



8. Übungsblatt - Lösungsskizzen

Aufgabe 29 (Satz von der konvergenten Reihe, 4 = 1.5 + 1 + 1.5 Punkte).

Beweisen Sie den **Satz von der konvergenten Reihe**: Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum. Sei $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ eine Folge von Zufallsvariablen aus $\mathcal{L}_1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ mit $\sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(|X_n|) < \infty$. Dann gilt:

- (i) $\mathbb{P}(\sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n| < \infty) = 1$
- (ii) $\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n \in \mathcal{L}_1$
- (iii) $\mathbb{E}(\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(X_n)$

Lösung 29.

- (i) Wir betrachten die Folge von Zufallsvariablen $Y_n := |X_n|$ aus $\overline{\mathcal{A}}^+$. Für diese Folge gilt nach Lemma 20.19 (bzw. Übungsaufgabe 27(a)) $\sum_{n \in \mathbb{N}} Y_n \in \overline{\mathcal{A}}^+$ und

$$\mathbb{E}\left(\sum_{n \in \mathbb{N}} Y_n\right) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(Y_n).$$

Es gilt also $\mathbb{E}(\sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n|) = \mathbb{E}(\sum_{n \in \mathbb{N}} Y_n) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(Y_n) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(|X_n|) < \infty$. Daraus folgt mit Lemma 20.13. (ii) bereits $\mathbb{P}(\sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n| = \infty) = 0$ bzw. $\mathbb{P}(\sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n| < \infty) = 1$.

- (ii) Wir erinnern uns an die Definition $\mathcal{L}_1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}) := \{Z \in \overline{\mathcal{A}} \mid \mathbb{E}(|Z|) < \infty\}$. Es gilt

$$\left|\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n\right| \leq \sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n| \quad \xrightarrow{\mathbb{E} \text{ monoton}} \quad \mathbb{E}\left(\left|\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n\right|\right) \leq \mathbb{E}\left(\sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n|\right) < \infty,$$

also $\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n \in \mathcal{L}_1(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

- (iii) Wir betrachten die Partialsummen $S_k := \sum_{n=1}^k X_n$. Es gilt dann offensichtlich $\lim_{k \rightarrow \infty} S_k = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^k X_n = \sum_{n \in \mathbb{N}} X_n =: S$ punktweise (D1) Außerdem existiert $Y = \sum_{n \in \mathbb{N}} |X_n| \in \mathcal{L}_1$ mit $\sup_{k \in \mathbb{N}} |S_k| \leq \sup_{k \in \mathbb{N}} \sum_{n=1}^k |X_n| = \sum_{n=1}^{\infty} |X_n| = Y$ (D2). Dann folgt aus dem Satz von der dominierten Konvergenz (Satz 21.17):

$$\mathbb{E}\left(\sum_{n \in \mathbb{N}} X_n\right) = \mathbb{E}(S) \stackrel{\text{dom. Konv.}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}(S_k) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}\left(\sum_{n=1}^k X_n\right) \stackrel{\mathbb{E} \text{ lin.}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^k \mathbb{E}(X_n) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E}(X_n)$$

Aufgabe 30 (Alternative Formeln für den Erwartungswert, 4 = 2 + 1 + 1 Punkte).

- (a) Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und sei $X \in \overline{\mathcal{A}}^+$ eine Zufallsvariable. Zeigen Sie, dass dann gilt:

$$\mathbb{E}(X) = \int_0^\infty \mathbb{P}(X > y) \, dy$$

Hinweis: Schreiben Sie $\mathbb{P}(X > y)$ als Integral und verwenden Sie den Satz von Fubini.

