

# LÖSUNGSSKIZZEN ZUR ÜBUNGSSCHEINKLAUSUR ZUR VORLESUNG ‘WAHRSCHEINLICHKEITSTHEORIE I’

## Aufgabe 1.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X < Y) &\stackrel{(4P.)}{=} \int_{\{(x,y) \in (0,\infty)^2 : x < y\}} \alpha e^{-\alpha x} \beta e^{-\beta y} dx dy \\ &\stackrel{(3P.)}{=} \alpha \beta \int_0^\infty dx e^{-\alpha x} \int_x^\infty dy e^{-\beta y} = \alpha \int_0^\infty dx e^{-\alpha x} e^{-\beta x} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (3P.). \end{aligned}$$


---

## Aufgabe 2.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[|S|] &\stackrel{(3P.)}{\leq} \sum_{k=0}^\infty \mathbb{E}[\mathbb{1}_{\{T=k\}} \sum_{i=1}^k |X_i|] \stackrel{(4P.)}{=} \sum_{k=0}^\infty \sum_{i=1}^k \mathbb{P}(T = k) \mathbb{E}[|X_1|] \\ &= \mathbb{E}[|X_1|] \sum_{k=0}^\infty k \mathbb{P}(T = k) = \mathbb{E}[|X_1|] \mathbb{E}[T] < \infty \quad (3P.). \end{aligned}$$


---

## Aufgabe 3.

$$\mathbb{E}[F(\sigma)] \stackrel{(4P.)}{=} \sum_{i=1}^N \mathbb{E}[\mathbb{1}_{\{\sigma(i)=i\}}] \stackrel{(3P.)}{=} \sum_{i=1}^N \mathbb{P}(\sigma(i) = i) = \sum_{i=1}^N \frac{(N-1)!}{N!} = 1 \quad (3P.).$$


---

**Aufgabe 4.** Wir wählen  $\Omega = \{1, 2, 3\}^4$ , wobei ‘1’ bedeutet: ‘fehlt’, ‘2’ bedeutet: ‘defekt’, und ‘3’ bedeutet: ‘einwandfrei’, und die vier Komponenten stehen für die vier Halme. (2 P.) Wir betrachten die Gleichverteilung auf  $\Omega$ , die Produktverteilung der Gleichverteilung auf  $\{1, 2, 3\}$  (2 P.). Dann ist

$$\begin{aligned} A &\stackrel{(2P.)}{=} \{\omega \in \Omega : \text{es gibt } i, j \in \{1, \dots, 4\} \text{ mit } \omega_i = 1, \omega_j = 3\} \\ &\stackrel{(2P.)}{=} \left( (\{2, 3\}^4 \cup \{1, 2\}^4) \setminus \{2\}^4 \right)^c, \end{aligned}$$

also ist  $|A| = 3^4 - (2^4 + 2^4 - 1) = 81 - 31 = 50$ . Daher ist  $\mathbb{P}(A) = 3^{-4}|A| = \frac{50}{81}$ . (2 P.)

---

**Aufgabe 5.** Für jedes  $t \in (0, \infty)$  gilt

$$\mathbb{P}(X \leq t) \stackrel{(3P.)}{=} \int_0^\infty d\omega e^{-\omega} \mathbb{1}_{\{X(\omega) \leq t\}} \stackrel{(2P.)}{=} \int_0^{\alpha t^\beta} d\omega e^{-\omega} = \int_0^t dx e^{-\alpha x^\beta} \alpha \beta x^{\beta-1} \quad (3P.).$$

Also ist  $x \mapsto \alpha \beta x^{\beta-1} e^{-\alpha x^\beta}$  eine Dichte von  $X$ . (2 P.)

---

**Aufgabe 6.** Seien  $\Omega$  die Menge der getesteten Personen, ausgestattet mit der gleichförmigen Verteilung,  $B_1$  die Menge der kranken und  $B_2$  die Menge der gesunden getesteten Personen. Es sei  $A$  die Menge der Personen, bei denen der Test anspricht (**3 P.**). Dann sind  $\mathbb{P}(B_1) = 0,01$ ,  $\mathbb{P}(A | B_1) = 0,95$  und  $\mathbb{P}(A | B_2) = 0,1$  (**2 P.**). Daher ist die gesuchte bedingte Wahrscheinlichkeit nach der Bayes'schen Formel gleich

$$\mathbb{P}(B_1 | A) \stackrel{(3P.)}{=} \frac{\mathbb{P}(B_1)\mathbb{P}(A | B_1)}{\mathbb{P}(B_1)\mathbb{P}(A | B_1) + \mathbb{P}(B_2)\mathbb{P}(A | B_2)} = \frac{\frac{1}{100} \frac{95}{100}}{\frac{1}{100} \frac{95}{100} + \frac{99}{100} \frac{1}{10}} = \frac{95}{95 + 990} = \frac{19}{217} \quad (2P.).$$

**Aufgabe 7.** Für jedes  $\varepsilon > 0$  gilt nach der Tschebyscheff-Ungleichung

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n}S_n - E\right| > \varepsilon\right) &\stackrel{(3P.)}{\leq} \frac{\mathbb{V}\left(\frac{1}{n}S_n\right)}{\varepsilon^2} \stackrel{(1P.)}{=} \frac{1}{n^2\varepsilon^2} \mathbb{V}(X_1 + \dots + X_n) \\ &\stackrel{(2P.)}{=} \frac{1}{n^2\varepsilon^2} \left( \sum_{i=1}^n \text{cov}(X_i, X_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{cov}(X_i, X_j) \right) \\ &\stackrel{(2P.)}{\leq} \frac{1}{n^2\varepsilon^2} \left( n + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j \in \mathbb{N} \setminus \{i\}} \frac{1}{|i-j|^2} \right) = \frac{1}{n\varepsilon^2} + \frac{4}{n^2\varepsilon^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j^2} \\ &\stackrel{(2P.)}{\leq} \frac{1 + 4 \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j^2}}{n\varepsilon^2}, \end{aligned}$$

und dies konvergiert gegen Null für  $n \rightarrow \infty$ .

**Aufgabe 8.**  $X$  und  $|X|$  sind unkorreliert (**1 P.**), denn

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, |X|) &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(|X| - \mathbb{E}[|X|])] = \mathbb{E}[X|X|] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[|X|] \\ &= \frac{1}{5}((-2) \times 2 + (-1) \times 1 + 0 + 2 \times 2 + 1 \times 1) = 0 \quad (4P.). \end{aligned}$$

$X$  und  $|X|$  sind aber nicht unabhängig (**1 P.**), denn z. B. gilt

$$\mathbb{P}(X = 0, |X| = 0) = \mathbb{P}(X = 0) = \frac{1}{5} \neq \frac{1}{25} = \mathbb{P}(X = 0)\mathbb{P}(|X| = 0) \quad (4P.).$$

**Aufgabe 9.** wffw