

# Übung 1 Lösungen

Victor Minig

December 26, 2024

1.

**Gegeben:**

$M = 3$  verschiedene Kugeln die mit den Zahlen 1 bis 3 versehen sind. Es werden  $n = 2$  Kugeln gezogen.

a)

Anzahl der *Elementareignisse*  $L$  des *Stichprobenraums*  $S$  beim Ziehen "mit Zurücklegen":

$$\{(1, 1), (1, 2), (1, 3), (2, 1), (2, 2), (2, 3), (3, 1), (3, 2), (3, 3)\} \\ \Rightarrow 9 \text{ Ergebnisse}$$

und "ohne Zurücklegen":

$$\{(1, 2), (1, 3), (2, 1), (2, 3), (3, 1), (3, 2)\} \\ \Rightarrow 6 \text{ Ergebnisse}$$

b)

Anzahl der Teilmengen des Stichprobenraums beim "Ziehen mit Zurücklegen"

$$2^9 = 512$$

2.

**Gegeben:**

Ein Mengenkörper  $\mathcal{K}$  ist durch die Eigenschaften definiert:

1.  $A \in \mathcal{K} \Rightarrow \bar{A} \in \mathcal{K}$
2.  $A \in \mathcal{K} \text{ und } B \in \mathcal{K} \Rightarrow A \cup B \in \mathcal{K}$

Die Ergebnismenge  $S = \{(i, j) : i, j = 1, 2, \dots, 6\}$  ist der Stichprobenraum des Experiments: Zweimaliges Ausspielen eines Würfels.  $A_k$  ( $k = 2, \dots, 12$ ) sei das Ereignis: Die Augensumme beider Ausspielungen ist kleiner oder gleich  $k$  und  $B_k$  ( $k = 2, \dots, 12$ ) das Ereignis: Die Augensumme beider Ausspielungen ist größer als  $k$

Welche Teilmengen der Potenzmenge von  $S$  bilden einen Mengenkörper?

a)

$$\mathcal{K}_1 = \{\emptyset, A_2, B_2, S\}$$

$\Rightarrow$  Ist Mengenkörper, da

$$A_2 = \bar{B}_2, B = \bar{A}_2, \emptyset = \bar{S}, S = \bar{\emptyset}$$

und

$$A_2 \cup B_2 = S, A_2 \cup S = S, B_2 \cup S = S, A_2 \cup \emptyset = A_2, B_2 \cup \emptyset = B_2, S \cup \emptyset = S$$

b)

$$\mathcal{K}_2 = \{A_{12}, B_{12}\}$$

$\Rightarrow$  Ist Mengenkörper, da

und

$$\bar{A}_{12} = B_{12}, \bar{B}_{12} = A_{12}$$

$$A_{12} \cup B_{12} = A_{12} = S$$

c)

$$\mathcal{K}_3 = \{A_{11}, B_{11}\}$$

$\Rightarrow$  Ist kein Mengenkörper, da zwar

$$\bar{A}_{11} = B_{11}, \bar{B}_{11} = A_{11}$$

aber

$$A_{11} \cup B_{11} = S \notin \mathcal{K}_3$$

d)

$$\mathcal{K}_4 = \{A_k, B_k : k = 2, \dots, 12\}$$

$\Rightarrow$  Ist kein Mengenkörper, da zwar

$$\bar{A}_k = B_k \in \mathcal{K}_4 \text{ und } \bar{B}_k = A_k \in \mathcal{K}_4 \quad \forall k \in \{1, \dots, 12\}$$

aber

verschiedene Teilmengen nicht enthalten sind, wie z.B.  $A_2 \cup B_{11} = \{2, 12\} \notin \mathcal{K}_4$

**3.**

**Gegeben:**

$S = \{1, 2, 3\}$  Gesucht sind sämtliche nicht leere Teilmengen der Potenzmenge von  $S$  die einen Mengenkörper bilden.

$$\begin{aligned} &\{(1, 2, 3), \emptyset, (1), (2, 3), (2), (1, 3), (3), (1, 2)\} \\ &\quad \{(1, 2, 3), \emptyset, (1), (2, 3)\} \\ &\quad \{(1, 2, 3), \emptyset, (2), (1, 3)\} \\ &\quad \{(1, 2, 3), \emptyset, (3), (1, 2)\} \\ &\quad \{(1, 2, 3), \emptyset\} \end{aligned}$$

#### 4.

Für jede der Folgenden Kombinationen von Stichprobenraum  $S$ , Ereignisraum  $\mathcal{Y}$  und Mengenfunktion ist zu überprüfen, ob die Funktion auch eine Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion ist.

