

**Wahrscheinlichkeitstheorie**

## Übungsblatt 4: Lösungen

Prof. K. Panagiotou/K. Matzke

**Zentralübungsaufgaben****Aufgabe Z4.1**

In dieser Aufgabe werden wir die Cantor-Funktion aus der Vorlesung untersuchen. Sei  $f_0 : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$  gegeben durch  $f_0(x) = x$  und für  $n \in \mathbb{N}_0$

$$f_{n+1} : [0, 1] \rightarrow [0, 1], \quad f_{n+1}(x) = \begin{cases} f_n(3x)/2, & 0 \leq x \leq 1/3 \\ 1/2, & 1/3 \leq x \leq 2/3 \\ 1/2 + f_n(3x - 2)/2, & 2/3 \leq x \leq 1 \end{cases}$$

Zeigen Sie:

1. Für alle  $x \in [0, 1]$  und  $n \in \mathbb{N}$  gilt  $|f_{n+1}(x) - f_n(x)| \leq \frac{1}{2} \max_{z \in [0, 1]} |f_n(z) - f_{n-1}(z)|$ .
2. Für alle  $x \in [0, 1]$  ist  $(f_n(x))_{n \geq 0}$  eine Cauchy-Sequenz und somit existiert  $F = \lim_{n \rightarrow \infty} f_n$ .
3.  $F$  ist stetig.

**Lösung.**

1. Sei  $n \in \mathbb{N}$ . Wir unterscheiden drei Fälle. Die Aussage ist klar für  $x \in [\frac{1}{3}, \frac{2}{3}]$ . Sei also  $x \leq 1/3$ . Dann ist

$$|f_{n+1}(x) - f_n(x)| = \frac{1}{2} |f_n(3x) - f_{n-1}(3x)| \leq \frac{1}{2} \max_{z \in [0, 1]} |f_n(z) - f_{n-1}(z)|.$$

Sei nun  $x \geq 2/3$ . Ähnlich folgt

$$|f_{n+1}(x) - f_n(x)| = \frac{1}{2} |f_n(3x - 2) - f_{n-1}(3x - 2)| \leq \frac{1}{2} \max_{z \in [0, 1]} |f_n(z) - f_{n-1}(z)|.$$

2. Sei  $n \geq m \geq 0$ . Es ist

$$\begin{aligned} |f_n(x) - f_m(x)| &= \left| \sum_{i=m+1}^n f_i(x) - f_{i-1}(x) \right| \leq \sum_{i=m+1}^n |f_i(x) - f_{i-1}(x)| \\ &\leq \sum_{i=m+1}^n 2^{-i+1} \cdot \max_z |f_1(z) - f_0(z)| \leq 2^{-m} \sum_{i \geq 0} 2^{-i} = 2^{-m+1} \xrightarrow{m \rightarrow \infty} 0. \end{aligned}$$

Also ist  $(f_n)$  eine Cauchy-Folge. Derselbe Beweis für  $n = \infty$  (also die Betrachtung von  $|F(x) - f_m(x)|$ ) liefert sogar gleichmäßige Konvergenz von  $(f_n)$ .

3. Die Stetigkeit von  $F$  folgt aus der gleichmäßigen Konvergenz von  $(f_n)$ .

#### Aufgabe Z4.2

Für jede Primzahl  $p$  sei  $A_p$  die Menge aller Vielfachen von  $p$ . Zeigen Sie, dass es kein W-Maß  $P$  auf  $(\mathbb{N}, 2^{\mathbb{N}})$  gibt, so dass

1.  $P(A_p) = 1/p$  und
2.  $(A_p)_{p \text{ Primzahl}}$  ist unabhängig.

**Lösung.** Wir nennen  $\mathbb{P}$  die Menge der Primzahlen. Nehme an, ein Maß  $P$  mit den obigen Eigenschaften existiert. Setze  $A = \limsup_{p \in \mathbb{P}} A_p$ . Mit dem Satz von Euler wissen wir, dass die Reihe der reziproken Primzahlen divergiert, also  $\sum_{p \in \mathbb{P}} P(A_p) = \sum_{p \in \mathbb{P}} p^{-1} = \infty$ . Doch nun folgt mit dem Borel-Cantelli-Lemma, dass  $P(A) = 1$ . Damit ist  $A^c$ , die Menge der Zahlen, die nur endlich viele Primfaktoren besitzen, eine Nullmenge, was uns zu einem Widerspruch führt.

