge, siehe Kapitel 2).

I.2 Wahrscheinlichkeitsmaß

Das Wahrscheinlichkeitsmaß wird auf der Ereignismenge definiert. Grund: Für überabzählbare Mengen (Glücksrad z.B.) haben einzelne Ausgänge häufig Wahrscheinlichkeit 0, obwohl global gesehen existiert ein sinnvolles Wahrscheinlichkeitsmaß (siehe Kapitel 2).

Die Wahrscheinlichkeit quantifiziert die Plausibilität der entsprechenden Ereignisse. Sie gibt die relative Häufigkeit an, wie oft ein bestimmtes Ereignis nach sehr häufigen Wiederholen unter identischen Umständen eintritt.

I.2.1 Definition (Wahrscheinlichkeitsmaß)

Eine Abbildung $\mathbb{P} \colon \mathcal{P}(\Omega) \to \mathbb{R}$ nennt man Wahrscheinlichkeitsmaß : \Leftrightarrow

Ka)
$$\mathbb{P}(A) \geq 0, \ \forall A \subset \Omega,$$

$$\mathbf{K}b) \ \mathbb{P}(\Omega) = 1,$$

Kc)
$$\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B), \ \forall A, B \subset \Omega, \ A \cap B = \emptyset.$$

I.2.2 Bemerkung

Die Axiome a)-c) nennt man Axiome von Kolmogorov (werden in 2 ebenfalls leicht angepasst).

I.2.3 Satz

Für jedes Wahrscheinlichkeitsmaß $\mathbb{P} \colon \mathcal{P}(\Omega) \to \mathbb{R}$ für beliebiges Ω gelten:

- a) $\mathbb{P}(A^C) = 1 \mathbb{P}(A), \ \forall A \subset \Omega.$
- b) $\mathbb{P}(A) \leq 1$.
- c) $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) \mathbb{P}(A \cap B)$.

I.2.4 Beweis

(weggelassen)

I.2.5 Bemerkung

Über die Wahrscheinlichkeiten der Elementarereignisse (d.h. der einelementigen Ereignisse), wird das Wahrscheinlichkeitsmaß eindeutig festgelegt.

Betrachte $\mathbb{P}(A)$ für $A = \{w_1, w_2, \dots, w_k\} \subset \Omega$. Durch mehrmaliges Anwenden von $\mathbf{K}c$) erhält man

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{i=1}^{k} \mathbb{P}(\{w_k\}).$$

I.2.6 Definition (Wahrscheinlichkeitsraum)

Das Paar (Ω, \mathbb{P}) nennt man auch Wahrscheinlichkeitsraum (auch $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$).

__ [18.04.2024] _____

I.2.7 Bemerkung

Wie findet man nun das richtige Wahrscheinlichkeitsmaß, d.h. jenes, welches zu meinem Experiment passt?

- 1) Ausprobieren (siehe unten, "Statistik").
- 2) Analyse der physikalischen Eigenschaften. Praktikabel, falls Symmetrie in den relevanten physikalischen Eigenschaften herrscht:

I.2.8 Laplace-Annahme (Indifferenzprinzip)

Falls es keinen Grund zur Annahme gibt, dass die verschiedenen Ausgänge des Experiments im Wesentlichen zu unterscheiden sind, nehmen wir an, dass die Wahrscheinlichkeiten aller Elementarerignisse gleich sind.

I.2.9 Folgerung

Sei Ω ein Ergebnisraum. Unter der Laplace-Annahme gilt:

$$\mathbb{P}(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

I.2.10 Beweis

$$1 \stackrel{\mathbf{\kappa}}{=} \mathbb{P}(\Omega) = \mathbb{P}(\bigcup_{\omega \in \Omega} \{\omega\}) \stackrel{\mathbf{\kappa}}{=} \sum_{\omega \in \Omega} \mathbb{P}(\{\omega\}) \stackrel{\mathbf{L}}{=} |\Omega| \cdot \mathbb{P}(\{\omega\})$$

 $\Rightarrow \forall \omega \in \Omega \text{ gilt:}$

$$\mathbb{P}(\{w\}) = \frac{1}{|\Omega|}.$$

Außerdem:

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(\bigcup_{\omega \in A} \{\omega\}) \stackrel{\mathbf{K}}{=} \sum_{\omega \in A} \mathbb{P}(\{\omega\}) = |A| \cdot \frac{1}{|\Omega|}.$$

I.2.11 Beispiel

1) Werfen eines ungezinkten Würfels:

$$\mathbb{P}(\{2,4,6\}) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}.$$

2) Gesamte Augenzahl bei zweimaligen Werfen des Würfels

$$\Omega = \{2, \dots, 12\},\,$$

Laplace-Annahme gilt nicht. Die Elemente sind wesentlich verschieden, z.B. 2 hat nur Option (1,1), 7 hat die Optionen $\{(1,6),\ldots\}$.

- 3) Ziegenproblem: Wir befinden uns in einer Gameshow, dürfen zwischen drei Toren wählen. Hinter einemal Tor ist ein Gewinn, hinter zweien eine Niete. Der Moderator öffnet eines der nicht-gewählten Tore. Hinter diesen ist eine Niete. Er bietet daraufhin an, das Tor zu wechseln. Ist der Wechsel sinnvoll?
 - Problem 1: Spielregeln müssen ergänzt werden. Wie handelt der Moderator? Wir gehen davon aus, dass er oder sie in jedem Fall ein nicht-gewähltes Tor mit Niete öffnet.
 - Problem 2: Man ist geneigt, von einer Laplace-Situation auszugehen. Dies ist falsch, da die Tore durch die Wahl und die Reaktion des Moderators zu unterscheiden sind.



mit Start (S), Gewinn (G) und Niete (N).

I.3 Kombinatorik

Wie bestimmt man in einer Laplace-Situation |A| und $|\Omega|$?

I.3.1 Beispiele

a) Sei $\Omega = A \times B,$ so ist $|\Omega| = |A| \cdot |B|$ Münzwurf, dann Würfel:

$$A = \{K, Z\}, B = \{1, \dots, 6\}.$$

b) Urne mit N durchnummerierten Kugeln. Wir ziehen davon nacheinander ohne Zurücklegen k Kugeln (Reihenfolge wird berücksichtigt):

$$|\Omega| = N(N-1)\dots(N-k+1) = \frac{N!}{(N-k)!}.$$

c) Zahlenlotto "6 aus 49", wie b) ohne Rücksicht auf Reihenfolge:

$$|\Omega| = \frac{N!}{(N-k)!} \cdot \frac{1}{k!}.$$

d) Anzahl der Anagramme von MISSISSIPPI.

$$|\Omega| = \underbrace{\frac{11!}{4!}\underbrace{4!}_{\text{S}}\underbrace{2!}_{\text{P}}}_{\text{I}}.$$

II Allgemeine Wahrscheinlichkeitsräume

II.0 Anpassung des 3. Axioms von Kolmogorov

Wir werden das 3. Axiom von Kolmogorov anpassen:

$$\mathbb{P}(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_j), \text{ falls } A_j \cap A_k = \emptyset, \ \forall j \neq k.$$

Schwieriger ist die anpassung des Definitionsbereiches von \mathbb{P} . Warum ist das nötig? Betrachte das Beispiel "Glücksrad".

_____[22.04.2024] _____

II.0.1 Lemma

Es gibt kein translationsinvariantes Wahrscheinlichkeitsmaß auf $\mathbb{P}([0, 2\pi])$.

II.0.2 Beweis

WA: Es gibt ein solches \mathbb{P} .

Wir zerlegen nun $[0, 2\pi[$ in überabzählbar viele abzählbare Teilmengen:

$$a \ b : \Leftrightarrow a - b \in \mathbb{Q}.$$

Dies definiert Äquivalenzklassen, diese dienen zur Zerlegung von $[0,2\pi[$:

- $\{0, \frac{1}{2}, \frac{1}{3}, 1, \ldots\},$
- $\{\sqrt{2}, \sqrt{2} + \frac{1}{2}, \ldots\},$
- $\{\pi, \pi + \frac{1}{2}, \ldots\},$
- ..

Wir wählen aus jeder Äquivalenzklasse einen Representanten $\leftarrow \{0, \sqrt{2}, \pi, \ldots\}$. R ist natürlich überabzählbar. Für jedes $q \in [0, 2\pi] \cap \mathbb{Q}$ definieren wir

$$R_q := \{r + q, \ r \in R\} = R + q.$$

Nach Annahme der Translationsinvarianz ist

$$\mathbb{P}(R_q) = \mathbb{P}(R), \ \forall q \in [0, 2\pi] \cap \mathbb{Q}.$$

Es gilt:

$$[0,2\pi[\subseteq \bigcup_{q\in]-2\pi,2\pi[\cap\mathbb{Q}}R_q\subset]-2\pi,4\pi[.$$

 \Rightarrow da $\mathbb{P}([0, 2\pi[) = 1, \text{ gilt, dass})$

$$\mathbb{P}(\bigcup_{q \in]-2\pi, 2\pi[\cap \mathbb{Q}} R_q) \ge 1.$$

$$\Rightarrow \sum_{j \in]-2\pi, 2\pi[} \mathbb{P}(R) \ge 1$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(R) \ne 0,$$

aber falls der Inhalt $\mathbb{P}(R) > 0$, folgt, dass das Intervall] $-2\pi, 4\pi$ [unendlichen Inhalt hat. Dieses überdeckt jedoch $[0, 2\pi$ [dreimal. 4

II.1 Ereignisraum

Wir schränken den Definitionsbereich von P ein, um solch problematische Mengen zu umgehen.

