

**Übungen zur Vorlesung
„Grundlagen der Mathematik II“
— Lösungsvorschlag —**

17. Im Ergebnisraum $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8\}$ sind die drei Ereignisse

$$A = \{1, 2, 3, 4\}, \quad B = \{1, 4, 5, 8\} \quad \text{und} \quad C = \{1, 2, 7, 8\}$$

zu betrachten; dabei gilt

$$A \cap B = \{1, 4\}, \quad A \cap C = \{1, 2\}, \quad B \cap C = \{1, 8\} \quad \text{und} \quad A \cap B \cap C = \{1\}.$$

a) Mit $P(\{k\}) = \frac{1}{8}$ für alle $k = 1, 2, \dots, 8$ ergibt sich

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B) \\ P(A \cap C) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(C) \\ P(B \cap C) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(B) \cdot P(C) \\ P(A \cap B \cap C) &= \frac{1}{8} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C); \end{aligned}$$

damit sind die Ereignisse A , B und C unabhängig.

b) Mit $P(\{k\}) = \frac{1}{16}$ für $k = 1, 3, 5, 7$ sowie $P(\{\ell\}) = \frac{3}{16}$ für $\ell = 2, 4, 6, 8$ ergibt sich

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B) \\ P(A \cap C) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(C) \\ P(B \cap C) &= \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(B) \cdot P(C) \\ P(A \cap B \cap C) &= \frac{1}{16} \neq \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C); \end{aligned}$$

damit sind die Ereignisse A , B und C zwar paarweise unabhängig, aber nicht unabhängig.

c) $P(\{k\}) = \frac{1}{12}$ für $k = 1, 2, 4, 6, 7, 8$ sowie $P(\{\ell\}) = \frac{1}{4}$ für $\ell = 3, 5$ ergibt sich

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= \frac{1}{6} \neq \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B) \\ P(A \cap C) &= \frac{1}{6} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = P(A) \cdot P(C) \\ P(B \cap C) &= \frac{1}{6} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = P(B) \cdot P(C) \\ P(A \cap B \cap C) &= \frac{1}{12} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C); \end{aligned}$$

damit sind die Ereignisse A , B und C abhängig.

18. Sei (Ω, \mathcal{A}, P) ein endlicher Wahrscheinlichkeitsraum sowie A und $B \in \mathcal{A}$ zwei Ereignisse. Wir zeigen zunächst die Äquivalenzbeziehung

$$A \text{ und } B \text{ unabhängig} \iff P(A \cap B) \cdot P(\bar{A} \cap \bar{B}) = P(\bar{A} \cap B) \cdot P(A \cap \bar{B}).$$

- Für „ \implies “ seien die beiden Ereignisse A und B unabhängig. Damit sind auch die Ereignisse A und \bar{B} , \bar{A} und B sowie \bar{A} und \bar{B} unabhängig, und es gilt

$$\begin{aligned} P(A \cap B) \cdot P(\bar{A} \cap \bar{B}) &= (P(A) \cdot P(B)) \cdot (P(\bar{A}) \cdot P(\bar{B})) = \\ &= (P(\bar{A}) \cdot P(B)) \cdot (P(A) \cdot P(\bar{B})) = P(\bar{A} \cap B) \cdot P(A \cap \bar{B}). \end{aligned}$$

- Für „ \impliedby “ sei $P(A \cap B) \cdot P(\bar{A} \cap \bar{B}) = P(\bar{A} \cap B) \cdot P(A \cap \bar{B})$. Wir eliminieren im ersten Schritt das Ereignis \bar{B} mit Hilfe von

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap B) + P(A \cap \bar{B}), \quad \text{also} \quad P(A \cap \bar{B}) = P(A) - P(A \cap B), \\ P(\bar{A}) &= P(\bar{A} \cap B) + P(\bar{A} \cap \bar{B}), \quad \text{also} \quad P(\bar{A} \cap \bar{B}) = P(\bar{A}) - P(\bar{A} \cap B), \end{aligned}$$

und erhalten

$$P(A \cap B) \cdot (P(\bar{A}) - P(\bar{A} \cap B)) = P(\bar{A} \cap B) \cdot (P(A) - P(A \cap B)),$$

also

$$\begin{aligned} P(A \cap B) \cdot P(\bar{A}) - P(A \cap B) \cdot P(\bar{A} \cap B) &= \\ &= P(\bar{A} \cap B) \cdot P(A) - P(\bar{A} \cap B) \cdot P(A \cap B), \end{aligned}$$