#### Aufgabe Z4.3

1. Konstruieren Sie einen Wahrscheinlichkeitsraum, der den unendlichen, fairen Würfelwurf  $\Omega = \{1, \dots, 6\}^{\mathbb{N}}$  modelliert. Es soll also  $P((\omega_1, \dots, \omega_n)) = 6^{-n}$  für alle  $n \in \mathbb{N}$ .
2. Definiere weiterhin  $A_n(k) = \{\omega_n = \dots = \omega_{n+k} = 6\}$  das Ereignis, dass Wurf  $n$  bis  $n+k$  Ergebnis 6 zeigen. Zeigen Sie, dass für  $k \in \mathbb{N}_0$

$$P(\limsup_{n \in \mathbb{N}} A_n(k)) = 1, \quad P(\liminf_{n \in \mathbb{N}} A_n(k)) = 0.$$

#### Lösung.

1. Sei  $X : \mathbb{R} \rightarrow \{1, \dots, 6\}^{\mathbb{N}}$  die Abbildung, die dem nicht ganzzahligen Teil einer reellen Zahl dessen Darstellung zur Basis 6 zuordnet (also  $6 \equiv 0$ ). Definieren wir nun  $\Omega = X([0, 1])$ ,  $\mathcal{A} = X(\mathcal{B}([0, 1]))$  und  $P = \lambda \circ X^{-1}$ , wobei  $\lambda$  das Lebesgue-Maß bezeichnet, erhalten wir den gewünschten W-Raum.
2. Es ist  $P(\limsup_n A_n(k))$  das Lebesgue-Maß jener Zahlen, in deren Basis-6-Darstellung unendlich oft eine Sequenz von  $k+1$  Sechsern auftritt. Dies ist das Maß aller Zahlen, deren Dezimaldarstellung nicht endlich oder periodisch ist, also  $[0, 1] \setminus \mathbb{Q}$ . Analog ist  $P(\liminf_n A_n(k))$  das Lebesgue-Maß jener Zahlen, in deren Dezimaldarstellung ab einem bestimmten Punkt nur Sechser auftreten, die also eine endliche Darstellung in Basis 6 besitzen. Solche Zahlen sind rational und bilden eine Nullmenge.

#### Aufgabe Z4.4

- (a) Finden Sie eine Familie von paarweise unabhängigen Ereignissen, die nicht unabhängig ist.
- (b) Finden Sie drei Ereignisse  $A, B, C$  auf einem W-Raum, sodass  $P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$ , aber  $A, B, C$  nicht paarweise unabhängig sind.
- (c) Finden Sie eine Kollektion von  $n+1$  abhängigen Ereignissen, sodass je  $n$  davon unabhängig sind.

### Lösung.

- (a) Sei  $\Omega = \{112, 121, 211, 222\}$ ,  $P$  die Gleichverteilung  $A_i$  das Ereignis, das die  $i$ -te Stelle den Wert 1 hat. Dann ist  $P(A_i) = 1/2$  für  $i = 1, 2, 3$  und

$$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1 \cap A_3) = P(A_2 \cap A_3) = \frac{1}{4}.$$

Jedoch ist  $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = 0$ , die Ereignisse sind also abhängig.

- (b) Es sei  $\Omega = \{1, \dots, 6\}^2 = [6]^2$  der zweifache Münzwurf und  $P$  die Gleichverteilung. Es sei  $A$  der Ereignisse, dass der erste Würfel 1,2 oder 3 zeigt,  $B$  das Ereignis, dass der erste Würfel 3,4 oder 5 zeigt, und  $C$  das Ereignis, dass die Summe beider Würfe 9 ergibt. Dann ist  $A \cap B = \{(3, i), i \in [6]\}$ ,  $A \cap C = \{(3, 6)\}$ ,  $B \cap C = \{(3, 6), (4, 5), (5, 4)\}$ ,  $A \cap B \cap C = \{(3, 6)\}$  und weiter  $P(A) = P(B) = 1/2$  sowie  $P(C) = 1/9$ .

Also ist  $P(A)P(B)P(C) = 1/36 = P(A \cap B \cap C)$  und es lässt sich leicht nachrechnen, dass keines der drei Paare unabhängig ist.

- (c) Betrachte die Punktmenge  $[n+1]$  in der Ebene in allgemeiner Position (keine drei auf einer Geraden) sowie die  $\binom{n+1}{2}$  Verbindungslinien (Kanten) zwischen ihnen. Alternativ können wir uns auch den vollständigen Graphen auf  $n+1$  Knoten vorstellen. Wir orientieren nun jede Kante  $\{i, j\}$  ( $i \neq j$ ) mit Wahrscheinlichkeit jeweils  $1/2$  als  $(i, j)$  in Richtung von  $j$  oder als  $(j, i)$  in Richtung von  $i$ .