Definition einer Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion  $P(A)$ :

- i. For  $A \subset S, P(A) \geq 0$
- ii.  $P(S) = 1$
- iii. Let  $I$  be a finite or countably infinite index set of positive integers, and let  $\{A_i : i \in I\}$  be a collection of disjoint events contained in  $S$ . Then,  $P(\cup_{i \in I} A_i) = \sum_{i \in I} P(A_i)$

a)

**Gegeben:**

1.  $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8\}$
2.  $\mathcal{Y} = \{A : A \subset S\}$
3.  $P(A) = \sum_{x \in A} x/36$  für  $A \in \mathcal{Y}$

**Lösung:**

zu i. Da  $S$  definiert ist als eine Menge mit ausschließlich positiven Zahlen und für jedes Event  $A$  gilt, dass  $A \subset S$ , folgt dass

$$P(A) = \sum_{x \in A} x/36 \geq 0 \text{ für } A \in \mathcal{Y}$$

zu ii.  $P(S) = \sum_{x \in S} x/36 = \sum_{i=1}^8 x/36 = 1$

zu iii. If  $I$  is a finite or countably infinite index set of positive integers and  $\{A_i : i \in I\}$  is a collection of disjoint events contained in  $S$  then it holds that

$$P(\cup_{i \in I} A_i) = \sum_{x_{A_i} \in \cup_{i \in I} A_i} x_{A_i}/36 \stackrel{\text{Kommutativität}}{=} \sum_{x \in A_1} x/36 + \sum_{x \in A_2} x/36 + \dots = \sum_{i \in I} P(A_i)$$

$\implies$  Dementsprechend ist  $P$  eine Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion

b)

**Gegeben:**

1.  $S = [0, \infty)$
2.  $\mathcal{Y} = \{A : A \text{ ist ein Teilintervall von } S \text{ oder eine beliebige Menge gebildet aus Vereinigungen, Schnittmengen, oder Komplementmengen dieser Teilintervalle}\}$
3.  $P(A) = \int_{x \in A} e^{-x} dx$  für  $A \in \mathcal{Y}$

**Lösung:**

zu i. Für beliebiges  $A \in \mathcal{Y}$  gilt, dass es direkt ein Teilintervall von  $S$  ist, oder eine Menge, die sich aus Schnittmengen, Vereinigungen und Komplementmengen eben dieser Teilintervalle zusammensetzt. Für jedes einzelne Teilintervall  $(a, b)$  mit  $0 \leq a \leq b < \infty$  gilt:

$$P((a, b)) = \int_a^b e^{-x} dx = [-e^{-x}]_a^b = -e^{-b} - (-e^{-a}) = -e^{-b} + e^{-a} \geq 0$$

Da für jedes einzelne Intervall  $a, b$  gilt, dass  $P((a, b)) \geq 0$  gilt dies automatisch auch für alle möglichen Vereinigungen, Schnittmengen und Komplementmengen.

zu ii.  $P(S) = P([0, \infty)) = \int_0^\infty e^{-x} dx = [-e^{-x}]_0^\infty = -e^{-\infty} - (-e^0) = 0 + 1 = 1$

zu iii. If  $I$  is a finite or countably infinite index set of positive integers and  $\{A_i : i \in I\}$  is a collection of disjoint events contained in  $S$  then it holds that

$$P(\cup_{i \in I} A_i) = \int_{x \in \cup_{i \in I} A_i} e^{-x} dx \stackrel{\text{Lebesgue Integral}}{=} \int_{x \in A_1} e^{-x} dx + \int_{x \in A_2} e^{-x} dx + \dots = \sum_{i \in I} \int_{x \in A_i} e^{-x} dx = \sum_{i \in I} P(A_i)$$

$\implies$  Dementsprechend ist  $P$  eine Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion

c)

**Gegeben:**

1.  $S = \{x : x \text{ ist eine positive ganze Zahl}\}$
2.  $\mathcal{Y} = \{A : A \subset S\}$
3.  $P(A) = \sum_{x \in A} x^2 / 10^5$

**Lösung:**

zu i. Da jedes Ereignis  $A$  nur aus positiven ganzen Zahlen bestehen kann, und  $x^2 / 10^5 > 0 \forall x \in \mathbb{N}$ , gilt

$$P(A) \geq 0 \quad \forall A \in \mathcal{Y}$$

zu ii. Da  $10^5 \in S$ , aber für  $A = \{10^5\} \subset S$  gilt, dass  $P(A) = (10^5)^2 / 10^5 = 10^5 > 1$  muss gelten

$$P(S) \neq 1$$

$\implies$  Dementsprechend ist  $P$  keine Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion

5.