und damit

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

nun eliminieren wir noch im zweiten Schritt das Ereignis \bar{A} mit Hilfe von

$$P(B) = P(A \cap B) + P(\bar{A} \cap B), \quad \text{also} \quad P(\bar{A} \cap B) = P(B) - P(A \cap B),$$

sowie $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$ und erhalten

$$P(A \cap B) \cdot (1 - P(A)) = (P(B) - P(A \cap B)) \cdot P(A),$$

also

$$P(A \cap B) - P(A \cap B) \cdot P(A) = P(B) \cdot P(A) - P(A \cap B) \cdot P(A)$$

und damit

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B).$$

Folglich sind die beiden Ereignisse A und B unabhängig.

Wir zeigen nun im Falle $0 < P(B) < 1$ die Äquivalenzbeziehung

$$A, B \text{ unabhängig} \iff P_B(A) = P_{\bar{B}}(A).$$

- Für „ \implies “ seien die beiden Ereignisse $A, B \in \mathcal{A}$ unabhängig. Damit gilt $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ sowie $P(A \cap \bar{B}) = P(A) \cdot P(\bar{B})$ und folglich

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A) \cdot P(B)}{P(B)} = P(A)$$

sowie

$$P_{\bar{B}}(A) = \frac{P(A \cap \bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{P(A) \cdot P(\bar{B})}{P(\bar{B})} = P(A)$$

und damit $P_B(A) = P_{\bar{B}}(A)$.

- Für „ \Leftarrow “ gelte die Beziehung $P_B(A) = P_{\bar{B}}(A)$; wegen $0 < P(B) < 1$ gilt mit $P(\bar{B}) = 1 - P(B)$ auch $0 < P(\bar{B}) < 1$. Ferner gilt zudem die Beziehung $P(A \cap \bar{B}) = P(A) - P(A \cap B)$. Damit erhalten wir

$$\begin{aligned} P_B(A) = P_{\bar{B}}(A) &\implies \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A \cap \bar{B})}{P(\bar{B})} \\ &\implies P(A \cap B) \cdot P(\bar{B}) = P(A \cap \bar{B}) \cdot P(B) \\ &\implies P(A \cap B) \cdot (1 - P(B)) = \\ &\qquad\qquad\qquad = (P(A) - P(A \cap B)) \cdot P(B) \\ &\implies P(A \cap B) - P(A \cap B) \cdot P(B) = \\ &\qquad\qquad\qquad = P(A) \cdot P(B) - P(A \cap B) \cdot P(B) \\ &\implies P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B), \end{aligned}$$

weswegen die Ereignisse $A, B \in \mathcal{A}$ unabhängig sind.

19. a) Für die beiden als unabhängig vorausgesetzten Ereignisse

U : „Max trifft unten.“

O : „Max trifft oben.“

mit den Wahrscheinlichkeiten $P(U) = 0,40$ und $P(O) = 0,25$ erhalten wir:

- Die Wahrscheinlichkeit, daß Max unten und oben trifft, beträgt

$$p_1 = P(U \cap O) = P(U) \cdot P(O) = 0,40 \cdot 0,25 = 0,10 = 10,0 \text{ \%}.$$

- Die Wahrscheinlichkeit, daß Max genau einmal trifft, beträgt

$$\begin{aligned} p_2 &= P(U \cap \bar{O}) + P(\bar{U} \cap O) = P(U) \cdot P(\bar{O}) + P(\bar{U}) \cdot P(O) = \\ &= 0,40 \cdot 0,75 + 0,60 \cdot 0,25 = 0,30 + 0,15 = 0,45 = 45,0 \text{ \%}. \end{aligned}$$

- Die Wahrscheinlichkeit, daß Max überhaupt nicht trifft, beträgt

$$p_3 = P(\bar{U} \cap \bar{O}) = P(\bar{U}) \cdot P(\bar{O}) = 0,60 \cdot 0,75 = 0,45 = 45,0 \text{ \%}.$$

- b) Nun führt Max 20 Durchgänge unabhängig voneinander aus.