II.1.1 σ -Algebra

Sei Ω eine Menge. Eine σ -Algebra bzgl. Ω ist eine Teilmenge von $\mathcal{P}(\Omega)$ mit:

- a) $\Omega \in \mathcal{A}$,
- b) $A \in \mathcal{A} \Rightarrow A^C \in \mathcal{A}$,
- c) Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}\Rightarrow\bigcup_{n=1}^{\infty}A_n\in\mathcal{A}.$

II.1.2 Beispiele

- a) $\mathcal{P}(\Omega)$, sowie $\{\emptyset, \Omega\}$ ist jeweils σ -Algebra.
- b) $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}.$
 - $\mathcal{A} = \{\emptyset, \Omega, \{1, 2\}, \{3\}, \{4\}, \{3, 4\}, \{1, 2, 4\}, \{1, 2, 3\}\}.$

II.1.3 Satz

Sei \mathcal{A} eine σ -Algebra bzgl. Ω . Dann gilt:

- a) $\emptyset \in \mathcal{A}$,
- b) abzählbare Schritte von Ereignissen sind in \mathcal{A} ,
- c) $A, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A \setminus B \in \mathcal{A}$.

II.1.4 Beweis

- a) $\emptyset = \Omega^C \in \mathcal{A}$,
- b) $\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n = \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n^C\right]^C \in \mathcal{A},$
- c) $A \setminus B = A \cap B^C$.

II.1.5 Satz

Sei Ω eine Menge. Der Schnitt beliebiger σ -Algebran ergibt wieder eine σ -Algebra.

II.1.6 Beweis

Seien \mathcal{A}_i für $i \in \mathcal{I}$ σ -Algebra (bzgl. Ω). Z.z. $\mathcal{A} := \bigcap_{i \in \mathcal{I}} \mathcal{A}_i$ ist σ -Algebra.

- a) $\Omega \in \mathcal{A}_i, \ \forall i \in \mathcal{I} \Rightarrow \Omega \in \mathcal{A}.$
- b) Sei $E \in \mathcal{A} \Rightarrow E \in \mathcal{A}_i, \ \forall i \in \mathcal{I} \Rightarrow E^C \in \mathcal{A}_i, \ \forall i \in \mathcal{I}.$
- c) Seien $(E_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}\ (E_n\in\mathcal{A}\ \forall n\in\mathbb{N})$:

$$\Rightarrow E_n \in A_i, \ \forall n \in \mathbb{N}, \forall i \in \mathcal{I}$$

$$\Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} E_n \in \mathcal{A}_i, \ \forall i \in \mathcal{I} \ (\text{da } \mathcal{A}_i \ \sigma\text{-Algebra})$$

$$\Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} E_n \in \mathcal{A}.$$

II.1.7 Bemerkung

Vereinigungen von σ -Algebren ergeben nicht notwendigerweise eine σ -Algebra.

II.1.8 Beispiel

 $\Omega = \{1, 2, 3\}.$

- $\mathcal{A}_1 = \{\Omega, \emptyset, \{1, 2\}, \{3\}\},\$
- $\mathcal{A}_2 = \{\Omega, \emptyset, \{1, 3\}, \{2\}\},\$
- $\mathcal{A}_1 \cup \mathcal{A}_2 = \{\Omega, \emptyset, \{1, 2\}, \{1, 3\}, \{2\}, \{3\}\} \not\ni \{2\} \cup \{3\}.$

II.1.9 Definition (Erzeugte σ -Algebra)

Sei Ω eine Menge, $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$. Die σ -Algebra $\sigma(\mathcal{E})$ definiert durch

$$\sigma(\mathcal{E}) := \bigcap_{\mathcal{A}} \mathcal{A}$$

$$\mathcal{A} \text{ ist } \sigma\text{-Alg, } \mathcal{E} \subset \mathcal{A}$$

nennen wir die von \mathcal{E} erzeugte σ -Algebra.

II.1.10 Bemerkung

 $\sigma(\mathcal{E})$ ist für nichtleere Ω immer wohldefiniert und wegen Satz $\sigma\text{-Algebra}.$

II.1.11 Korollar

- $\sigma(\mathcal{E})$ ist die kleinste σ -Algebra, die \mathcal{E} enthält, d.h.
 - a) $\mathcal{E} \in \sigma(\mathcal{E})$,
 - b) $\forall \widetilde{\mathcal{A}} \ \sigma$ -Algebra it $\mathcal{E} \subset \widetilde{\mathcal{A}}$, gilt $\sigma(\mathcal{E}) \subset \widetilde{\mathcal{A}}$.

II.1.12 Beweis

- a) \mathcal{E} ist in allen σ -Algebren enthalten, über die der Schnitt gebildet wird.
- b) $\widetilde{\mathcal{A}}$ ist ein Kandidat für \mathcal{A} in der Definition. Es wird also auch über $\widetilde{\mathcal{A}}$ der Schnitt gebildet $\Rightarrow \widetilde{A} \supset \sigma(\mathcal{E})$.

II.1.13 Beispiel

 $Ω = \{1, 2, 3\}, \mathcal{E} = \{\{1, 2\}\}. \mathcal{P}(Ω)$ ist σ-Algebra, enthält $\mathcal{E} A_1$ vom Beispiel oben ebenso. Weitere Kandidaten:

$$\mathcal{B} = \{\Omega, \emptyset, \{1, 2\}, \{3\}, \{1\}, \{2\}, \ldots\}.$$

_____[25.04.2024] _____

II.1.14 Defintiion (Borel- σ -Algebra)

Sei $\Omega = \mathbb{R}$. Die von den offenen Teilmengen von \mathbb{R} erzeugte σ -Algebra heißt Borel- σ -Algebra. (alternative Definiton später)

II.2 Wahrscheinlichkeitsmaß

II.2.1 Definition (Wahrscheinlichkeitsmaß)

Sei Ω eine Menge, \mathcal{A} σ -Algebra. Eine Abbildung $\mathbb{P}: \mathcal{A} \to \mathbb{R}$ heißt Wahrscheinlichkeitsma $\beta: \Leftrightarrow$

- a) $\mathbb{P}(\Omega) = 1$,
- b) $\mathbb{P}(A) \geq 0, \ \forall A \in \mathcal{A},$
- c) $\mathbb{P}(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n)$, falls $A_n \in \mathcal{A}$, $A_n \cap A_m = \emptyset \ \forall n \neq m$.

II.2.2 Bemerkung

Satz vom Gegenereignis, $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$ und $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$ gilt weiterhin.

II.2.3 Definition und Satz (Bedingte Wahrscheinlichkeit)

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, d.h. Ω Menge, \mathcal{A} zugehörige σ -Algebra, \mathbb{P} : $\mathring{A} \to \mathbb{R}$ Wahrscheinlichkeitsmaß.

Sei $A \in \mathcal{A}$ mit $\mathbb{P}(A) \neq 0$. Dann ist das auf A bedingte Wahrscheinlichkeitsmaß definiert durch

$$\mathbb{P}_A(B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(A)}.$$

II.2.4 Beweis

(dass dies ein Wahrscheinlichkeitsmaß ist):

a)
$$\mathbb{P}_A(\Omega) = \frac{\mathbb{P}(A \cap \Omega)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(A)} = 1.$$

b) Zähler ≥ 0 , Nenner $> 0 \Rightarrow$ Behauptung.

c)

$$\mathbb{P}_{A}(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_{n}) = \frac{\mathbb{P}(A \cap \bigcup_{n=1}^{\infty} A_{n})}{\mathbb{P}(A)} (A_{n} \cap A_{m} = \emptyset, \ n \neq m)$$

$$= \frac{\mathbb{P}(\bigcup_{n=1}^{\infty} \overline{(A_{n} \cap A)})}{\mathbb{P}(A)}$$

$$= \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_{n} \cap A)}{\mathbb{P}(A)}$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}_{A}(A_{n}).$$

II.2.5 Definition (Unabhängigkeit)

Zwei Ereignisse A, B heißen (stochastisch) $unab \ddot{a}ngig:\Leftrightarrow$

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B)$$

.

II.2.6 Bemerkung

A unabhängig von $B \Rightarrow \mathbb{P}_A(B) = \mathbb{P}(B)$ (falls $\mathbb{P}(A) \neq 0$).

II.2.7 Beispiel

 $\Omega = \{1, \dots, 6\}.$

a)
$$A = \{3, 4, 5, 6\}, B = \{2, 4, 6\}$$
 sind unabhängig.

b)
$$\widetilde{A} = \{4, 5, 6\}$$
 und B wie oben sind nicht unabängig.