**Gegeben:**

$P(\cdot)$  ist eine Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion für den Ereignisraum  $\mathcal{Y}$  mit  $A_i \in \mathcal{Y} (i = 1, \dots, r)$ .

a)

**Zu zeigen:**

$$P(A_1 - A_2) = P(A_1) - P(A_1 \cap A_2)$$

**Lösung:**

Eine andere Schreibweise für  $A_1 - A_2$  ist  $A_1 \cap \bar{A}_2$ . Es folgt:

$$P(A_1 - A_2) = \overbrace{P(A_1 \cap \bar{A}_2) + P(A_1 \cap A_2)}^{P(A_1) \quad \text{Theorem 4}} - P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) - P(A_1 \cap A_2)$$

b)

**Zu zeigen:**

$$A_i \cap A_j = \emptyset \Rightarrow P(\cup_{i=1}^r A_i) = \sum_{i=1}^r P(A_i) \quad \forall i \neq j$$

**Lösung:**

Komische Induktionsaufgabe. Wann anders anschauen

c)

**Zu zeigen:**

$$P([A_1 \cup A_2] - [A_1 \cap A_2]) = P(A_1) + P(A_2) - 2P(A_1 \cap A_2)$$

**Lösung:**

$$\begin{aligned} P([A_1 \cup A_2] - [A_1 \cap A_2]) &= P([A_1 \cup A_2] \cap \overline{[A_1 \cap A_2]}) & (A \cup B) \cap C &= (A \cap C) \cup (B \cap C) \\ &= P([A_1 \cap \overline{[A_1 \cap A_2]}] \cup [A_2 \cap \overline{[A_1 \cap A_2]}]) & A \cap \overline{A \cap B} &= A \cap \overline{B} \\ &= P([A_1 \cap \overline{A_2}] \cup [A_2 \cap \overline{A_1}]) & [A_1 \cap \overline{A_2}] \cap [A_2 \cap \overline{A_1}] &= \emptyset \\ &= P([A_1 \cap \overline{A_2}] + [A_2 \cap \overline{A_1}]) & A &= A + B - B \\ &= \overbrace{P([A_1 \cap \overline{A_2}]) + P([A_1 \cap A_2])}^{P(A_1)} - P([A_1 \cap A_2]) + \overbrace{P([A_2 \cap \overline{A_1}]) + P([A_1 \cap A_2])}^{P(A_2)} - P([A_1 \cap A_2]) \\ &= P(A_1) + P(A_2) - 2P(A_1 \cap A_2) \end{aligned}$$

6.

**Gegeben:**

$A, B, C$  sind Elemente des Ereignisraums  $\mathcal{Y}$  und  $P(\cdot)$  eine entsprechende Wahrscheinlichkeitsmengenfunktion.

a)

**Zu zeigen:**

$$P(A) \leq P(B) \Rightarrow P(\overline{B}) \leq P(\overline{A})$$

**Lösung:**

Da für jedes Element  $A \in \mathcal{Y}$  gilt, dass  $A \cup \overline{A} = S$ , und da desweiteren gilt, dass  $A \cap \overline{A} = \emptyset$ , folgt, dass  $P(S) = 1 = P(A) + P(\overline{A})$  und damit  $P(\overline{A}) = 1 - P(A)$ . Daraus folgt:

$$\begin{aligned} P(A) &\leq P(B) \\ \Rightarrow 1 - P(\overline{A}) &\leq 1 - P(\overline{B}) & -1 \\ \Rightarrow -P(\overline{A}) &\leq -P(\overline{B}) & \cdot (-1); \text{Dreht das Ungleichungssymbol um} \\ \Rightarrow P(\overline{A}) &\geq P(\overline{B}) \end{aligned}$$

a)

**Zu zeigen:**

$$A \subset B \Rightarrow \overline{B} \subset \overline{A}$$

**Lösung:**

Da  $A \subset B$  und  $A \cup \overline{A} = \mathcal{Y}$  gilt, dass  $\mathcal{Y} - B = \overline{B}$

**7.**

**Gegeben:**

$$P(A) = 3/4 \text{ und } P(B) = 3/8$$

**a)**

**Zu zeigen:**

$$P(A \cup B) \geq 3/4$$

**Lösung:**

$$P(A \cup B) = P(A \cup (\bar{A} \cap B))$$

Mengen haben keine Schnittmenge

$$= P(A) + P(\bar{A} \cap B)$$

$$= 3/4 + P(\bar{A} \cap B)$$

$$\bar{A} \cap B \subset S \Rightarrow P(\bar{A} \cap B) \geq 0$$

$$\geq 3/4$$

**b)**

**Zu zeigen:**

$$1/8 \leq P(A \cap B) \leq 3/8$$

**Lösung:**

Da  $P(S) = 1$  und  $P(A) + P(B) = 3/4 + 3/8 = 9/8 > 1$  muss  $P(A \cap B) \geq 9/8 - 1 = 1/8$  sein

Außerdem, da  $P(B) \geq P(A \cap B)$  sein muss (da  $A \cap B \subset ((A \cap B) \cup (\bar{A} \cap B)) = B$ ), gilt  $P(A \cap B) \leq 3/8$

**8**

**Gegeben:**

Urne mit  $M$  Kugeln,  $n$  Ziehungen mit Zurücklegen.