Sei  $A_k$  für  $k \in [n+1]$  das Ereignis, dass die Anzahl der in Richtung von Punkt  $k$  gerichteten Kanten gerade ist. Nenne die Anzahl solcher Kanten den Grad von  $k$

Dann ist  $P(A_k) = 1/2$ : Induktiv sieht man, dass genau die Hälfte aller Orientierungen der ersten  $n-1$  zu  $k$  inzidenten Kanten in geradem Grad von  $k$  endet. Das Orientieren der  $n$ -ten Kante macht genau die andere Hälfte aller Konfiguration zu solchen, in denen  $k$  geraden Grad hat.

Analog zeigt man, dass für  $i_1, \dots, i_k \in [n+1]$ ,  $k \leq n$  die Gleichung  $P(\cap_k A_{i_k}) = 2^{-k}$  gilt. Jedoch ist  $P(\cap_k A_k) \neq 2^{-n-1}$ , da Wissen um das Eintreten der ersten  $n$  Ereignisse  $A_k$  die Parität des Grads des letzten Punkts als gerade festlegt (die Gesamtsumme der Kanten ist gerade).

## Übungsaufgaben

### Aufgabe Ü4.5

Sei  $X$  ein stetiger Zufallsvektor. Zeigen Sie, dass auch  $F_X$  stetig ist.

**Lösung.** Per Definition ist  $P_X$  absolut stetig zum Lebesgue-Maß  $\lambda$ , es existiert nach dem Satz von Radon-Nikodym also  $f_X$ , sodass  $P_X(A) = \int_A f_X d\lambda$ , also

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) \lambda(dt),$$

was stetig in  $x$  ist (Hauptsatz).

### Aufgabe Ü4.6

Sei  $I \subseteq \mathbb{N}$  und  $(A_i)_{i \in I}$  unabhängig. Zeigen Sie

$$P\left(\bigcup_{i \in I} A_i\right) = 1 - \prod_{i \in I} (1 - P(A_i)).$$

**Lösung.** Wir beobachten, dass  $P(\cup_{i \in I} A_i) = 1 - P(\cap_{i \in I} A_i^c)$ . Definiere  $B_n := \cap_{I \ni i \leq n} A_i^c$ . Dann gilt  $B_n \searrow \cap_{i \in I} A_i^c$  und aufgrund der Unabhängigkeit der  $A_i$  zudem  $P(B_n) = \prod_{I \ni i \leq n} P(A_i^c)$ . Mit Satz 1.17 folgt also

$$P\left(\bigcup_{i \in I} A_i\right) = 1 - P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} B_n\right) = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n) = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{I \ni i \leq n} P(A_i^c) = 1 - \prod_{i \in I} P(A_i^c),$$

was zu zeigen war.

### Aufgabe Ü4.7

Sei ein W-Raum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  gegeben.

- Zeigen Sie Linearität des Erwartungswertes: Für Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  und  $a_1, \dots, a_n \in \mathbb{R}$  gilt  $\mathbb{E}[\sum_{i=1}^n a_i X_i] = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E}[X_i]$ .
- Zeigen Sie, dass sich die Linearität aus (a) auf abzählbare Folgen ausweiten lässt, falls  $P(X_i \geq 0) = 1$  und  $a_i \geq 0$  für alle  $i \in \mathbb{N}$ .
- Sei  $I \subset \mathbb{R}$  ein Intervall mit  $P(X \in I) = 1$  und  $X \in \mathcal{L}^1(P)$ . Zeigen Sie, dass  $\mathbb{E}[X] \in I$ .
- Sei  $X \in \mathcal{L}^1(P)$  auf einem W-Raum und sei  $a, b \in \mathbb{R}$ . Zeigen Sie, dass  $\text{Var}[aX + b] = a^2 \text{Var}[X]$ .
- Zeigen Sie:  $\text{Var}[X] = 0 \iff P(X = c) = 1$  für ein  $c \in \mathbb{R}$ .
- Seien  $X_1, \dots, X_n$  Zufallsvariablen mit  $X_i \in \mathcal{L}^1(P)$ . Zeigen sie, dass

$$\text{Var}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i,j=1}^n \mathbb{E}[X_i X_j] - \mathbb{E}[X_i] \mathbb{E}[X_j].$$

*Bemerkung:* Es wird  $\text{Cov}[X, Y] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]$  die Kovarianz von  $X$  und  $Y$  genannt.

### Lösung.

- Folgt direkt aus der Linearität des Integrals und mit monotoner Konvergenz.
- Sei  $I \subseteq [a, b]$ . Es ist

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X \, dP = \int_I X \, dP \begin{cases} \leq b \int_I dP = b, \\ \geq a \int_I dP = a. \end{cases}$$

- Es ist

$$\begin{aligned} \text{Var}[aX + b] &= \mathbb{E}[(aX + b)^2] - \mathbb{E}[aX + b]^2 = a^2 \mathbb{E}[X^2] + 2ab \mathbb{E}[X] + b^2 - (a \mathbb{E}[X] + b)^2 \\ &= a^2 (\mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2) = a^2 \text{Var}[X]. \end{aligned}$$

- Sei zuerst  $\text{Var}[X] = 0$  und  $\varepsilon > 0$  beliebig. Dann gilt

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\varepsilon} = 0,$$

also  $P(X = \mathbb{E}[X]) = 1$ . Nehme nun an, dass  $P(X = c) = 1$ . Damit ist  $\mathbb{E}[X^2] = c^2 = \mathbb{E}[X]^2$ , also  $\text{Var}[X] = 0$ .