II.2.8 Definition (Limes von Ereignissen)

Seien $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}, (B_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}$. Wir nehmen an:

•
$$A_n \subset A_{n+1}, \ \forall n \in \mathbb{N},$$

•
$$B_n \supset B_{n+1}, \ \forall n \in \mathbb{N}.$$

Dann ist

$$\lim_{n \to \infty} A_n := \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n,$$
$$\lim_{n \to \infty} B_n := \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n.$$

II.2.9 Korrolar

 $\lim_{n\to\infty} A_n$ und $\lim_{n\to\infty} B_n$ sind Ereignisse, falls A_n , B_n Ereignisse sind.

II.2.10 Beweis

Definition der σ -Algebra, bzw. Satz gleich darunter.

II.2.11 Definition (lim sup, lim inf)

Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}$ Dann ist

$$\limsup_{n \to \infty} A_n := \bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n,$$
$$\liminf_{n \to \infty} A_n := \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n.$$

II.2.12 Korollar

Auch \limsup und \liminf \inf Ereignisse (falls $A_n \in \mathcal{A} \ \forall n \in \mathbb{N}$).

II.2.13 Satz (σ -Stetigkeit des Wahrscheinlichkeitsmaßes)

Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$, $(B_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}$ eine abfallende bzw. ansteigende Folge von Ereignissen $(A_n\subset A_{n+1},\ B_n\supset B_{n+1},\ \forall n)$. Dann ist

a)
$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(A_n) = \mathbb{P}(\lim_{n\to\infty} A_n),$$

b)
$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(B_n) = \mathbb{P}(\lim_{n\to\infty} B_n)$$
.

II.2.14 Beweis

Definiere $C_1 := A_1$. $C_2 := A_1 \setminus A_1, \ldots, C_n = A_n \setminus A_{n-1}$. Es gilt:

a)
$$\lim_{n\to\infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} C_n$$
.

b)
$$C_n \cap C_m = \emptyset$$
, $\forall n \neq m$,

c)
$$A_n = \bigcup_{k=1}^n C_k$$
.

a)

$$\begin{split} \Rightarrow \mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} A_n) &\stackrel{\text{a)}}{=} \mathbb{P}(\bigcup_{n=1}^{\infty} C_n) \\ &\stackrel{\mathbf{Kc}}{=} \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(C_n) \\ &= \lim_{n \to \infty} \sigma_{k=1}^n \mathbb{P}(C_k) \\ &\stackrel{\mathbf{Kc}}{=} \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(\bigcup_{k=1}^n C_k) \\ &\stackrel{\text{c)}}{=} \mathbb{P}(A_n). \end{split}$$

b)
$$\mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} B_n) = 1 - \mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} B_n^C)$$

$$\stackrel{\text{Fall a}}{=} 1 - \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n^C)$$

$$= \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n).$$

[29.04.2024]

II.3 Borelsche σ -Algebra

II.3.1 Erinnerung

 $\mathcal{B}^{\mathbb{R}}$ ist die $\sigma\text{-Algebra}$ erzeugt aus allen offenen Teilmengen von $\mathbb{R}.$

II.3.2 Bemerkung

Diese Definition lässt sich auf Grundmengen verallgemeinern, in denen es ein "Konzept" von offenen Teilmengen gibt (topologische Räume, z.B. metrische Räume). Wir werden alternative Definitionen von $\mathcal B$ betrachten.

II.3.3 Korollar

a) Sei $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$, $\mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ σ -Algebra. $\mathcal{E} \subset \mathcal{A} \Rightarrow \sigma(\mathcal{E}) \subset \mathcal{A}$.

b) Seien $\mathcal{E}, \mathcal{F} \subset \mathcal{P}(\Omega)$. Falls $\mathcal{E} \subset \sigma(\mathcal{F})$ und $\mathcal{F} \subset \sigma(\mathcal{E}) \Rightarrow \sigma(\mathcal{E}) = \sigma(\mathcal{F})$.

II.3.4 Beweis

a)

$$\sigma(\mathcal{E}) = \bigcap_{\mathcal{B}} \mathcal{B}$$

$$\mathcal{B} \text{ σ-Algebra, } \mathcal{E} \subset \mathcal{B}$$

 $\rightsquigarrow \mathcal{A}$ ist einer der Kandidaten, über die geschnitten wird.

b)

$$\mathcal{E} \subset \sigma(\mathcal{F}) \stackrel{\mathrm{a})}{\Rightarrow} \sigma(\mathcal{E}) \subset \sigma(\mathcal{F}),$$
 $\mathcal{F} \subset \sigma(\mathcal{E}) \stackrel{\mathrm{a})}{\Rightarrow} \sigma(\mathcal{F}) \subset \sigma(\mathcal{E}).$

II.3.5 Satz

Die Borelsche σ -Algebra $\mathcal{B}^{\mathbb{R}}$ ist die aus den offenen Intervallen erzeugte σ -Algebra.

II.3.6 Beweis

Z.z.: Jede offene Teilmenge $\mathbb R$ liegt in der aus den offenen Intervallen erzeugten σ -Algebra.

Sei $A \subset \mathbb{R}$ offen. Für jedes $q \in \mathbb{Q} \cap A$ sei

$$r_q = \sup\{\varepsilon \in \mathbb{R}: \]q - \varepsilon, \ q + \varepsilon[\subset A\}.$$

Das Intervall $]q - r_q, \ q + r_q[$ ist $\subset A$ (*). (WA: $]q - r_q, \ q + r_q[\not\subset A \Rightarrow \exists x \in]q - r_q, \ q + r_q[$ mit $x \notin A$. Wähle $\varepsilon = \frac{r_q + |q - x|}{2} \Rightarrow x \in]q - r_q, \ q + r_q[$, aber $\varepsilon < r_q \not\downarrow$.)

Betrachte $B=\bigcup_{q\in\mathbb{Q}\cap A}]q-r_q,\ q+r_q[$. Z.z. A=B (da B abzählbare Vereinigung offener Intervalle).

- $B \subset A$, da all die Teilintervalle $]q r_q, q + r_q[\subset A (*).$
- $A \subset B$. Sei $y \in A$. Z.z. $y \in B$. Wegen Offenheit von $A \exists \delta_y$, sodass $]y \delta_y, \ y + \delta_y[\subset A$. Wähle $q_y \in \mathbb{Q} \cap]y \frac{\delta_y}{2}, y + \frac{\delta_y}{2}[. \ r_{q_y} \geq \frac{\delta_y}{2} \Rightarrow y \in]q_y r_{q_y}, \ q_y + r_{q_y}[.$

II.3.7 Satz

Die Borel- σ -Algebra ist genau die σ -Algebra erzeugt aus den Intervallen $]-\infty,\ a]$ mit $a\in\mathbb{R}$.

II.3.8 Beweis

 $\mathcal{E} := \text{Menge der offenen Intervalle}, \ \mathcal{F} := \{] - \infty, \ a], \ a \in \mathbb{R}\}.$

a) Z.z. $\mathcal{E} \subset \sigma(\mathcal{F})$.

Sei $a < b \in \mathbb{R} \cup \{\pm \infty\}$. Z.z. $[a, b] \in \sigma(\mathcal{F})$.

• 1. Schritt: " $a = -\infty$ ".

$$]-\infty,\ b[=\underbrace{\bigcup_{n\in\mathbb{N}}\underbrace{]-\infty,\ b-\frac{1}{n}}}_{\in\ \mathcal{F}}.$$

 $\begin{array}{l} \forall x \in]-\infty, \ b[, \ \text{d.h.} \ \forall x < b \ \exists n \in \mathbb{N}, \ \text{sodass} \ x < b-\frac{1}{n} \Rightarrow x \in \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \ \big]-\infty, \ b-\frac{1}{n}\big]. \\ \Rightarrow]-\infty, \ b[\subset \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \big]-\infty, \ b-\frac{1}{n}\big]. \ \forall n \in \mathbb{N} \ \text{ist} \ \big]-\infty, b-\frac{1}{n}\big] \ \subset]-\infty, b[\Rightarrow \text{``}\supset''. \end{array}$

• 2. Schritt:

$$a \in \mathbb{R} \colon \left] a, b \right[= \underbrace{\left] - \infty, b \right[}_{\in \ \sigma(\mathcal{F})} \underbrace{\left[- \infty, a \right]}_{\in \ \sigma(\mathcal{F}) \ (1. \ \mathrm{Schritt})}$$

nach Satz ist letzteres in $\sigma(\mathcal{F})$.

b) Z.z. $\forall a \in \mathbb{R} \text{ ist }]-\infty, \ a] \in \sigma(\mathcal{E}).$

$$]-\infty,a] = (]a, +\infty[)^C = (\bigcup_{n\in\mathbb{N}}]a, n[)^C.$$

II.3.9 Satz

 $\mathcal{B}^{\mathbb{R}}$ ist die σ -Algebra erzeugt aus $\{]-\infty,a]$ mit $a\in\mathbb{Q}\}$.

