

Aufgaben (Klausurteil)

- 3)
① Die Zufallsgrößen X und Y , def. auf einem gemeinsamen WR (Ω, \mathcal{A}, P) , seien diskret verteilt mit Werten in $\{-1, 1\}$ und gemeinsamer Zähldichte

$$\alpha := P(X=-1, Y=-1),$$

$$\beta := P(X=-1, Y=1),$$

$$\gamma := P(X=1, Y=-1),$$

$$\delta := P(X=1, Y=1).$$

Weiter gelte $EX = EY = 0$.

a) Zeigen Sie (i) $\alpha = \delta$ und (ii) $\beta = \gamma$.

b) Stellen Sie (i) $\text{Var} X$, (ii) $\text{Var} Y$, (iii) $\text{Kor}(X, Y)$ als Funktion von $p := 2\delta$ dar.

Lösung:

$$a) P(X=-1) = \alpha + \beta, P(X=1) = \gamma + \delta, \text{ also } EX = -\alpha - \beta + \gamma + \delta \stackrel{!}{=} 0$$

$$\Rightarrow \alpha + \beta = \gamma + \delta \quad (1)$$

$$P(Y=-1) = \alpha + \gamma, P(Y=1) = \beta + \delta, \text{ also } EY = -\alpha - \gamma + \beta + \delta \stackrel{!}{=} 0$$

$$\Rightarrow \alpha + \gamma = \beta + \delta \quad (2)$$

Aus (1)-(2) folgt $\beta - \gamma = \gamma - \beta \Rightarrow 2\beta = 2\gamma \Rightarrow \boxed{\beta = \gamma}$, d.h. (ii).

Eingesetzt in (1) ergibt dies $\alpha + \beta = \beta + \delta \Rightarrow \boxed{\alpha = \delta}$, d.h. (i).

$$b) (i) E[X^2] = (-1)^2(\alpha + \beta) + 1^2(\gamma + \delta) = \alpha + \beta + \gamma + \delta = 1,$$

$$\Rightarrow \text{Var} X = E[X^2] - (EX)^2 = 1 - 0 = 1$$

$$(ii) E[Y^2] = \dots = \alpha + \beta + \gamma + \delta = 1 \Rightarrow \text{Var} Y = 1.$$

$$(iii) E(XY) = (-1)(\beta + \delta) + 1(\alpha + \delta) \stackrel{a)(i)(ii)}{=} 2\delta - 2\beta$$

$$\text{Wegen } 1 = \alpha + \beta + \gamma + \delta \stackrel{a)(i)(ii)}{=} 2\beta + 2\delta \text{ folgt } 2\beta = 1 - 2\delta \quad \otimes$$

$$\Rightarrow \text{Kov}(X, Y) = E(XY) - (EX)(EY) = 2\delta - 2\beta \stackrel{\textcircled{*}}{=} 2\delta - (1-2\delta) = 4\delta - 1 \\ = 2 \cdot p - 1.$$

34)

② Vor einem Postschalter hat sich eine Warteschlange bestehend aus n Personen gebildet, $n \in \mathbb{N}$. Unter diesen befinden sich Herr Arnold und Frau Berthold. Weiter werde angenommen, dass jede Anordnung der n Personen gleichwahrscheinlich sei.

a) Geben Sie einen geeigneten Wahrsch. Raum (Ω, \mathcal{A}, P) für dieses Zufallsexp. an.

b) Sei A_r das Ereignis, dass sich genau r Personen, $r \in \mathbb{N}$, zwischen Herrn Arnold u. Frau Berthold befinden.

(i) Welche Werte kann r annehmen?

(ii) Stellen Sie für diese Werte A_r als Teilmenge von Ω dar.

c) Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeiten $P(A_r)$ aus Teil b) (ii).

Lösung:

a) $\Omega = \{ (w_1, \dots, w_n) : w_i \in \{1, \dots, n\}, w_i \neq w_j \text{ für } i \neq j \}$ (Menge der Permutationen der Zahlen $\{1, \dots, n\}$)

$$\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega),$$

$$P(\{w\}) = \frac{1}{|\Omega|} = \frac{1}{n!} \quad \forall w \in \Omega \quad \text{mit der Interpretation:}$$

$n \hat{=}$ Herr Arnold, $n-1 \hat{=}$ Frau Berthold, die anderen Wartenden haben die Nummern $1, \dots, n-2$,

$w = (w_1, \dots, w_n) \in \Omega$ mit $w_i = k$: Person Nr. k steht an Pos. i in der Warteschlange.

b) (i) $r \in \{0, \dots, n-2\}$.

(ii) $A_r = \{ w \in \Omega : w_k = n \text{ und } w_{k+r+1} = n-1 \text{ für ein } k \in \{1, \dots, n-r-1\}$

oder $w_{k'} = n-1 \text{ und } w_{k'+r+1} = n \text{ für ein } k' \in \{1, \dots, n-r-1\} \}$.

