

**Wahrscheinlichkeitstheorie**

## Extrablatt 3: Lösungen

Prof. K. Panagiotou/K. Matzke

**Hausaufgaben****Aufgabe E3.1**

Seien  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  unabhängige identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $\mathbb{E}[X_1] = 0$  und  $0 < \text{Var}[X_1] < \infty$ . Zeigen Sie, dass

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{\sqrt{\sum_{k=1}^n X_k^2}} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1).$$

**Lösung.** Wir setzen  $\sigma^2 = \text{Var}[X_1] = \mathbb{E}[X_1^2]$ . Definiere zudem  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$  und  $T_n = \sum_{k=1}^n X_k^2$ . Nach dem zentralen Grenzwertsatz gilt  $S_n/\sqrt{n} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$  und nach dem Gesetz der großen Zahlen gilt  $T_n/n \xrightarrow{\text{f.s.}} \mathbb{E}[X_1^2] = \sigma^2$ , also  $\sqrt{T_n/n} \xrightarrow{\text{f.s.}} \sigma$ . Verwenden wir also Satz 5.6.3, so erhalten wir

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{\sqrt{\sum_{k=1}^n X_k^2}} = \frac{S_n/\sqrt{n}}{\sqrt{T_n/n}} \xrightarrow{d} Z,$$

wobei  $Z \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)/\sigma = \mathcal{N}(0, 1)$ .

**Aufgabe E3.2**

Seien  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  unabhängige Zufallsvariablen mit  $X_n \sim \text{Ber}(p_n)$ , wobei  $p_n \in (0, 1)$  für alle  $n \in \mathbb{N}$ . Zeigen Sie, dass das zugehörige zentrierte und normierte Dreiecksschema  $((Y_{n,k})_{k=1}^n)_{n \in \mathbb{N}}$  mit

$$Y_{n,k} = \frac{X_k - \mathbb{E}[X_k]}{\sqrt{\text{Var}[\sum_{k=1}^n X_k]}}$$

die Lindeberg-Bedingung genau dann erfüllt, wenn  $\sum_{n \geq 1} p_n(1 - p_n) = \infty$ .

**Lösung.** Es ist

$$Y_{n,k} = \frac{X_k - p_k}{\sqrt{v_n}},$$

wobei  $v_n = \sum_{k=1}^n p_k(1 - p_k)$ . Für  $\varepsilon > 0$  setzen wir

$$L_n(\varepsilon) := \sum_{k=1}^n \mathbb{E} \left[ Y_{n,k}^2 \cdot \mathbf{1}_{\{Y_{n,k}^2 > \varepsilon\}} \right] = \frac{1}{v_n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E} \left[ (X_k - p_k)^2 \cdot \mathbf{1}_{\{(X_k - p_k)^2 > \varepsilon v_n\}} \right].$$

Wir sehen, dass  $(X_k - p_k)^2 \in [0, 1]$ . Gilt nun  $v_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$ , so wird der Indikator für  $n$  groß genug Null, die Summe ist also endlich und  $L_n(\varepsilon) \rightarrow 0$  wegen des Faktors  $1/v_n$ . Ebenso direkt sieht man ein, dass  $L_n(\varepsilon) \not\rightarrow 0$  für  $v_n \not\rightarrow \infty$ .

### Aufgabe E3.3

Sei  $X \geq 0$  eine Zufallsvariable mit  $\mathbb{E}[X] = \infty$ . Zeigen Sie, dass eine  $P$ -fast-sicher eindeutige,  $\mathcal{F}$ -messbare Zufallsvariable  $0 \leq Y \leq \infty$  existiert, sodass

$$\int_A X \, dP = \int_A Y \, dP \quad \text{für alle } A \in \mathcal{F}.$$

**Lösung.** Wir definieren  $X_M = X \wedge M$  und  $Y_M = \mathbb{E}[X_M | \mathcal{F}]$  für  $M \in \mathbb{N}$ . Wegen 8.6 D) ist  $Y_M$  eine monoton steigende Folge und es folgt die Existenz einer Zufallsvariable  $Y \in [0, \infty]$  mit  $Y_M \nearrow Y$ . Sei nun  $A \in \mathcal{F}$ . Aus der Definition der bedingten Erwartung folgt