II.3.10 Beweis

Sei $\mathcal{G} = \{]-\infty, a]: a \in \mathbb{Q}\}$. Offensichtlich ist $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$.

$$\mathcal{G} \subset \mathcal{F} \subset \sigma(\mathcal{F}).$$

Z.z. $\mathcal{F} \subset \sigma(\mathcal{G})$. Sei $]-\infty,a]$ $a \in \mathbb{R}$.

$$]-\infty,a] = \bigcap_{q \in \mathbb{Q}, \ q \ge a}]-\infty, \ q].$$

$$]-\infty,a]\subset]-\infty,q],\ \forall q\geq a\Rightarrow]-\infty,a]\subset \bigcup_{q\in\mathbb{Q},\ q\geq a}\]-\infty,q]\ (\Rightarrow\text{``C"}).$$

"⊃": Dazu "⊂" für die Komplete. Sei $x \notin]-\infty,\ a] \Rightarrow x > a$. Wähle $q \in]a,x[\cap \mathbb{Q} \Rightarrow x \notin]-\infty,\ q] \Rightarrow x \notin \bigcup_{q \in \mathbb{Q},\ q \geq a}]-\infty,q].$

____ [02.05.2024] ___

II.4 Eindeutigkeitssatz

Ziel ist es zu zeigen, dass unter gewissen Bedingungen das Wahrscheinlichkeitsmaß eindeutig festgelegt ist, falls es auf einem Erzeuger gegeben ist.

Wir benutzen das "Prinzip der guten Mengen".

II.4.1 Satz (Prinzip der guten Mengen)

Falls eine Eingenschaft für $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ gilt und die Menge, auf der die Eigenschaft gilt eine σ -Algebra ist, so gilt die Eigenschaft auf ganz $\sigma(\mathcal{E})$.

II.4.2 Beweis

Sei \mathcal{A} die Menge, für die die Eigenschaft gilt. Da $\mathcal{E} \subset \mathcal{A}$, \mathcal{A} ist σ -Algebra nach Voraussetzung,

$$\sigma(\mathcal{E}) = \bigcup_{\mathcal{B}} \mathcal{B}.$$

$$\mathcal{B} \text{ ist } \sigma\text{-Algebra}, \ \mathcal{E} \subset \mathcal{B}$$

 \mathcal{A} ist eines der Kandidaten für $\mathcal{B} \Rightarrow \sigma(\mathcal{E}) \subset \mathcal{A}$.

II.4.3 Beweisstrategie für den Eindeutigkeitssatz

Seien $\mathbb{P}, \mathbb{Q} \colon \sigma(\mathcal{E}) \to \mathbb{R}$ Wahrscheinlichkeitsmaße. Wir möchten zeigen, dass unter gewissen Bedingungen die Menge \mathcal{G} definiert durch

$$A \in \mathcal{G} \Leftrightarrow \mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A)$$

eine σ -Algebra ist.

Nach dem Prinzip der guten Mengen ist dann

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A), \ \forall A \in \sigma(\mathcal{E}).$$

Wir beweisen dies in zwei Schritten:

- 1) Die Menge \mathcal{G} ist ein Dynkin-System.
- 2) Unter gewissen Bedingungen ist jedes Dynkin-System eine σ -Algebra.

II.4.4 Definition (Dynkin-System)

Eine Teilmenge \mathcal{D} heißt Dynkin-System : \Leftrightarrow

- a) $\Omega \in \mathcal{D}$,
- b) $A \in \mathcal{D} \Rightarrow A^C \in \mathcal{D}$,
- c) $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{D}$, A_n paarweise disjunkt $\Rightarrow \bigcup_{n\in\mathbb{N}}A_n\in\mathcal{D}$.

II.4.5 Satz

Seien \mathbb{P}, \mathbb{Q} Wahrscheinlichkeitsmaße auf $\mathcal{A}. \mathcal{G} := \{A \subset \mathcal{A} \colon \mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A)\}$ ist ein Dynkin-System.

II.4.6 Beweis

- a) $\mathbb{P}(\Omega) = 1 = \mathbb{Q}(\Omega) \Rightarrow \Omega \in \mathcal{G}$.
- b) Sei $A \in \mathcal{G}$, d.h. $\mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A) \Rightarrow \mathbb{P}(A^C) = 1 \mathbb{P}(A) = 1 \mathbb{Q}(A) = \mathbb{Q}(A^C)$, d.h. $A^C \in \mathcal{G}$.
- c) Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{G}$ paarweise disjunkt, d.h. $\mathbb{P}(A_n)=\mathbb{Q}(A_n),\ \forall n\in\mathbb{N}$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(\bigcup_{n\in\mathbb{N}}A_n) \stackrel{\mathbf{K}c)}{=} \Sigma_{n\in\mathbb{N}} \mathbb{P}(A_n) \stackrel{\overleftarrow{\mathbf{K}c})}{=} \mathbb{Q}(\bigcup_{n\in\mathbb{N}}A_n).$$

II.4.7 Definition (Schnittstabilität)

Eine Menge $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ heißt $schnittstabil :\Leftrightarrow A \cap B \in \mathcal{E}, \ \forall A, B \in \mathcal{E}.$

II.4.8 Satz

Jedes schnittstabile Dynkin-System ist eine σ -Algebra.

II.4.9 Beweis

Axioma a),b) sind identisch (σ -Algebra und Dynkin-System). Es bleibt c) zu zeigen. Sei dazu \mathcal{A} ein schnittstabiles Dynkin-System. Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}$ beliebig. Z.z. $\bigcup_{n\in\mathbb{N}}A_n\subset\mathcal{A}$.

Sei $A_1, A_2 \in \mathcal{A} \Rightarrow A_1 \cap A_2 \in \mathcal{A}$ (schnittstabil) $\Rightarrow (A_1 \cap A_2)^C \in \mathcal{A}$. Da \mathcal{A} schnittstabil ist, ist

$$\underbrace{(A_1 \cap A_2)^C \cap A_1}_{A_1 \setminus A_2} \in \mathcal{A}, \ A_1 \cup A_2 = A_2 \cup (A_1 \setminus A_2) \in \mathcal{A} \ (disjunkt).$$

$$\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n = A_1 \cup (A_2 \setminus A_1) \cup ((A_3 \setminus A_1) \setminus A_2) \cup \dots$$

II.4.10 Satz

Ein von $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ erzeugtes Dynkin-System $\delta(\mathcal{E})$ ist bereits schnittstabil, falls \mathcal{E} schnittstabil ist.

II.4.11 Beweis

Sei $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ schnittstabil, $E \in \mathcal{E}$ beliebig. Sei

$$\mathcal{A}_E := \{ A \in \mathbb{P}(\Omega) \colon E \cap A \in \delta(\mathcal{E}) \}.$$

Wir zeigen nun, dass A_E ein Dynkin-System ist.

- a) $\Omega \in \mathcal{A}_E : E \cap \Omega = E \in \mathcal{E} \subset \delta(\mathcal{E}).$
- b) Sei $A \in \mathcal{A}_E \Rightarrow E \cap A \in \delta(\mathcal{E})$:

$$A^C \cap E = (A \cup E^C)^C = ((A \cap E) \cup E^C)^C.$$

c) Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}_E$ paarweise disjunkt. Z.z. $\bigcup_{n\in\mathbb{N}}A_n\in\mathcal{A}_E$. $\forall n\in\mathbb{N}$ ist $A_n\cap E\in\delta(\mathcal{E})$

$$E \cap \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} E \cap A_n \ (*).$$

 $E \cap A_n$ sind paarweise disjunkt, da die A_n paarweise disjunkt $\Rightarrow (*) \in \delta(\mathcal{E}) \Rightarrow \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in \mathcal{A}_E$.

Sei nun $\mathcal{A}_B := \{ A \in \delta(\mathcal{E}) \colon A \cap B \in \delta(\mathcal{E}) \}$ für $B \in \delta(\mathcal{E})$.

- 1) $\mathcal{E} \subset \mathcal{A}_B$ wegen des vorigen Schrittes.
- 2) a) $\Omega \in \mathcal{A}_B$, da $\Omega \cap B = B \in \delta(\mathcal{E})$.

b) Sei
$$A \in \mathcal{A}_B$$
, d.h. $A \cap B \in \delta(\mathcal{E}) \Rightarrow \underbrace{B \setminus (A \cap B)}_{B \cap A^C \in \delta(\mathcal{E})} \in \delta(\mathcal{E})$.

3) Sei $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset\mathcal{A}_B$ paarweise disjunkt.

$$\left(\dot{\bigcup}_{n\in\mathbb{N}}A_n\right)\cap B=\dot{\bigcup}_{n\in\mathbb{N}}\underbrace{(A_n\cap B)}_{\ni \delta(\mathcal{E})\text{ n.V.}}\in \delta(\mathcal{E})$$

 $\stackrel{\text{P.d.g.M}}{\Rightarrow} \mathcal{A}_B \supset \delta(\varepsilon) \text{ (außerdem } \mathcal{A}_B \subset \delta(\mathcal{E})), \text{ d.h. } \mathcal{A}_B = \delta(\mathcal{E}).$

 $\Rightarrow \forall A, B \in \delta(\mathcal{E}) \text{ gilt } A \cap B \in \delta(\mathcal{E}).$

II.4.12 Korollar

Sei $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ schnittstabil $\Rightarrow \delta(\mathcal{E}) = \delta(\mathcal{E})$.