- (f) Wir bemerken zuerst, dass  $\text{Cov}[X, Y] = \mathbb{E}[XY - \mathbb{E}[X]Y - X\mathbb{E}[Y] + \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]] = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ . Des Weiteren ist

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[ \sum_{i=1}^n X_i \right] &= \mathbb{E} \left[ \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] - \left( \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] \right)^2 = \mathbb{E} \left[ \sum_{i,j=1}^n X_i X_j \right] - \sum_{i,j=1}^n \mathbb{E}[X_i] \mathbb{E}[X_j] \\ &= \sum_{i,j=1}^n (\mathbb{E}[X_i X_j] - \mathbb{E}[X_i] \mathbb{E}[X_j]) = \sum_{i,j=1}^n \text{Cov}[X_i, X_j]. \end{aligned}$$

### Aufgabe Ü4.8

Sei ein W-Raum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  gegeben. Zeigen Sie:

- (a) Für eine Zufallsvariable  $X$  mit Werten in  $\mathbb{N}_0$  gilt

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{n \geq 1} P(X \geq n).$$

- (b) Für eine Zufallsvariable  $X$  mit Werten in  $[0, \infty]$  gilt

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^\infty P(X > t) dt.$$

### Lösung.

- (a) Es ist

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \sum_{n \geq 1} nP(X = n) = \sum_{n \geq 1} \sum_{k=1}^n P(X = n) = \sum_{n \geq 1} \sum_{k \geq 1} P(X = n) \cdot \mathbf{1}_{\{k \leq n\}} \\ &= \sum_{k \geq 1} \sum_{n \geq 1} P(X = n) \cdot \mathbf{1}_{\{n \geq k\}} = \sum_{k \geq 1} \sum_{n \geq k} P(X = n) = \sum_{k \geq 1} P(X \geq k), \end{aligned}$$

wobei die Reihen vertauscht werden dürfen, da alle Argumente nichtnegativ sind.

- (b) Es ist

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \int_{\Omega} X dP = \int_{\Omega} \left( \int_0^\infty \mathbf{1}_{\{X > t\}} dt \right) dP = \int_0^\infty \left( \int_{\Omega} \mathbf{1}_{\{X > t\}} dP \right) dt \\ &= \int_0^\infty P(X > t) dt, \end{aligned}$$

wobei der Satz von Fubini-Tonelli zum Vertausch der Integrale benutzt wurde.

### Aufgabe Ü4.9

- (a) Sei  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  eine Folge an Zufallsvektoren auf einem W-Raum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ . Gelte des Weiteren  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in A) = 1$  für ein  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$ . Zeigen Sie dass mit Wahrscheinlichkeit 1 unendlich viele  $k \in \mathbb{N}$  mit  $X_k \in A$  existieren.
- (b) Finden Sie eine Folge  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  von Ereignissen, sodass

$$\sum_{n \in \mathbb{N}} P(A_n) = \infty, \quad \text{aber} \quad P(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 0.$$

**Lösung.**

(a) Da  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n \notin A) = 0$  gibt es eine Teilfolge  $(X_{n_k})_{k \in \mathbb{N}}$  von  $(X_n)$ , sodass

$$P(X_{n_k} \notin A) < \frac{1}{k^2}.$$

Also ist  $\sum_{k \geq 1} P(X_{n_k} \notin A) < \infty$ . Nach dem Borel-Cantelli-Lemma kann es nur endlich viele Werte für  $k$  geben, sodass  $X_{n_k} \notin A$ . Das zeigt die Behauptung.

(b) Sei  $\Omega = [0, 1]$ ,  $\mathcal{A} = \mathcal{B}([0, 1])$  und  $\lambda$  das Lebesgue-Maß. Definiere  $A_n := [0, \frac{1}{n}]$ . Dann ist

$$\limsup_{n \in \mathbb{N}} A_n = \bigcap_{m \geq 1} \bigcup_{n \geq m} A_n = \{\omega : \omega \in A_n \text{ für unendlich viele } n \in \mathbb{N}\} = \emptyset,$$

aber  $\lambda(A_n) = \frac{1}{n}$  und daher  $\sum_{n \geq 1} \lambda(A_n) = \infty$ .