- (b) Berechnen Sie mittels der Formel aus (a) den Erwartungswert einer exponentialverteilten Zufallsvariable $X \sim \text{Exp}_\lambda$ mit Parameter $\lambda > 0$.
- (c) Sei $X : \Omega \longrightarrow \mathbb{N} = \{1, 2, 3, \dots\}$ eine diskrete Zufallsvariable. Die Formel für den Erwartungswert aus (a) wird dann zu

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

Berechnen Sie unter Verwendung dieser Formel den Erwartungswert im Falle, dass $X \sim \text{Geo}_p$ eine geometrisch verteilte Zufallsvariable mit Parameter $p \in (0, 1)$ ist.

Lösung 30.

- (a) Wir machen eine Fallunterscheidung:

- Gilt $\mathbb{P}(X = +\infty) > 0$, so sind sowohl $\mathbb{E}(X)$ als auch $\int_0^\infty \mathbb{P}(X > y) \, dy$ unendlich.
- Gilt $\mathbb{P}(X = +\infty) = 0$, also $\mathbb{P}(X < \infty) = 1$, so betrachten wir $Y := X \mathbb{1}_{\{X < \infty\}} \in \mathcal{A}^+$ und es gilt $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y)$. Dann gilt (wir schreiben $x = \int_{[0,x]} 1 \, dy = \int_{\mathbb{R}^+} \mathbb{1}_{\{y < x\}} \, dy$):

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y) &\stackrel{\text{Def}}{=} \int_{\mathbb{R}^+} x \mathbb{P}^Y(dx) = \int_{\mathbb{R}^+} \int_{\mathbb{R}^+} \mathbb{1}_{\{y < x\}} \, dy \mathbb{P}^Y(dx) \\ &\stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_{\mathbb{R}^+} \int_{\mathbb{R}^+} \mathbb{1}_{\{y < x\}} \mathbb{P}^Y(dx) \, dy \\ &= \int_0^\infty \mathbb{P}(Y > y) \, dy = \int_0^\infty \mathbb{P}(X > y) \, dy \end{aligned}$$

wobei wir den Satz von Fubini anwenden können, da alle Ausdrücke im Integral ≥ 0 sind.

- (b) Die Verteilungsfunktion von $X \sim \text{Exp}_\lambda$ lautet

$$\mathbb{F}^X(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0.$$

Damit folgt

$$\mathbb{E}X = \int_0^\infty (1 - \mathbb{F}^X(y)) \, dy = \int_0^\infty e^{-\lambda y} \, dy = \left[-\frac{1}{\lambda} \cdot e^{-\lambda y} \right]_0^\infty = \frac{1}{\lambda}.$$

- (c) Für eine geometrisch verteilte Zufallsvariable $X \sim \text{Geo}_p$ gilt:

$$\mathbb{P}(X = k) = p \cdot (1 - p)^{k-1}, \quad k \in \mathbb{N} = \{1, 2, 3, \dots\}.$$

Es folgt

$$\mathbb{P}(X \leq n-1) = \sum_{k=1}^{n-1} \mathbb{P}(X = k) = p \cdot \sum_{k=0}^{n-2} (1-p)^k = p \cdot \frac{1 - (1-p)^{n-1}}{1 - (1-p)} = 1 - (1-p)^{n-1},$$

d.h. $\mathbb{P}(X \geq n) = 1 - \mathbb{P}(X \leq n-1) = (1-p)^{n-1}$. Damit haben wir

$$\mathbb{E}X = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X \geq n) = \sum_{n=1}^{\infty} (1-p)^{n-1} = \sum_{n=0}^{\infty} (1-p)^n = \frac{1}{1 - (1-p)} = \frac{1}{p}.$$

Aufgabe 31 (Eigenschaften der (Ko-)Varianz, 4 = 1 + 2 + 1 Punkte).

Beweisen Sie Lemma 24.03 aus der Vorlesung:

Seien $X, Y, Z \in \mathcal{L}_2$ und $a, b \in \mathbb{R}$.