II.4.13 Beweis

- " \subset ": $\delta(\mathcal{E})$ enthält \mathcal{E} und ist ein Dynkin-System $\stackrel{\text{P.d.g.M}}{\Rightarrow} \delta(\mathcal{E}) \subset \delta(\mathcal{E})$.
- "\to": $\delta(\mathcal{E})$ enthält \mathcal{E} . $\delta(\mathcal{E})$ ist eine σ -Algebra aufgrund der letzten beiden Sätze $\overset{\text{P.d.g.M.}}{\Rightarrow} \sigma(\mathcal{E}) \subset \delta(\mathcal{E})$.

II.4.14 Satz (Eindeutigkeitssatz)

Sei $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ schinttstabil. Dann ist $\mathbb{P} \colon \sigma(\mathcal{E}) \to \mathbb{R}$ eindeutig durch \mathbb{P} eingeschränkt auf \mathcal{E} definiert (falls existent).

II.4.15 Beweis

Seien $\mathbb{P}, \mathbb{Q}: \sigma(\mathcal{E} \to \mathbb{R})$ Wahrscheinlichkeitsmaße mit $\mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A), \forall A \in \mathcal{E}. \{A \in \sigma(\mathcal{E}): \mathbb{P}(A) = \mathbb{Q}(A)\} = \mathcal{A}$ enthält \mathcal{E} und ist ein Dynkin-System $\Rightarrow \mathcal{A} \supset \delta(\mathcal{E}) = \sigma(\mathcal{E}).$

II.4.16 Beispiel

- a) Durch $\mathbb{P}(]a,b[)=\frac{b-a}{2\pi}$ wird für unser Glücksradspiel das Wahrscheinlichkeitsmaß auf der entsprechenden Borel- σ -Algebra eindeutig.
- b) Sei $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}_0^+$ integrierbar mit

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt = 1.$$

Dann ist durch $\mathbb{P}(]-\infty,a])=\int_{-\infty}^a f(t)dt$ das Wahrscheinlichkeitsmaß eindeutig.

II.4.17 Bemerkung

Für die obigen Beispiele kann die Existenz eines Wahrscheinlichkeitsmaßes mit den genannten Eigenschaften gezeigt werden. (siehe Maßtheorie)

III Zufallsvariable

Es liegt nahe, die Menge Ω nach z.B. $\mathbb R$ abzubilden, um die Ausgänge des Experimentes zu quantifizieren.

III.0.1 Definition (Zufallsvariable im Diskreten)

Eine Abbildung $X \colon \Omega \to \vartheta$ (falls $|\Omega| < \infty$, (Ω, \mathbb{P}) Wahrscheinlichkeitsraum) nennt man Zufallsvariable.

III.0.2 Beispiel

- a) Würfel $\Omega = \{\dot{1}, \dot{2}, \dots, \dot{6}\}, \ \vartheta = \{1, 2, \dots, 6\}.$ X bildet auf die Augenzahl ab.
- b) Glücksspiel: Man gewinnt 3 Euro, falls Augenzahl durch 3 teilbar, ansonsten verliert man 1 Euro:

$$y: \Omega \to \{-1, 3\}.$$

III.0.3 Bemerkung

Es ist für jede Zufallsvariable in natürlicher Weise ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf ϑ definiert:

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{P}(X^{-1}(A)).$$

III.0.4 Definition (Zufallsvariable)

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, (ϑ, \mathcal{B}) ein sogennanter Maßraum, d.h. \mathcal{B} ist σ -Algebra bzgl. ϑ . Dann nennt man jede Abbildung $X : \Omega \to \vartheta$ mit der Eigenschaft

$$(*) X^{-1}(B) \in \mathcal{A}, \ \forall B \in \mathcal{B}$$

eine Zufallsvariable.

III.0.5 Bemerkung

Die Eigenschaft (*) der Abbildung X nennt man $\mathcal{A}\text{-}\mathcal{B}$ messbar.

III.0.6 Satz

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ Wahrscheinlichkeitsraum, ϑ eine Menge mit σ -Algebra \mathcal{B} . Dann ist auf B durch

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{P}(X^{-1}(A))$$

ein Wahrscheinclihkeitsmaß definiert. D.h. falls $X \colon \Omega \to \vartheta \mathcal{A}$ -B-messbar $\Rightarrow (\vartheta, \mathcal{B}, \mathbb{P} \cdot X^{-1})$ ist Wahrscheinlichkeitsraum.

____ [13.05.2024] __

III.0.7 Satz

X Zufallsvariable $\Rightarrow \mathbb{Q} := \mathbb{P} \cdot X^{-1}$ ist Wahrscheinlichkeitsmaß.

III.0.8 Erinnerung

$$X^{-1}:=\{\omega\in\Omega\colon X(\omega)\in A\},\ X\colon\Omega\to\vartheta.$$

III.0.9 Proposition

Sei $X: \Omega \to \vartheta$ eine Abbildung. $A, B \subset \vartheta$. Dann gilt:

- a) $X^{-1}(\vartheta) = \Omega$,
- b) $X^{-1}(A^C) = [X^{-1}(A)]^C$
- c) $X^{-1}(A) \cup X^{-1}(B) = X^{-1}(A \cup B)$,
- d) $X^{-1}(A) \cap X^{-1}(B) = X^{-1}(A \cap B)$,
- e) $X^{-1}(A) \cap X^{-1}(B) = \emptyset$, falls $A \cap B = \emptyset$.

III.0.10 Beweis

- a) $\forall \omega \in \Omega \text{ gilt } X(\omega) \in \vartheta.$
- b) $\omega \in X^{-1}(A^C) \Leftrightarrow X(\omega) \in A^C \Leftrightarrow X(\omega) \notin A \Leftrightarrow \omega \notin X^{-1}(A) \Leftrightarrow w \in [X^{-1}(A)]^C$.
- c) $\omega \in X^{-1}(A) \cup X^{-1}(B) \Leftrightarrow \omega \in X^{-1}(A)$ oder $\omega \in X^{-1}(B) \Leftrightarrow X(\omega) \in A$ oder $X(\omega) \in B \Leftrightarrow \omega \in X^{-1}(A \cup B)$. Geht ebenso für beliebige, insbesondere abzählbare Vereinigungen.
- d) folgt aus mehrfachem Anwenden von b), und c).
- e) folgt aus d), da $X^{-1}(\emptyset) = \emptyset$.

III.0.11 Beweis des Satzes

- a) $\mathbb{Q}(\vartheta) := \mathbb{P}(X^{-1} = \mathbb{P}(\Omega) = 1.$
- b) Positivität folgt aus b) für \mathbb{P} .
- c) $\mathbb{Q}(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j)$ für A_j paarweise disjunkt.

$$= \mathbb{P}(X^{-1}(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j)) = \mathbb{P}(\bigcup_{\substack{j=1 \text{ partweise disjunkt. e})}}^{\infty} X^{-1}(A_j)) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(X^{-1}(A_j)) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{Q}(A_j).$$

III.0.12 Satz

Sei $X: \Omega \to \vartheta$ messbar $(\mathcal{A} \to \mathcal{B})$, dann sind folgenden Mengen σ -Algebren:

- a) $X^{-1}(\mathcal{B}) := \{X^{-1}(B) : B \in \mathcal{B}\},\$
- b) $X_*(A) := \{ B \in \mathcal{B} : \exists A \in A : X^{-1}(B) = A \}.$
- a) bzgl. Ω , b) bzgl. ϑ .

III.0.13 Beweis

- a) a) $\Omega \in X^{-1}(B)$, da $\Omega = X^{-1}(\vartheta)$.
 - b) Sei $A \in X^{-1}(B) \Rightarrow \exists B \text{ mit } X^{-1}(B) = A \Rightarrow X^{-1}(B^C) = A^C \in X^{-1}(\mathcal{B}).$
 - c) Seien $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}\subset X^{-1}(\mathcal{B})$

$$\Rightarrow \forall n \in \mathbb{N} \ \exists B_n \in \mathcal{B} \ \text{mit} \ A_n = X^{-1}(B_n)$$

$$\Rightarrow \bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n \in B \ \text{und} \ X^{-1}(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n) = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} X^{-1}(B_n)$$

$$\Rightarrow \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} X^{-1}(B_n) = X^{-1}(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n)$$

$$\Rightarrow \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in X^{-1}(\mathcal{B}).$$

b) ähnlich.

III.0.14 Bemerkung

Die Messbarkeit ging in den Beweis gar nicht ein. Für jede Abbildung $X: \Omega \to \vartheta$ gilt, dass für eine σ -Algebra \mathcal{B} bzgl. $X^{-1}(\mathcal{B}$ eine σ -Algebra bzgl. Ω ist.

III.0.15 Korollar

Sei $X: \Omega \to \vartheta$ eine Abbildung, \mathcal{B} eine von \mathcal{E} erzeugte σ -Algebra bzgl. ϑ . Dann ist X \mathcal{A} - \mathcal{B} -messbar bereits., wenn $X^{-1}(E) \in \mathcal{A}$, $\forall E \in \mathcal{E}$ (*).

III.0.16 Beweis

Wir betrachten $X_*(\mathcal{A})$. Falls (*) gilt, ist $\mathcal{E} \subset X_*(\mathcal{A})$. $X_*(\mathcal{A})$ ist σ -Algebra $\Rightarrow B \subset X_*(\mathcal{A}) \Rightarrow X$ ist \mathcal{A} - \mathcal{B} -messbar.