- Die Situation stellt eine Bernoulli-Kette der Länge $n = 20$ mit Parameter $p = p_1 = 0,10$ dar. Die Wahrscheinlichkeit, daß Max in genau $k = 3$ Durchgängen unten und oben trifft, beträgt

$$P(\{k = 3\}) = \binom{20}{3} \cdot 0,10^3 \cdot 0,90^{17} \approx 19,01 \text{ \%}.$$

- Die Situation stellt eine Bernoulli-Kette der Länge $n = 20$ mit Parameter $p = p_2 = 0,45$ dar. Die Wahrscheinlichkeit, daß Max in höchstens $k = 5$ Durchgängen genau einmal trifft, beträgt

$$P(\{k \leq 5\}) = \sum_{k=0}^5 \binom{20}{k} \cdot 0,45^k \cdot 0,55^{20-k} \approx 5,53 \text{ \%}.$$

- Die Situation stellt eine Bernoulli-Kette der Länge $n = 20$ mit Parameter $p = 1 - p_3 = 1 - 0,45 = 0,55$ dar. Die Wahrscheinlichkeit, daß Max in mindestens $k = 16$ Durchgängen mindestens eines der beiden Ziele trifft, beträgt

$$P(\{k \geq 16\}) = \sum_{k=16}^{20} \binom{20}{k} \cdot 0,55^k \cdot 0,45^{20-k} \approx 1,89 \text{ \%}.$$

20. a) Die Nachricht kommt genau dann korrekt an, wenn eine gerade Anzahl an Übertragungsfehler auftritt; bei den gegebenen Konstellationen kommt die Nachricht also bei keinem, zwei, vier oder sechs Übertragungsfehler korrekt an.

- Für $p = 0,2$ und $n = 6$ erhalten wir

$$P = \binom{6}{0} \cdot 0,2^0 \cdot 0,8^6 + \binom{6}{2} \cdot 0,2^2 \cdot 0,8^4 + \\ + \binom{6}{4} \cdot 0,2^4 \cdot 0,8^2 + \binom{6}{6} \cdot 0,2^6 \cdot 0,8^0 \approx 52,33 \text{ \%}.$$

- Für $p = 0,2$ und $n = 7$ erhalten wir

$$P = \binom{7}{0} \cdot 0,2^0 \cdot 0,8^7 + \binom{7}{2} \cdot 0,2^2 \cdot 0,8^5 + \\ + \binom{7}{4} \cdot 0,2^4 \cdot 0,8^3 + \binom{7}{6} \cdot 0,2^6 \cdot 0,8^1 \approx 51,40 \text{ \%}.$$

- Für $p = 0,8$ und $n = 6$ erhalten wir

$$P = \binom{6}{0} \cdot 0,8^0 \cdot 0,2^6 + \binom{6}{2} \cdot 0,8^2 \cdot 0,2^4 + \\ + \binom{6}{4} \cdot 0,8^4 \cdot 0,2^2 + \binom{6}{6} \cdot 0,8^6 \cdot 0,2^0 \approx 52,33 \text{ \%}.$$

- Für $p = 0,8$ und $n = 7$ erhalten wir

$$P = \binom{7}{0} \cdot 0,8^0 \cdot 0,2^7 + \binom{7}{2} \cdot 0,8^2 \cdot 0,2^5 + \\ + \binom{7}{4} \cdot 0,8^4 \cdot 0,2^3 + \binom{7}{6} \cdot 0,8^6 \cdot 0,2^1 \approx 48,60 \text{ \%}.$$

- b) Wir betrachten eine Bernoulli-Kette der Länge n mit dem Parameter p . Die Nachricht kommt genau bei einer geraden Anzahl $2i$ mit $0 \leq i \leq k$ von Übertragungsfehler korrekt an; dabei bezeichnet k die größte natürliche Zahl mit $2k \leq n$. Mit der Trefferwahrscheinlichkeit p und der dazugehörigen Gegenwahrscheinlichkeit $q = 1 - p$ ergibt sich für die Wahrscheinlichkeit einer korrekt übertragenen Nachricht

$$P = \sum_{i=0}^k \binom{n}{2i} p^{2i} q^{n-2i}.$$

- c) Mit Hilfe des Binomischen Lehrsatzes erhalten wir zum einen

$$1 = 1^n = (q + p)^n = \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot p^{\ell}$$

sowie zum anderen

$$(1 - 2p)^n = (q - p)^n = \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot (-p)^{\ell},$$

zusammen also

$$\begin{aligned} 1 + (1 - 2p)^n &= \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot p^{\ell} + \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot (-p)^{\ell} \\ &= \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot (p^{\ell} + (-1)^{\ell} \cdot p^{\ell}) \end{aligned}$$

mit

$$p^{\ell} + (-1)^{\ell} \cdot p^{\ell} = \begin{cases} 0, & \text{falls } \ell \text{ ungerade,} \\ 2p^{\ell}, & \text{falls } \ell \text{ gerade.} \end{cases}$$