$$\int_A X \wedge M \, dP = \int_A Y_M \, dP,$$

also ergibt sich mit dem Satz der monotonen Konvergenz, dass

$$\int_A X \, dP = \int_A Y \, dP.$$

### Aufgabe E3.4

Beweisen Sie folgende bedingte Form der Chebyshev-Ungleichung: Für  $c > 0$  gilt

$$P(|X| \geq c | \mathcal{F}) \leq \frac{\mathbb{E}[X^2 | \mathcal{F}]}{c^2}.$$

**Lösung.** Da  $P(|X| \geq c | \mathcal{F}) = \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{|X| \geq c\}} | \mathcal{F}]$  folgt die Aussage aus der Beobachtung

$$\mathbf{1}_{\{|X| \geq c\}} \leq \frac{X^2}{c^2}$$

zusammen mit der Monotonie 8.6 D).

### Aufgabe E3.5

Sei  $X$  eine Zufallsvariable mit endlichem zweiten Moment. Zeigen oder widerlegen Sie, dass  $X$  genau dann messbar ist, wenn  $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X | \mathcal{F}])^2 | \mathcal{F}] = 0$ .

**Lösung.** Betrachte  $(\Omega, \mathcal{A}, P) := ([0, 1], \mathcal{B}([0, 1]), \lambda|_{[0, 1]})$ , wobei  $\lambda$  das Lebesgue-Maß bezeichne. Weiterhin sei  $\mathcal{F} := \{\emptyset, \Omega, [0, \frac{1}{2}), [\frac{1}{2}, 1]\}$  sowie die Zufallsvariable  $X = \frac{1}{4}\mathbf{1}_{[0, \frac{1}{2})} + \frac{3}{4}\mathbf{1}_{[\frac{1}{2}, 1]} + \mathbf{1}_{\{\frac{1}{2}\}}$ .

Da  $\mathbf{1}_{\{\frac{1}{2}\}} = 0$   $P$ -f.s., gilt  $\mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{\frac{1}{2}\}} | \mathcal{F}] = 0$   $P$ -f.s. Weiterhin ist  $\frac{1}{4}\mathbf{1}_{[0, \frac{1}{2})} + \frac{3}{4}\mathbf{1}_{[\frac{1}{2}, 1]}$   $\mathcal{F}$ -messbar. Wir erhalten

$$\mathbb{E}[(\mathbb{E}[X | \mathcal{F}] - X)^2] = \mathbb{E}[\underbrace{(\mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{\frac{1}{2}\}} | \mathcal{F}] - \mathbf{1}_{\{\frac{1}{2}\}})}_{=0}]^2 = 0.$$

Jedoch ist  $X$  selbst nicht  $\mathcal{F}$ -messbar, denn  $X^{-1}(\{\frac{7}{4}\}) = \{\frac{1}{2}\}$ .

### Aufgabe E3.6

Es seien  $X$  und  $Y$  unabhängige, standardnormalverteilte Zufallsvariablen. Zeigen Sie, dass  $U := (X + Y)/\sqrt{2}$  und  $V := (X - Y)/\sqrt{2}$  unabhängig und standardnormalverteilt sind und folgern Sie eine Darstellung von  $\mathbb{E}[X^2 | X + Y]$ .

**Lösung.** Zunächst ist die charakteristische Funktion von  $U$  nach Z10.1 gegeben durch  $\varphi_U(t) = \varphi_{\mathcal{N}(0,1)}(t/\sqrt{2})^2 = (e^{-\frac{t^2}{4}})^2 = \varphi_{\mathcal{N}(0,1)}(t)$ . Ähnlich zeigt man  $\varphi_V(t) = \varphi_{\mathcal{N}(0,1)}(t)$ . Weiterhin hat der Zufallsvektor  $(U, V)$  die charakteristische Funktion

$$\begin{aligned}\varphi_{(U,V)}(s, t) &= \mathbb{E}[e^{is\frac{X+Y}{\sqrt{2}}} e^{it\frac{X-Y}{\sqrt{2}}}] = \varphi_X((s+t)/\sqrt{2})\varphi_Y((s-t)/\sqrt{2}) = e^{-\frac{(s+t)^2+(s-t)^2}{4}} \\ &= e^{-\frac{s^2}{2}-\frac{t^2}{2}} = \varphi_U(s)\varphi_V(t).\end{aligned}$$