III.0.17 Beispiel

Jede stetige Funktion $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ ist $B_{\mathbb{R}}$ -messbar. Grund: Da f stetig, sind die Urbilder offener Mengen offen. Die offenen Mengen sind ein möglicher Erzeuger von $B_{\mathbb{R}}$, nach Korollar muss man nur diese untersuchen.

III.0.18 Satz

Seien $\Omega, \vartheta, \Lambda$ Mengen, $\mathcal{A}, \mathcal{B}, \mathcal{C}$ σ -Algebren bzgl. $\Omega, \vartheta, \Lambda$. Sei $X : \Omega \to \vartheta$ mathcal A- \mathcal{B} -messbar, $Y : \vartheta \to \Lambda$ \mathcal{B} - \mathcal{C} messbar. Dann ist $Z := Y \cdot X : \Omega \to \Lambda$ \mathcal{A} - \mathcal{C} -messbar.

III.0.19 Beweis

Z.z.: $Z^{-1}(A) \in \mathcal{A} \ \forall A \in \mathcal{C}$.

$$Z^{-1}(A) = \underbrace{X^{-1}(Y^{-1}(A))}_{\in \mathcal{A}}.$$

III.0.20 Satz

Seien $X, Y: \Omega \to \mathbb{R}$ \mathcal{A} - $\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ messbar. Dann ist X + Y ebenfalls \mathcal{A} - $\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ messbar.

III.0.21 Beweis

Wegen des Korollars gilt es zu zeigen:

$$(X+Y)^{-1}(]-\infty,a[)\in\mathcal{A},\ \forall a\in\mathbb{R}.$$

Betrachte dazu:

$$\underbrace{\bigcup_{b \in \mathbb{Q}} X^{-1}(] - \infty, b[)}_{\in \mathcal{A}} \cap \underbrace{Y^{-1}(] - \infty, a - b[)}_{\in \mathcal{A}}.$$

Wir zeigen nun, dass

$$(X+Y)^{-1}(]-\infty, a[) = \bigcup_{b \in \mathbb{Q}} X^{-1}(]-\infty, b[) \cap Y^{-1}(]-\infty, a-b).$$

- "C": Sei $\omega \in (X+Y)^{-1}(]-\infty, a[) \Leftrightarrow (X+Y)(\omega) < a$. Sei $b \in \mathbb{Q}$ mit $b \in]X(\omega), X(\omega) + \varepsilon 2[$. $\Rightarrow X(\omega) < b$ und $Y(\omega) + b < X(\omega) + Y(\omega) + \frac{\varepsilon}{2} < a \Rightarrow Y(\omega) < a b$.
- "\rightarrow": Sei $\omega \in \ldots \Rightarrow \exists b$, sodass $X(\omega) < b$ und $Y(\omega) < a b \Rightarrow (X + Y)(\omega) < a$.

III.0.22 Schreibweise

Die durch Zufallsvariablen bestimmten Ereignisse schreibt man oft in kurzer Form:

- $X \leq 5$ beschreibt $\{\omega \in \Omega \colon X(\omega) \leq 5\}.$
- $X \in B$ für $B \in \mathcal{B}$, $\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in \mathcal{B}\}$.
- $X \le Y \cdot 2 + 7$, $\{\omega \in \Omega \colon X(\omega) \in 2Y(\omega) + 7\}$.
- $\mathbb{P}(X < 5) = \mathbb{P}(\{\omega \ldots\}).$

III.1 Unabhängigkeit

III.1.1 Definition (Unabhängigkeit von Zufallsgrößen)

Zwei reelle Zufallsvariablen X, Y heißen $unabhängig:\Leftrightarrow$

$$\forall B_1, B_2 \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}} \colon X \in B_1$$
 ist unabhängig von $Y \in B_2$.

III.1.2 Bemerkung

Es reicht, wenn $B_1, B_2 \in \mathcal{E}$ für einen Erzeuger \mathcal{E} von $\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ unabhängige Ereignisse $X \in B_1$ und $Y \in B_2$ ergeben.

III.1.3 Beispiel

Seien $X, Y: \Omega \to \{0, 1\}$ $\mathcal{A}\text{-}\mathcal{B}_{\mathbb{R}}\text{-messbar}$.

x/y	0	1	
0	$p_x \cdot p_y$	✓	p_x
1	√	✓	q_x
	p_y	q_y	

A undbaängig von $B \Rightarrow A$ unabhängig von B^C .

III.1.4 Definition (paarweise Unabhängigkeit)

Sei $(A_i)_{i\in\mathcal{I}}$ Ereignisse.

- a) Die $(A_i)_{i\in\mathcal{I}}$ heißen paarweise unabhängig : $\Leftrightarrow A_j$ unabhängig von $A_k, \forall j \neq k \in \mathcal{I}$,
- b) die $(A_i)_{i\in\mathcal{I}}$ heißen unabhängig : $\Leftrightarrow \forall \mathcal{J} \subset \mathcal{I}$ ist $\mathbb{P}(\bigcap_{j\in\mathcal{J}} A_j) = \prod_{j\in\mathcal{J}} \mathbb{P}(A_j)$ (J ist abzählbar).

III.1.5 Definition (paarweise Unabhängigkeit von Zufallsvariablen)

Seien $(X_i)_{i\in\mathcal{I}}$ Zufallsvariablen.

- a) Die $(X_i)_{i\in\mathcal{I}}$ heißen paarweise unabhängig $(x_i)_{i\in\mathcal{I}}$
- b) die $(X_i)_{i\in\mathcal{I}}$ heißen $unabhängig:\Leftrightarrow \forall \mathcal{J}\subset\mathcal{I}$ abzählbar und $\forall (B_j)_{j\in\mathcal{J}}\subset\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ gilt $\mathbb{P}(\bigcap_{j\in\mathcal{J}}X_j\in B_j)=\prod_{i\in\mathcal{I}}\mathbb{P}(X_i\in B_j)$.

III.1.6 Bemerkung

Bei den Anwendungen werden wir meist Situationen betrachten, bei denen a priori klar ist, dass die Zufallsvariablen unabhängig sind (kausale Unabhängigkeit).

III.1.7 Beispiel

Seien $X, Y: \Omega \to \{0, 1\}$ unabhängige Zufallsvariablen. Sei

$$Z := \begin{cases} Z(\omega) = 1 & \text{falls } X(\omega) + Y(\omega) \text{ ungerade,} \\ Z(\omega) = 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Annahme: $\mathbb{P}(X=1) = \frac{1}{2}, \ \mathbb{P}(Y=1) = \frac{1}{2}.$

- $\bullet \ \mathbb{P}(Z=1) = \frac{1}{2},$
- $\mathbb{P}(X = 1 \text{ und } Z = 1) = \mathbb{P}(X = 1 \text{ und } Y = 0) = \frac{1}{4}$.

Nach obiger Vierfeldertafel reicht dies für die Unabhängigkeit von X und Z. Die Unabhängigkeit von Y und Z ist analog. Für Unabhängigkeit müsste (u.a.) gelten

$$0=\mathbb{P}(X=1 \text{ und } Y=1 \text{ und } Z=1) \stackrel{?}{=} \mathbb{P}(X=1) \cdot \mathbb{P}(Y=1) \cdot \mathbb{P}(Z=1) = \frac{1}{8} \ \rlap{\rlap/}\rlap{\rlap/}\!\rlap{\rlap/}\!\rlap{\rlap/}\!\rlap{\rlap/}\!\rlap{\rlap/}}.$$

III.2 Verteilungsfunktion

Wir betrachten beliebige reelle Zufallsvariablen, d.h.

$$(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}) \to (\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, \mathbb{Q} = \mathbb{P} \cdot X^{-1}).$$

Wegen des Eindeutigkeitssatzes ist dieses \mathbb{Q} durch $\mathbb{P}(X \leq a) \ \forall a \in \mathbb{R}$ eindeutig! Letzteres ist eine Funktion in der Variable a. Diese nennt man Verteilungsfunktion.

III.2.1 Definition (Verteilungsfunktion)

 $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$ Zufallsvariablen.

$$V_X: \mathbb{R} \to [0,1]$$

gegeben durch $V_X(a) = \mathbb{P}(X \leq a)$ nennt man die zu X gehörige Verteilungsfunktion.

III.2.2 Satz

Jede Verteilungsfunktion V_X hat folgende Eigenschaften.

- a) $\lim_{a\to\infty} V_x(a) = 1$, $\lim_{a\to-\infty} V_x(a) = 0$,
- b) V_X ist monoton wachsend,
- c) V_X ist rechtsseitig stetig,
- d) V_X hat höchstens abzählbar viele Sprungstellen.

III.2.3 Beispiel

(weggelassen)

_ [03.06.2024] _____

III.2.4 Definition (Normalverteilung)

Eine Zuffalsgröße X mit der Wahrscheinlichkeitsdichte

$$\rho(x) := Ce^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

für die Parameter $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma \in \mathbb{R}_0^+$ und C, sodass $\int_{-\infty}^{\infty} \rho(x) dx = 1$ nennt man normalverteilt.