- (a) Es gilt $\text{Var}(X) = 0$ genau dann, wenn $\mathbb{P}(X = \mathbb{E}(X)) = 1$.
- (b) $\text{Cov} : \mathcal{L}_2 \times \mathcal{L}_2 \longrightarrow \mathbb{R}^+$ ist eine positiv semi-definite, symmetrische Bilinearform, d.h.
- (**symmetrisch**) $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$
 - (**linear**) $\text{Cov}(aX + bY, Z) = a\text{Cov}(X, Z) + b\text{Cov}(Y, Z)$
 - (**positiv semi-definit**) $\text{Cov}(X, X) \geq 0$.

und es gilt $\text{Cov}(a, X) = 0$.

- (c) $\text{Var} : \mathcal{L}_2 \longrightarrow \mathbb{R}^+$ ist die von Cov induzierte quadratische Form, sodass
- $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$
 - $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$

gelten.

Lösung 31.

- (a) Wir erinnern uns an Lemma 23.05. (i) für $p = 1$: Für eine Zufallsvariable $U \in \overline{\mathcal{A}}$ gilt: $\mathbb{E}|U| = 0 \iff \mathbb{P}(U = 0) = 1$. Damit folgern wir:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= 0 \\ &\stackrel{\text{Def.}}{\iff} \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2) = 0 \\ &\stackrel{23.03.(i)}{\iff} \mathbb{P}((X - \mathbb{E}(X))^2 = 0) = 1 \\ &\iff \mathbb{P}(X = \mathbb{E}(X)) = 1. \end{aligned}$$

- (b) ► $\text{Cov}(X, Y) \stackrel{\text{Def.}}{=} \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(YX) - \mathbb{E}(Y)\mathbb{E}(X) \stackrel{\text{Def.}}{=} \text{Cov}(Y, X)$
- $\text{Cov}(aX + bY, Z) \stackrel{\text{Def.}}{=} \mathbb{E}((aX + bY)Z) - \mathbb{E}((aX + bY))\mathbb{E}(Z) \stackrel{\mathbb{E} \text{ lin.}}{=} a\mathbb{E}(XZ) + b\mathbb{E}(YZ) - a\mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Z) - b\mathbb{E}(Y)\mathbb{E}(Z) = a(\mathbb{E}(XZ) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Z)) + b(\mathbb{E}(YZ) - \mathbb{E}(Y)\mathbb{E}(Z)) = a\text{Cov}(X, Z) + b\text{Cov}(Y, Z)$
- Es gilt $\text{Cov}(X, X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2$. Die Funktion $\phi(x) := x^2$ ist konvex, d.h. mit der **Ungleichung von Jensen** (21.12) folgt: $\phi(\mathbb{E}(X)) = (\mathbb{E}(X))^2 \leq \mathbb{E}(X^2) = \mathbb{E}(\phi(X))$. Dann gilt auch $\text{Cov}(X, X) \geq 0$.

- $\text{Cov}(a, X) = \mathbb{E}(aX) - \mathbb{E}(a)\mathbb{E}(X) = a\mathbb{E}(X) - a\mathbb{E}(X) = 0.$
- (c) ► $\text{Var}(aX + b) \stackrel{\text{Def}}{=} \mathbb{E}((aX + b - \mathbb{E}(aX + b))^2) \stackrel{\mathbb{E} \text{ lin}}{=} \mathbb{E}((a(X - \mathbb{E}(X)) + b - \mathbb{E}(aX + b))^2) \stackrel{\mathbb{E} \text{ lin}}{=} a^2 \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2) = a^2 \text{Var}(X)$
- $\text{Var}(X + Y) \stackrel{\text{Def}}{=} \mathbb{E}((X + Y)^2) - (\mathbb{E}(X + Y))^2 \stackrel{\text{asmult.}}{=} \mathbb{E}(X^2) + 2\mathbb{E}(XY) + \mathbb{E}(Y^2) - (\mathbb{E}(X))^2 - 2\mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) - (\mathbb{E}(Y))^2 = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2(\mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$

Aufgabe 32 (Enten, Jäger*innen und die Tschebycheff Ungl., 4 = 1.5 + 1.5 + 1 Punkte).