②

$$c) A_r = \sum_{k=1}^{n-r-1} \{\omega \in \Omega: \omega_k = n, \omega_{k+r+1} = n-1\} + \sum_{k'=1}^{n-r-1} \{\omega \in \Omega: \omega_{k'} = n-1, \omega_{k'+r+1} = n\}$$

Wegen $|\{\omega \in \Omega: \omega_k = n, \omega_{k+r+1} = n-1\}| = (n-2)!$ ist $|A_r| = 2(n-r-1)(n-2)!$

$$\Rightarrow P(A_r) = \frac{2(n-r-1)}{n(n-1)} \quad \text{für } r \in \{0, \dots, n-2\}.$$

35)

③ Beweisen Sie den folgenden Spezialfall der Markoff-Ungleichung: X sei eine stetige Zufallsgröße mit Dichtefunktion f , die $f(x) = 0 \quad \forall x < 0$ erfüllt. Dann gilt:

$$P(X \geq a) \leq \frac{1}{a^k} E[X^k] \quad \forall a > 0, k \in \mathbb{N},$$

falls das k -te zentrale Moment $E[X^k]$ existiert.

Lösung:

$$E[X^k] = \int_{\mathbb{R}} x^k f(x) dx = \int_0^{\infty} x^k f(x) dx = \int_0^a x^k f(x) dx + \int_a^{\infty} x^k f(x) dx$$

$$\geq \int_a^{\infty} x^k f(x) dx \geq a^k \int_a^{\infty} f(x) dx = a^k \cdot P(X \geq a) \quad \forall a > 0, k \in \mathbb{N}.$$

$$\Rightarrow P(X \geq a) \leq \frac{1}{a^k} \cdot E[X^k] \quad \forall a > 0, k \in \mathbb{N}.$$

⌊ A29

④ Gegeben sei eine $N(\mu, \sigma^2)$ -verteilte Zufallsgröße X auf einem WR (Ω, \mathcal{A}, P) , $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$.

Zeigen Sie, dass $Y := \exp(X)$ stetig verteilt ist, und bestimmen Sie eine Dichtefunktion der Verteilung P^Y .

Lösung: $\exp(\cdot): \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$ bijektiv, so dass mit der Var. bzw. Übung 8, A.37. folgt:

$$f_Y(y) = \frac{f_X(\ln(y))}{|\exp(\ln(y))|} = \frac{1}{y} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \frac{(\ln(y) - \mu)^2}{\sigma^2}\right), \quad y > 0.$$

Für $y \leq 0$ ist $F_Y(y) = P(Y \leq y) = 0$, und damit auch

$$f_Y(y) = 0 \quad \text{für } y \leq 0.$$

⌋

A36)

⑤ Die k -te von $n \geq 2$ ($n \in \mathbb{N}$, n gerade) Urnen enthält k schwarze und $n-k$ weiße Kugeln ($k \in \{1, \dots, n\}$). Eine der Urnen wird zufällig gewählt und eine Kugel daraus gezogen. Die gezogene Kugel ist schwarz.

- a) Wie groß ist dann die Wahrscheinlichkeit, dass die gewählte Urne vor dem Ziehen mindestens so viele schwarze Kugeln enthält wie weiße?
- b) Die gezogene schwarze Kugel wird in die Urne zurückgelegt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, bei erneutem Ziehen aus dieser Urne wieder eine schwarze Kugel zu erhalten?

Hinweis: $\sum_{i=1}^n i = \frac{n(n+1)}{2}$, $\sum_{i=1}^n i^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$, $n \in \mathbb{N}$.

Lösung:

a) $U_k \hat{=}$ Urne k wird ausgewählt, $S \hat{=}$ die gezogene Kugel ist schwarz.

„Urne k enthält vor dem Ziehen mindestens so viele schwarze wie weiße Kugeln“

$$\Leftrightarrow k \geq n-k \Leftrightarrow k \geq \frac{n}{2}$$

$$P(U_{\frac{n}{2}} + U_{\frac{n}{2}+1} + \dots + U_n | S) = \sum_{k=\frac{n}{2}}^n P(U_k | S) = \sum_{k=\frac{n}{2}}^n \frac{P(S | U_k) \cdot P(U_k)}{P(S)}$$

$$= \frac{1}{P(S)} \cdot \sum_{k=\frac{n}{2}}^n \frac{k}{n} \cdot \frac{1}{n}$$

$$P(S) = \sum_{i=1}^n P(S | U_i) P(U_i) = \sum_{i=1}^n \frac{i}{n} \cdot \frac{1}{n} = \frac{n(n+1)}{2n^2} = \frac{n+1}{2n}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow P(U_{\frac{n}{2}} + \dots + U_n | S) &= \frac{2n}{n+1} \cdot \frac{1}{n^2} \left(\sum_{k=\frac{n}{2}}^n k - \sum_{k=1}^{\frac{n}{2}-1} k \right) \\ &= \frac{2}{(n+1)n} \cdot \left(\frac{(n+1)n}{2} - \frac{(\frac{n}{2}-1)\frac{n}{2}}{2} \right) = \frac{1}{(n+1)n} \left(n^2 + n - \frac{n^2}{4} + \frac{n}{2} \right) \\ &= \frac{1}{(n+1)n} \left(\frac{3}{4}n^2 + \frac{3}{2}n \right) = \frac{1}{n+1} \cdot \left(\frac{3}{4}n + \frac{3}{2} \right) = \frac{3n+6}{4(n+1)} \end{aligned}$$

b) $S_1 = \hat{=}$ schwarze Kugel im 1. Zug, $S_2 = \hat{=}$ schw. Kugel im 2. Zug.