Erinnerung: $\mathbb{P}(X \in [a, b]) = \int_a^b \rho(x) dx$.

III.2.5 Bestimmung von C

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$y = \frac{x}{\sigma} \sigma \int_{-\infty} \infty e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

$$\stackrel{(*)}{=} \sigma \cdot \sqrt{2\pi}$$

$$\left(\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy\right)^2 = \int \int e^{-\frac{y^2}{2}} dy \ e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \int \int e^{-\frac{y^2 + z^2}{2}} dy dz$$

$$\stackrel{\text{Polarkoor}}{=} \int_{0}^{\infty} 2r\pi \cdot e^{-\frac{r^2}{2}} dr$$

$$= 2\pi \left[\underbrace{-e^{-\frac{r^2}{2}}}_{r=re^{\frac{r^2}{2}}}\right]_{0}^{\infty}$$

$$r = re^{\frac{r^2}{2}}$$

$$= 2\pi (0 - (-1)) = 2\pi \cdot 1$$

IV Invarianzen

IV.1 Erwartungswert

Wir denken an ein Glückspiel mit Geldeinsatz, welches wir häufig und unbhängig wiederholen. Welchen Gewinn/Verlust erwarten wir im Mittel zu erreichen?

IV.1.1 Definition (Erwartungswert diskret)

Sei $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$ eine Zufallsgröße. $|X(\Omega)|$ sei endlich. Dann ist

$$\mathbb{E}(x) := \sum_{a \in X(\Omega)} a \cdot \mathbb{P}(X = a)$$

der Erwartungswert von X.

IV.1.2 Bemerkung

Die Definition kann auf abzählbare Mengen direkt erweitert werden. Hier kann es passieren, dass $\mathbb E$ nicht existiert. Beipsiel:

$$\mathbb{P}(X=a) = \frac{C}{a^2}, \ a \in \mathbb{N}.$$

Für das Beispiel wäre $\mathbb{E}(X) = +\infty$, für andere Beispiele schlägt auch diese "uneigentliche" Definition fehl.

IV.1.3 Satz

Falls Ω endlich ist, gilt:

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

IV.1.4 Beispiel

Man wirft einen Würfel

$$X(1) = -1, \ X(2) = -1, \ X(3) = -1, \ X(4) = -1, \ X(5) = 0, \ X(6) = 3.$$

Also ist

$$\mathbb{E}(x) = -1 \cdot \frac{1}{6} + \dots 3 \cdot \frac{1}{6} = (-1) \cdot (\frac{4}{6}) + 0 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot \frac{1}{6}$$

IV.1.5 Beweis

Distributivgesetz:

$$\mathbb{E} = -\int_{-\infty}^{0} V_X(a) \, da + \int_{0}^{\infty} 1 - V_X(a) \, da.$$

IV.1.6 Bemerkung

Letztere Formel lässt uns den Begriff Erwartungswert verallgemeiner. Sowohl der positive als auch der negative Teil existieren immer (zumindest uneigentlich). Einziges mögliches Problem: " $+\infty + -\infty$ ".

Eine andere Möglichkeit besteht mithilfe des Lebesgue-Integrals:

$$\mathbb{E}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x \, d\widetilde{\mathbb{P}}.$$

Man integriert bzgl. des Maßes $\widetilde{\mathbb{P}} = \mathbb{P} \cdot X^{-1}.$

IV.1.7 Satz

Für stetig verteilte Zufallsvariablen X, d.h. solch, die eine Dichte besitzen, ist

$$\mathbb{E}(X) = \int x \rho(x) \, dx.$$

IV.1.8 Beweis

Lassen wir weg.

IV.1.9 Satz

Der Erwartungswert ist lienar, d.h. gegeben $X, Y: \Omega \to \mathbb{R}$ Zufallsvariablen, $a \in \mathbb{R}$:

$$\mathbb{E}(aX + Y) = a\mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y),$$

falls $\mathbb{E}(X)$ und $\mathbb{E}(Y)$ existieren.

IV.1.10 Beweis

a) diskret:

$$\begin{split} \mathbb{E}(X+aY) &= \sum_{z \in (X+aY)(\Omega)} z \mathbb{P}(X+aY=z) \\ (\text{falls } |\Omega| < \infty) &= \sum_{\omega \in \Omega} (X+aY)(\omega) \cdot \mathbb{P}(\{\omega\}) \\ &= \sum_{\omega \in \Omega} (X(\omega) + aY(\omega))(\omega) \cdot \mathbb{P}(\{\omega\}) \\ &= \mathbb{E}(X) + a\mathbb{E}(Y) \end{split}$$

b) Im stetigen Fall kann man ρ als Treppenstufen
funktion approximieren und die Linearität folgt mit a).

IV.1.11 Bemerkung

Die Formel $\mathbb{E}(X \cdot Y) = \mathbb{E}(X) \cdot \mathbb{E}(Y)$ gilt im Allgemeinen <u>nicht</u>. Beispiel: X = 1, falls $\omega = \text{Zahl}, X = 0$ sonst, Y = X.

IV.1.12 Definition (fast sicher)

Ein Ereignis A heißt "fast sicher", falls $\mathbb{P}(A) = 1$.

IV.1.13 Satz

- a) Falls X = Y fast sicher, so ist $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y)$.
- b) Sei $X \equiv \mu \in \mathbb{R}$, so ist $\mathbb{E}(X) = \mu$.

IV.1.14 Beweis

- a) $\mathbb{E}(X Y)$ ist fast sicher $= 0 \Rightarrow \mathbb{E}(X Y) = 0$,
- b) klar.

[06.06.2024] _____

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Peter Pickl

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

5. Juni 2024



Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Mehrere Zufallsvariablen

- ▶ Gegeben mehrere Zufallsvariablen X_i mit $i \in I$ für eine Indexmenge I.
- Wir möchten die Wahrscheinlichkeiten von Ereignissen behandeln, die sich durch die X_i ausdrücken lassen
- ▶ Zum Beispiel $\cap_{i\in\mathbb{N}}X_i \in B_i$, wobei die B_i Elemente der Borel'schen σ -Algebra sind.
- So lange wir nur Verknüpfungen zwischen den Ereignissen zulassen, die nach den Axiomen der σ -Algebra legitim sind, erhalten wir so jeweils ein Ereignis.
- Legitim sind natürlich abzählbare Schnitte und Vereinigung, Differenz- und Komplementbildung.

Verteilungsfunktion

Es seien nun zwei Zufallsvariablen X, Y gegeben (folgende Betrchtungen gehen für mehr als 2 Zufallsvariablen analog).

Wir möchten das entsprechende Wahrscheinlichkeitsmass für durch X und Y ausdrückbare Ereignisse zusammenfassen.

Dies machen wir wieder mit Hilfe der Verteilungsfunktion

Definition: Seien X,Y Zufallsvariablen. Die Funktion $V_{X,Y}:\mathbb{R}^2 \to [0,1]$ gegeben durch

$$V_{X,Y}(a,b) := \mathbb{P}(X \leq a \text{ und } Y \leq b)$$

nennt man gemeinsame Verteilungsfunktion von X und Y.

Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Eindeutigkeit des Masses

Satz: Durch $V_{X,Y}$ sind für beliebige Ereignisse $(X,Y) \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$ die Wahrscheinlichkeiten eindeutig festgelegt.

Beweis: Wir benutzen den Eindeutigkeitssatz. Dazu brauchen wir nur zu zeigen, dass die Mengen $\mathcal{E}:=\left\{]-\infty,a]\times]-\infty,b\right]$ für $(a,b)\in\mathbb{R}^2\}$ die Borel'sche- σ -Algebra erzeugen. Das Mengensystem \mathcal{E} ist nämlich schnittstabil, dadurch greift der Eindeutigkeitssatz!

Durch ${\mathcal E}$ lassen sich zunächst alle Mengen der Form

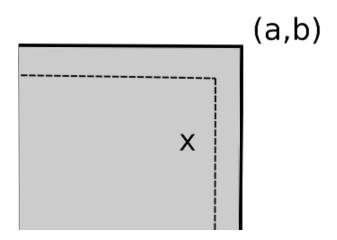
$$ightharpoonup]-\infty,a]\times]-\infty,b[$$

$$]-\infty, a[\times]-\infty, b]$$

▶ und
$$]-\infty, a[\times]-\infty, b[$$

erzeugen. Zum Beispiel

$$[-\infty, a[\times] - \infty, b[=\bigcup_{n \in \mathbb{N}}] - \infty, a - \frac{1}{n}] \times]-\infty, b - \frac{1}{n}]$$



◆ロト ◆団 ト ◆ 豆 ト ◆ 豆 ・ からで

Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Eindeutigkeit des Masses

Satz: Durch $V_{X,Y}$ sind für beliebige Ereignisse $(X,Y) \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$ die Wahrscheinlichkeiten eindeutig festgelegt.

Beweis: Wir benutzen den Eindeutigkeitssatz. Dazu brauchen wir nur zu zeigen, dass die Mengen $\mathcal{E}:=\left\{]-\infty,a]\times]-\infty,b]$ für $(a,b)\in\mathbb{R}^2\}$ die Borel'sche- σ -Algebra erzeugen. Das Mengensystem \mathcal{E} ist nämlich schnittstabil, dadurch greift der Eindeutigkeitssatz!