Damit sind in der Summe nur die Summanden mit einem geraden Index $\ell = 2i$ für $0 \leq i \leq k$ zu berücksichtigen, und wir erhalten

$$\begin{aligned} 1 + (1 - 2p)^n &= \sum_{\ell=0}^n \binom{n}{\ell} \cdot q^{n-\ell} \cdot (p^{\ell} + (-1)^{\ell} \cdot p^{\ell}) \\ &= \sum_{i=0}^k \binom{n}{2i} \cdot q^{n-2i} \cdot 2p^{2i} \\ &= 2 \cdot \sum_{i=0}^{\frac{n}{2}} \binom{n}{2i} p^{2i} q^{n-2i} = 2 \cdot P \end{aligned}$$

und damit die gewünschte Beziehung

$$P = \frac{1 + (1 - 2p)^n}{2}.$$

- d) • Wir betrachten zunächst den Fall, daß die Anzahl n der Übertragungen gerade ist, und bestimmen P für spezielle Werte von p :

$$\text{für } p = 0 \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot 0)^n}{2} = \frac{1 + 1}{2} = 1;$$

$$\text{für } p = \frac{1}{2} \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot \frac{1}{2})^n}{2} = \frac{1 + 0}{2} = \frac{1}{2};$$

$$\text{für } p = 1 \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot 1)^n}{2} = \frac{1 + 1}{2} = 1.$$

Steigt nun p von 0 bis $\frac{1}{2}$, so fällt $1 - 2p$ von 1 bis 0, und damit fällt auch $(1 - 2p)^n$ von 1 bis 0, so daß schließlich P von 1 bis $\frac{1}{2}$ fällt; steigt p weiter von $\frac{1}{2}$ bis 1, so fällt $1 - 2p$ weiter von 0 bis -1 , und wegen n gerade steigt $(1 - 2p)^n$ wieder von 0 bis 1, so daß schließlich auch P wieder von $\frac{1}{2}$ bis 1 steigt.

- Wir betrachten nun den Fall, daß die Anzahl n der Übertragungen ungerade ist, und bestimmen P für spezielle Werte von p :

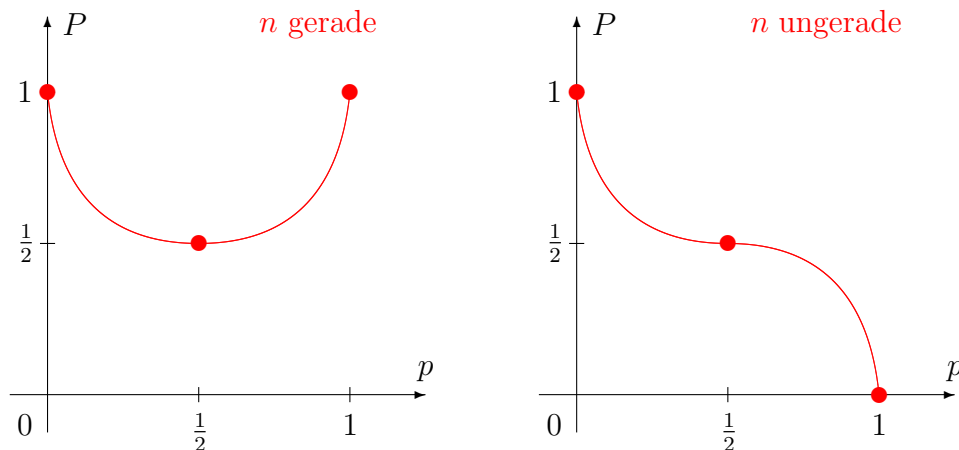
$$\text{für } p = 0 \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot 0)^n}{2} = \frac{1 + 1}{2} = 1;$$

$$\text{für } p = \frac{1}{2} \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot \frac{1}{2})^n}{2} = \frac{1 + 0}{2} = \frac{1}{2};$$

$$\text{für } p = 1 \text{ ergibt sich } P = \frac{1 + (1 - 2 \cdot 1)^n}{2} = \frac{1 - 1}{2} = 0.$$

Steigt nun p von 0 bis 1, so fällt $1 - 2p$ von 1 bis -1 ; da n ungerade ist, fällt auch $(1 - 2p)^n$ von 1 bis -1 , so daß schließlich P von 1 bis 0 fällt.

Der Zusammenhang zwischen P und p ließe sich damit folgendermaßen graphisch veranschaulichen:



Diese graphische Veranschaulichung ist jedoch für die gewünschte Interpretation nicht zwingend erforderlich.