**Gesucht:**

$P(A)$  wobei  $A$ : Mindestens eine Kugel wird mehr als einmal gezogen.

**Lösung:**

$P(A) = 1 - P(\bar{A})$  wobei  $\bar{A}$ : alle Kugeln sind unterschiedlich. Bei  $M$  Kugeln

**9**

**Gesucht:**

$P(A)$  wobei  $A$ : 2 Asse aus einem Kartenspiel mit 52 Karten ziehen (ohne Zurücklegen) **Lösung:**

Die Wahrscheinlichkeit ein Ass aus einem Kartenspiel mit 52 Karten zu ziehen beträgt  $4/52$  und die Wahrscheinlichkeit aus dem daraus resultierenden, nur noch 51 Karten umfassenden Kartendeck ein Ass zu ziehen beträgt  $3/51$ . Insofern gilt:

$$P(A) = 4/52 \cdot 3/51 = 12/2652 = 3/663$$

## 10

### Gegeben:

5 Urnen, nummeriert von 1 bis 5. Jede Urne enthält 10 Kugeln. Die Urne  $i$  ( $i = 1, \dots, 5$ ) enthält  $i$  schwarze  $10 - i$  rote Kugeln. Das Zufallsexperiment ist, das zuerst zufällig eine Urne ausgewählt wird und dann eine Kugel

### 0.1 a)

#### Gesucht:

$P(S)$  wobei  $S$ : Eine schwarze Kugel wird gezogen:

#### Lösung:

Jede Urne  $U_i$  hat eine Chance von  $P(U_i) = 1/5$  genommen zu werden. Wenn  $S$  das Ereignis ist ist eine schwarze Kugel zu ziehen lässt es sich berechnen durch

$$\begin{aligned} P(S) &= \sum_{i=1}^5 P(S \cap U_i) \\ &= \sum_{i=1}^5 P(U_i) \cdot P(S|U_i) \\ &= \sum_{i=1}^5 1/5 \cdot i/10 \\ &= 1/5 \cdot \sum_{i=1}^5 i/10 \\ &= 1/5 \cdot 15/10 \\ &= 3/10 \end{aligned}$$

### b)

#### Gesucht:

Unter der Gegebenheit, dass eine schwarze Kugel gezogen wurde, wie groß ist die Wahrscheinlichkeit das jene aus Urne 5 stammt.

#### Lösung:

Gesucht ist also  $P(U_5|S)$ . Laut Bayes lässt sich für zwei Ereignisse  $A$ ,  $B$  die bedingte Wahrscheinlichkeit

$P(A|B)$  berechnen durch  $P(A|B) = \frac{P(B|A) \cdot P(A)}{P(B)}$ . Es folgt:

$$\begin{aligned} P(U_5|S) &= \frac{P(S|U_5) \cdot P(U_5)}{P(S)} \\ &= \frac{(1/2) \cdot (1/5)}{3/10} = 1/3 \end{aligned}$$

## 16

**Gegeben:**

$$P(A_i = 0.1) \text{ für } i = 1, \dots, 10$$

**Gesucht:**

$$P(\cap_{i=1}^n) \text{ wenn } \dots$$

a)

**Gegeben:**

Die  $A_i$ 's unabhängig sind

**Lösung:**

Wenn die  $A_i$ 's unabhängig sind gilt:

$$\begin{aligned} P(\cap_{i=1}^1 A_i) &= \prod_{i=1}^{10} P(A_i) \\ &= \prod_{i=1}^{10} 0.1 \\ &= 0.1^{10} \end{aligned}$$

b)

**Gegeben:**

Die  $A_i$ 's disjunkt sind

**Lösung:**

Wenn die  $A_i$ 's unabhängig sind gilt  $\cap_{i=1}^1 A_i = \emptyset$ . Dementsprechend:

$$P(\cap_{i=1}^1 A_i) = 0$$



c)

**Gegeben:**

$$P(A_i | \cap_{j=1}^{i-1}) = 0.2 \text{ für } i = 2, \dots, 10$$

**Lösung:**

$$\text{Für } i = 10 \text{ gilt } P(A_{10} | \cap_{j=1}^9) = 0.2$$