Seien $m, n \in \mathbb{N}$. Eine Gruppe von n (perfekten) Jäger*innen schießt auf m Enten, wobei sich jede Jäger*in ihr Opfer zufällig und unabhängig von den anderen Jäger*innen auswählt. Insbesondere kann eine Ente also von mehreren Jäger*innen ausgewählt werden. Sei X die Anzahl der bei diesem Massaker überlebenden Enten.

- (a) Berechnen Sie Erwartungswert von X .

Hinweis: Nummerieren Sie die Enten von 1 bis m und definieren Sie das Ereignis $A_i :=$ "Die i -te Ente überlebt". Drücken Sie X durch die Zufallsvariablen $X_i := \mathbf{1}_{A_i}$ aus. Nutzen Sie dann die Linearität des Erwartungswerts und ermitteln Sie $\mathbb{E}X_i$.

- (b) Berechnen Sie die Varianz von X .

Hinweis: Benutzen Sie die Formel $\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$. Nun müssen Sie sich Gedanken über den Erwartungswert $\mathbb{E}[X_i X_j]$ machen.

- (b) Sei nun $m = n = 50$. Nutzen Sie die **Tschebyscheff-Ungleichung** (24.08) und die Ergebnisse aus (a), um ein Intervall $[m_1, m_2]$, $m_1, m_2 \in \mathbb{N}$, anzugeben, in dem mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% die Anzahl der überlebenden Enten liegt.

Anmerkung: Wir suchen also ein 90%-Konfidenzintervall.

Lösung 32. (a) Wir nutzen die Notationen aus dem Hinweis. Dann gilt

$$X = \sum_{i=1}^m X_i,$$

und die erwartete Anzahl an überlebenden Enten ist:

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^m X_i\right) = \sum_{i=1}^m \mathbb{E}(X_i) = \sum_{i=1}^m \mathbb{P}(A_i).$$

Um den Erwartungswert zu berechnen, müssen wir uns also Gedanken über die Wahrscheinlichkeit von A_i machen. Es ist

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_i) &= \mathbb{P}(i\text{-te Ente überlebt}) \\ &= \mathbb{P}(\text{Kein Jäger schießt auf Ente } i) \\ &= \mathbb{P}(\text{Jäger 1 schießt nicht auf Ente } i, \dots, \text{Jäger } n \text{ schießt nicht auf Ente } i) \\ &\stackrel{(*)}{=} \mathbb{P}(\text{Jäger 1 schießt nicht auf Ente } i) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}(\text{Jäger } n \text{ schießt nicht auf Ente } i) \end{aligned}$$

(Es gilt (*), weil die Jäger unabhängig auf die Enten schießen)

Die Jäger wählen jede Ente mit gleicher Wahrscheinlichkeit als Ziel aus. Daher ist

$$\mathbb{P}(\text{Jäger } j \text{ schießt nicht auf Ente } i) = \frac{m-1}{m}.$$

Damit erhalten wir:

$$\mathbb{P}(A_i) = \left(\frac{m-1}{m}\right)^n,$$

und folglich für die erwartete Anzahl an überlebenden Enten:

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^m \mathbb{E}(X_i) = \sum_{i=1}^m \left(\frac{m-1}{m}\right)^n = m \cdot \left(\frac{m-1}{m}\right)^n.$$

- (b) Für die Varianz nutzen wir die Formel $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$. Da $\mathbb{E}X$ bereits bekannt ist, ist nur noch $\mathbb{E}[X^2]$ zu berechnen. Es gilt wegen der Linearität des Erwartungswerts:

$$\mathbb{E}(X^2) = \mathbb{E}\left(\sum_{i,j=1}^m X_i X_j\right) = \sum_{i=1}^m \mathbb{E}(X_i^2) + \sum_{i,j=1, i \neq j}^m \mathbb{E}(X_i X_j).$$

Beachte, dass $\mathbb{E}(X_i^2) = \mathbb{E}(\mathbb{1}_{A_i}^2) = \mathbb{E}(\mathbb{1}_{A_i}) = \mathbb{P}(A_i) = \left(\frac{m-1}{m}\right)^n$ (s.o.).