Da sie faktorisiert, lässt sich die Unabhängigkeit von  $U$  und  $V$  feststellen. Schreibe

$$X^2 = \left(\frac{X+Y}{2} + \frac{X-Y}{2}\right)^2 = \left(\frac{1}{\sqrt{2}}U + \frac{1}{\sqrt{2}}V\right)^2.$$

Da  $\sigma(X+Y) = \sigma(U)$ , ergibt sich aus dieser Darstellung

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X^2|X+Y] &= \mathbb{E}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{2}}U + \frac{1}{\sqrt{2}}V\right)^2 \middle| U\right] = \frac{1}{2}U^2 + U\mathbb{E}[V|U] + \frac{1}{2}\mathbb{E}[V^2|U] \\ &= \frac{1}{2}U^2 + U\mathbb{E}[V] + \frac{1}{2}\mathbb{E}[V^2] \quad (\text{Unabhängigkeit von } U \text{ und } V) \\ &= \frac{1}{4}(X+Y)^2 + \frac{1}{2}.\end{aligned}$$

### Aufgabe E3.7

Seien  $X, Y$  Zufallsvariablen, auf einem Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  und  $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{A}$  eine Teil- $\sigma$ -Algebra.  $X$  sei weiterhin  $\mathcal{G}$ -messbar und  $Y$  unabhängig von  $\mathcal{G}$ . Zeigen Sie für alle beschränkten und messbaren Funktionen  $f: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ , dass

$$\mathbb{E}[f(X, Y) | \mathcal{G}] = g(X) \text{ P-f.s., } g(x) := \mathbb{E}[f(x, Y)].$$

*Hinweis: Eine mögliche Lösung nutzt Z2.1.*

**Lösung.** Betrachte das  $\cap$ -stabile System  $\mathcal{E} := \{A \times B \mid A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})\}$ , welches  $\mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$  erzeugt und  $\mathbb{R}^2 = \mathbb{R} \times \mathbb{R}$  enthält. Sei  $A \times B \in \mathcal{E}$  und  $f := \mathbf{1}_{A \times B}$ . Dann ist  $P$ -f.s.

$$\mathbb{E}[f(X, Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}\left[\underbrace{\mathbf{1}_A(X)}_{\mathcal{G}\text{-messbar}} \underbrace{\mathbf{1}_B(Y)}_{\text{unabh. v. } \mathcal{G}} \middle| \mathcal{G}\right] = \mathbf{1}_A(X)\mathbb{E}[\mathbf{1}_B(Y) | \mathcal{G}] = \mathbf{1}_A(X) \cdot P(Y \in B).$$

Für alle  $x \in \mathbb{R}$  ist andererseits  $\mathbb{E}[f(x, Y)] = P(Y \in B) \cdot \mathbf{1}\{x \in A\}$ . Die Behauptung gilt also für alle Indikatorfunktionen von Elementen aus  $\mathcal{E}$ . Betrachte nun den Raum  $\mathcal{H}$  aller beschränkten und messbaren Funktionen  $f: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ , für welche die Behauptung gilt. Dieser ist ein Vektorraum (trivial).

Er ist sogar abgeschlossen unter monotoner punktweiser Konvergenz: Sei hierfür  $0 \leq (f_n)_{n \in \mathbb{N}} \subseteq \mathcal{H}$  mit  $f_n \uparrow f$  und  $f$  beschränkt. Aus dieser punktweisen Konvergenz folgt insbesondere die  $\mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$ -Messbarkeit von  $f$ . Nach der bedingten Version des Satzes von der monotonen Konvergenz gilt

$$\mathbb{E}[f(X, Y)|\mathcal{G}] = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[f_n(X, Y)] = \lim_{n \rightarrow \infty} g_n(X),$$

wobei  $g_n(x) = \mathbb{E}[f_n(x, Y)]$ . Allerdings gilt wiederum wegen der monotonen Konvergenz  $\lim_n g_n(x) = g(x)$  für alle  $x \in \mathbb{R}$ , wobei  $g(x) = \mathbb{E}[f(x, Y)]$ . Dies zeigt  $f \in \mathcal{H}$ .

Nach Z2.1 gilt also  $\mathcal{H} = \mathcal{L}^\infty(\mathbb{R}^2, \mathcal{B}(\mathbb{R}^2))$ .