gesucht: $P(S_2 | S_1) = \frac{P(S_2 \cap S_1)}{P(S_1)}$

$$= \frac{\sum_{k=1}^n P(S_2 \cap S_1 | U_k) \cdot P(U_k)}{P(S_1)} = \frac{2n}{n+1} \cdot \sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^2 \frac{1}{n}$$

$$= \frac{2}{n+1} \cdot \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k^2 = \frac{2n(n+1)(2n+1)}{6(n+1)n^2} = \frac{2n+1}{3n}$$

37) ⑥ Gegeben sei ein WR (Ω, \mathcal{D}, P) . Zeigen Sie:

$$\sigma(\{N \in \mathcal{D} : P(N)=0\}) = \{N \in \mathcal{D} : P(N)=0 \text{ oder } P(N)=1\}$$

Lösung: $\mathcal{E} := \{N \in \mathcal{D} : P(N)=0\}$

Zeige zunächst: $\{N \in \mathcal{D} : P(N)=0 \text{ oder } P(N)=1\}$ ist σ -Algebra über Ω .
 $=: \mathcal{C}$

dann: (i) $P(\Omega=1) \Rightarrow \Omega \in \mathcal{C}$

(ii) Ist $N \in \mathcal{C}$, so ist entweder $P(\bar{N})=0$ oder $P(N)=0 \Rightarrow \bar{N} \in \mathcal{C}$

(iii) $(A_n)_{n \in \mathbb{N}} \in \mathcal{C} \Rightarrow P(A_n) \in \{0,1\} \forall n \in \mathbb{N}$

1. Fall: $P(A_n)=0 \forall n \Rightarrow 0 \leq P(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n) \leq \sum_{n \in \mathbb{N}} P(A_n) = 0$
 $\Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{C}$

2. Fall: $\exists n_0 \in \mathbb{N}$ mit $P(A_{n_0})=1$

$\Rightarrow P(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n) \geq P(A_{n_0}) = 1$, also

$\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in \mathcal{C}$

$$\mathcal{E} \subseteq \mathcal{C} \stackrel{\text{Def.}}{\Rightarrow} \sigma(\mathcal{E}) \subseteq \sigma(\mathcal{C}) \stackrel{\text{z.z.}}{=} \mathcal{C}$$

$N \in \mathcal{C} \Rightarrow P(N)=0$ oder $P(\bar{N})=0$

$\Rightarrow N \in \mathcal{E} \subseteq \sigma(\mathcal{E})$ oder $\bar{N} \in \mathcal{E} \subseteq \sigma(\mathcal{E})$

$\Rightarrow N \in \sigma(\mathcal{E}) \Rightarrow \mathcal{C} \subseteq \sigma(\mathcal{E}) \Rightarrow \underline{\underline{\mathcal{C} = \sigma(\mathcal{E})}}$

$\sigma(\mathcal{E})$
 σ -Algebra

38)

7

X und Y seien stoch. unabh. Zufallsgrößen auf einem WR (Ω, \mathcal{A}, P) .

X sei exponentialverteilt mit Parameter λ ($\lambda > 0$). Ferner sei

$$P(Y = -1) = P(Y = 1) = \frac{1}{2}.$$

Bestimmen Sie die Verteilungsfunktion $F(z) := P(X \cdot Y \leq z)$, $z \in \mathbb{R}$, der Zufallsvariablen $X \cdot Y$.

Lösung:

$$\begin{aligned} P(X \cdot Y \leq z) &= P(X \cdot Y \leq z, Y = -1) + P(X \cdot Y \leq z, Y = 1) \\ &= P(X \cdot Y \leq z | Y = -1) \cdot P(Y = -1) + P(X \cdot Y \leq z | Y = 1) \cdot P(Y = 1) \\ &\stackrel{\text{unabh.}}{=} \frac{1}{2} \cdot [P(X \geq -z) + P(X \leq z)] \end{aligned}$$

1. Fall: $z \leq 0 \Rightarrow P(X \leq z) = 0$

$$\Rightarrow P(X \cdot Y \leq z) = \frac{1}{2} \cdot P(X \geq -z) = \frac{1}{2} (1 - (1 - e^{+\lambda z})) = \frac{1}{2} \cdot e^{\lambda z}$$

2. Fall: $z > 0$

$$\Rightarrow P(X \cdot Y \leq z) = \frac{1}{2} \left[\underbrace{P(X \geq -z)}_{=1} + 1 - e^{-\lambda z} \right] = \frac{1}{2} [2 - e^{-\lambda z}] .$$