Durch ${\mathcal E}$ lassen sich zunächst alle Mengen der Form

$$ightharpoonup]-\infty,a]\times]-\infty,b[$$

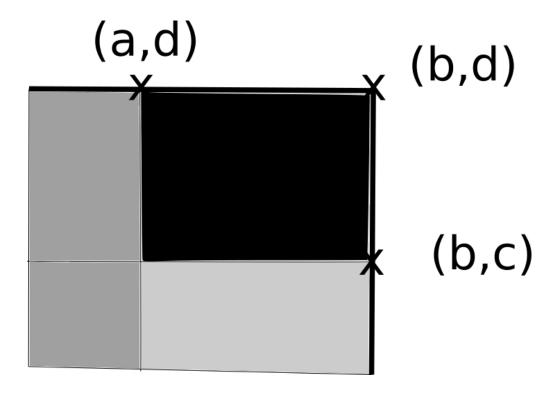
$$]-\infty, a[\times]-\infty, b]$$

▶ und]
$$-\infty$$
, $a[\times]-\infty$, $b[$

erzeugen. Zum Beispiel

]
$$-\infty$$
, $a[\times] - \infty$, $b[=\bigcup_{n\in\mathbb{N}}] - \infty$, $a - \frac{1}{n}] \times] - \infty$, $b - \frac{1}{n}$] Es gilt

$$[a, b[\times]c, d[=] -\infty, b[\times] -\infty, d[\\ \setminus (] -\infty, a] \times] -\infty, d[\cup] -\infty, b] \times] -\infty, c])$$



◆□▶ ◆□▶ ◆ ■ ▶ ◆ ■ ● ◆ ○ ○ ○

Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Eindeutigkeit des Masses

Satz: Durch $V_{X,Y}$ sind für beliebige Ereignisse $(X,Y) \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$ die Wahrscheinlichkeiten eindeutig festgelegt.

Beweis:

Die von \mathcal{E} erzeugte σ -Algebra enthält also die von den offenen Rechtecken erzeugte σ -Algebra.

ŽDass sich durch die offenen Rechtecke alls offenen Mengen erzeugen lassen, geht identisch wie der entsprechende Beweis in \mathbb{R} Wähle eine beliebige offene Teilmenge A von \mathbb{R}^2 . Für jedes $(a,b)\in\mathbb{Q}^c\cap A$ bilde das größtmögliche offene Rechteck, welches (a,b) enthält.

Die Vereinigung all dieser Rechtecke ist dann gleich der Menge A

Eigenschaften

Definition: Seien X, Y Zufallsvariablen. Die Funktion $V_{X,Y}: \mathbb{R}^2 \to [0,1]$ gegeben durch

$$V_{X,Y}(a,b) := \mathbb{P}\left(X \leq a \text{ und } Y \leq b\right)$$

nennt man gemeinsame Verteilungsfunktion von X und Y.

Satz: $V_{X,Y}$ hat folgende Eigenschaften:

- (a) Für jede Folge $(a_n, b_n)_{n \in \mathbb{N}}$ mit $\lim_{n \to \infty} a_n = -\infty$ oder $\lim_{n \to \infty} b_n = -\infty$ gilt: $\lim_{n \to \infty} V_{X,Y}(a_n, b_n) = 0$.
- (b) Für jede Folge $(a_n)_{n\in\mathbb{N}}$ mit $\lim_{n\to\infty}a_n=\infty$ und $\lim_{n\to\infty}b_n=\infty$ gilt: $\lim_{n\to\infty}V_{X,Y}(a_n,b_n)=1$.
- (c) Stetigkeit von rechts-oben: Für jede Folge $(s_n, t_n)_{n \in \mathbb{N}} \subset \mathbb{R}_0^+ \times \mathbb{R}^+$ mit $\lim_{n \to \infty} (s_n, t_n) = 0$ und für jedes $(a, b) \in \mathbb{R}^2$ gilt

$$\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(a+s_n,b+t_n) = V_{X,Y}(a,b).$$

◆ロト ◆部ト ◆ミト ◆ミト ミ かへで

Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Eigenschaften

(a) Für jede Folge $(a_n, b_n)_{n \in \mathbb{N}}$ mit $\lim_{n \to \infty} a_n = -\infty$ oder $\lim_{n \to \infty} b_n = -\infty$ gilt: $\lim_{n \to \infty} V_{X,Y}(a_n, b_n) = 0$.

Beweis: Es sei o.B.d.A. $\lim_{n\to\infty} a_n = -\infty$. Da das Ereignis " $X \le a_n$ und $Y \le b_n$ " eine Teilmenge von $X \le a_n$ ist, gilt

$$V_{X,Y}(a_n,b_n) \leq V_X(a_n)$$

Da letztere im Limes $n \to \infty$ Null ergibt, folgt die Aussage ($\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(a_n,b_n)=0$).



Eigenschaften

(b) Für jede Folge $(a_n)_{n\in\mathbb{N}}$ mit $\lim_{n\to\infty}a_n=\infty$ und $\lim_{n\to\infty}b_n=\infty$ gilt: $\lim_{n\to\infty}V_{X,Y}(a_n,b_n)=1$.

Beweis: Betrachte $c_n := \inf_{k \ge n} a_n$ und $d_n := \inf_{k \ge n} b_n$. Es gilt offensichtlich, dass $V_{X,Y}(c_n,d_n) \le V_{X,Y}(a_n,b_n)$.

Es reicht also zu zeigen, dass $\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(c_n,d_n)=1$.

Die Folgen c_n und d_n sind monoton wachsend und ergeben im Limes ∞ .

Daher ist die Folge der Ereignisse " $X \leq c_n$ und $Y \leq d_n$ " eine monoton wachsende Folge mit $\lim_{n\to\infty}]-\infty, c_n]\times]-\infty, d_n]=\mathbb{R}^2$.

Somit ist wegen der Stetigkeit von \mathbb{P} der Limes

$$\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(c_n,d_n) = \lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\left(X \leq c_n \text{ und } Y \leq d_n\right) = \mathbb{P}\left(\mathbb{R}^2\right) = 1.$$

◆□▶◆□▶◆□▶◆□▶ ■ 900

Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Eigenschaften

(c)Stetigkeit von rechts-oben: Für jede Folge $(s_n, t_n)_{n \in \mathbb{N}} \subset \mathbb{R}_0^+ \times \mathbb{R}^+$ mit $\lim_{n \to \infty} (s_n, t_n) = 0$ und für jedes $(a, b) \in \mathbb{R}^2$ gilt

$$\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(a+s_n,b+t_n) = V_{X,Y}(a,b).$$

Beweis: Wie bei der einfachen Verteilungsfunktion können wir uns o.B.d.A auf monoton fallende s_n und t_n einschränken.

Es ist dann $X \le a + s_n$ und $Y \le b + t_n$ eine fallende Folge von Ereignissen.

Somit ist

 $\lim_{n\to\infty} V_{X,Y}(a+s_n,b+t_n) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{n\in\mathbb{N}} X \leq a+s_n \text{ und } Y \leq b+t_n\right) = \mathbb{P}\left(X \leq a \text{ und } Y \leq b\right) = V_{X,Y}(a,b).$

Unabhängige Zufallsgrößen

Im Falle unabhängiger Zufallsgrößen ist die Situation besonders.

- ightharpoonup zum Beispiel ist $V_{X,Y}(a,b) = \mathbb{P}\left(X \leq a \text{ und } Y \leq b\right) =$ $\mathbb{P}(X \leq a) \mathbb{P}(Y \leq b) = V_X(a) V_Y(b).$
- Wie sieht es mit der Summe von zwei unabhängigen Zufallsvariablen aus?
- ▶ Wir betrachten dazu die Zufallsvariablen X und Y mit den Wahrscheinlichkeitsdichten ρ und η .
- \blacktriangleright Man erhält wegen der Unabhängigkeit durch das Produkt von ρ und η eine Dichte für (X, Y).
- ► Es ist also $\mathbb{P}((X,Y) \in A) = \int_A \rho(x) \eta(y) dx dy$.



Peter Pickl

Verteilung mehrerer Zufallsvariablen

Mathematisches Institut, Universität Tübingen

Verteilungsfunktion

- ▶ Insbesondere ist in diesem Fall $V_{X+Y}(a) = \mathbb{P}(X + Y \leq a)$ gegeben durch $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{a-y} \rho(x) \eta(y) dx dy$
- ► Also ist $V_{X+Y}(a) = \mathbb{P}(X + Y \le a) = \int V_X(a y)\eta(y)dy$ ► Da die $V_X(a) = \int_{-\infty}^a \rho(x)dx$ ist die Dichte immer die Ableitung von V_X .
- ► X + Y hat daher an der Stelle a die Wahrscheinlichkeitsdichte $\int \rho(a-y)\eta(y)dy$.
- \blacktriangleright Den letzten Ausdruck nennt man auch die Faltung von ρ mit η
- Schreibweise: $\rho \star \eta := \int \rho(a-y)\eta(y)dy = \int \eta(a-y)\rho(y)dy$