Für $\mathbb{E}(X_i X_j) = \mathbb{P}(A_i \cap A_j)$ berechnen wir wie oben:

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(A_i \cap A_j) \\ &= \mathbb{P}(i\text{-te Ente und } j\text{-te Ente überlebt}) \\ &= \mathbb{P}(\text{Kein Jäger schießt auf Enten } i, j) \\ &= \mathbb{P}(\text{Jäger 1 schießt nicht auf Enten } i, j, \dots, \text{Jäger } n \text{ schießt nicht auf Enten } i, j) \\ &= \mathbb{P}(\text{Jäger 1 schießt nicht auf Enten } i, j) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}(\text{Jäger } n \text{ schießt nicht auf Enten } i, j) \\ &= \left(\frac{m-2}{m}\right)^n. \end{aligned}$$

Insgesamt erhalten wir:

$$\mathbb{E}(X^2) = m \cdot \left(\frac{m-1}{m}\right)^n + m \cdot (m-1) \cdot \left(\frac{m-2}{m}\right)^n,$$

und damit

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = m \cdot \left(\frac{m-1}{m}\right)^n + m \cdot (m-1) \cdot \left(\frac{m-2}{m}\right)^n - \left(m \cdot \left(\frac{m-1}{m}\right)^n\right)^2.$$

- (c) Die Tschebyscheff-Ungleichung lautet: Für beliebiges $\varepsilon > 0$ gilt:

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Durch das Bilden des Gegenereignisses erhalten wir:

$$\mathbb{P}\left(X \in (\mathbb{E}(X) - \varepsilon, \mathbb{E}(X) + \varepsilon)\right) = \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| < \varepsilon) \geq 1 - \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Diese Ungleichung ist wie folgt zu interpretieren: Mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens $1 - \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}$ liegt X , die Anzahl der überlebenden Enten, im Intervall $(\mathbb{E}(X) - \varepsilon, \mathbb{E}(X) + \varepsilon)$. Wir wollen erreichen, dass

$$1 - \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2} \geq 0.9 \quad \Leftrightarrow \quad 0.1 \geq \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2} \quad \Leftrightarrow \quad \varepsilon \geq \sqrt{10 \text{Var}(X)}. \quad (1)$$

Für $n = m = 50$ gilt

$$\mathbb{E}(X) \approx 18.21, \quad \text{Var}(X) \approx 4.88$$

Damit müssen wir gemäß (1) also $\varepsilon \geq 6.99$ wählen. Wir erhalten das Intervall

$$(\mathbb{E}(X) - \varepsilon, \mathbb{E}(X) + \varepsilon) = (11.22, 25.20).$$

Entsprechend besitzt das Intervall $[11, 26]$ die gewünschten Eigenschaften aus der Aufgabenstellung. Mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 90% werden also zwischen 11 und 26 Enten überleben.

Anmerkung: Tatsächlich ist hier sogar das Intervall $[12, 25]$ ausreichend, weil $X \in (11.22, 25.20)$ im Falle von X diskret bedeutet, dass $X \in \{12, \dots, 25\}$. Würde man aber X mit einer stetigen Verteilung modellieren, müsste man tatsächlich $[11, 26]$ wählen.

Abgabe:

In Zweiergruppen, bis spätestens Montag, den **25. Januar 2021, 09:00 Uhr**.

Homepage der Vorlesung:

<https://sip.math.uni-heidelberg.de/vl/ews-ws20/>