

Bsp: Wir würfeln gleichzeitig mit 2 Würfeln. Seien

B = Augensumme ist 8

A = Die Augenzahlen beider Würfel sind gerade.

$$P[A|B] = ?$$

$$P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]}$$

$$P[A \cap B] = \frac{3}{36} = \frac{1}{12} \rightarrow \{(6,2), (2,6), (4,4)\} = A$$

$$B = \{(6,2), (2,6), (4,4), (3,5), (5,3)\}$$

$$P[B] = \frac{5}{36} \Rightarrow P[A|B] = \frac{5}{36}$$

Bsp: (W'baum) Die Studenten haben zu Mathe A Klausur 3 schriftliche Versuche. Aufgrund langjähriger Erfahrung (vein fiktiv) weiß man, dass 65% der Studenten beim ersten Versuch positiv sind. Die Studenten, die zum zweiten Versuch antreten sind mit 55% erfolgreich. Beim dritten Versuch sind 80% erfolgreich.

a) Modellieren Sie diese Situation in einem W'baum.

b) P [zufällig ausgewählter Student die Mathe A Prüfung beim 2. Versuch besteht] = ?

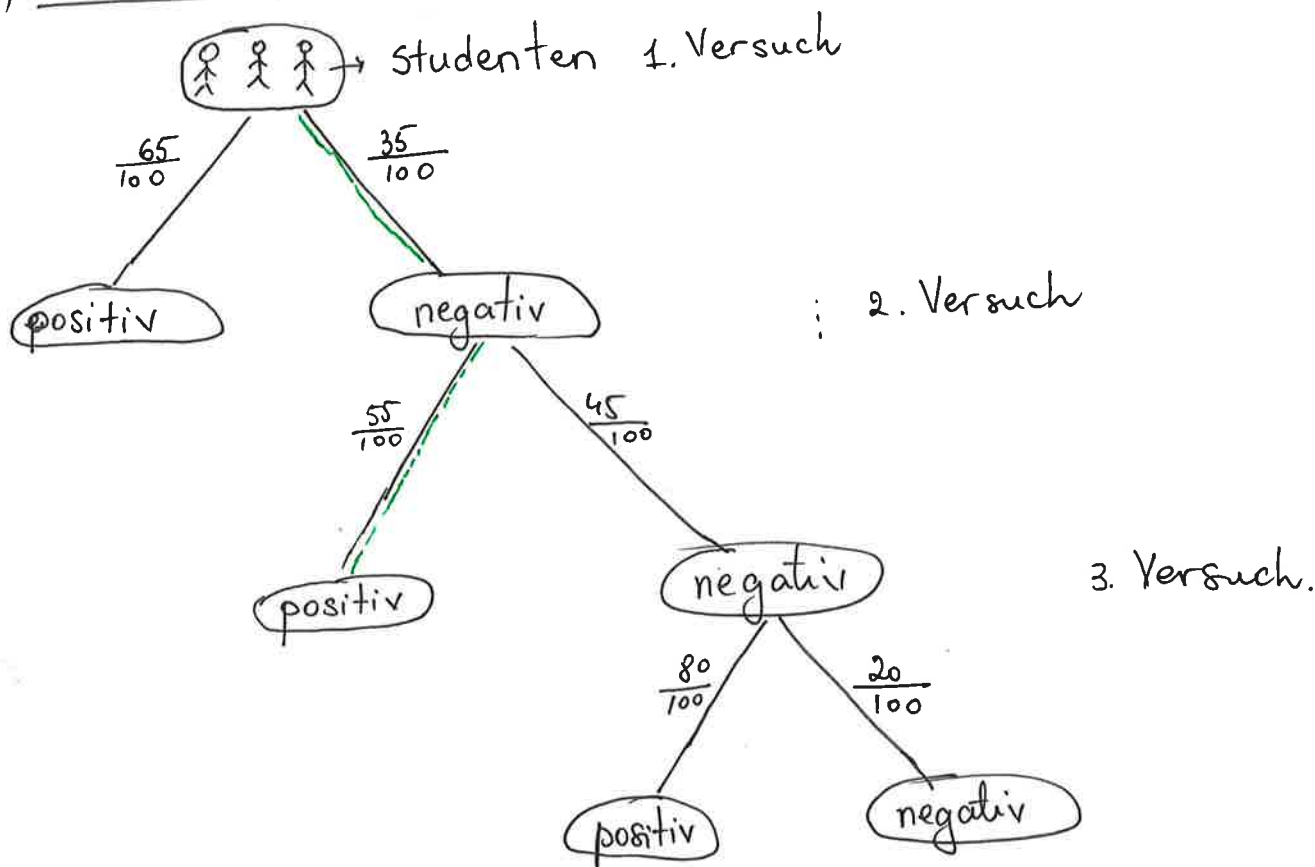
c) $B = \{ \text{Ein zufällig ausgewählter Student hat MATHE A bestanden.} \}$

$$? = P[1. Versuch + B]$$

d) Sei $B = \{ 1. Versuch \rightarrow \text{nicht bestanden} \}$

$$P[\text{weiteren schriftlichen Versuche positiv sein wird} | B] = ?$$

a) W! baum :



b) $P[2. Versuch + \mid 1. Versuch -] = \frac{55}{100}$

c) $P[1. Versuch positiv \mid bestanden] = \frac{P[1. Versuch + \cap bestanden]}{P[bestanden]}$

$$= \frac{\frac{65}{100}}{\frac{65}{100} + \frac{35}{100} \cdot \frac{55}{100} + \frac{35}{100} \cdot \frac{45}{100} \cdot \frac{80}{100}} = \frac{65\%}{65\% + 19,25\% + 12,60\%} = 67\%$$

d) $P[\text{Versuch 2. oder 3. positiv} \mid 1. Versuch negativ] =$
 $P[\text{Versuch 2 positiv} \mid 1. Versuch negativ] +$
 $P[\text{Versuch 3 positiv} \cap 2. \text{ negativ} \mid 1. Versuch negativ] =$
 $= \frac{55}{100} + \frac{80}{100} \cdot \frac{45}{100} = 91\%$

d) \rightarrow braucht man Multiplikationsregel

Satz: Sei (Ω, \mathcal{P}) ein W'Raum, und B ein Ereignis mit $P(B) > 0$. Dann ist (Ω, \mathcal{P}_B) auch ein W'Raum; wo $P_B(A) = P(A|B)$, für alle Ereignisse A .

Beweis: (1) $P_B(A) = P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} > 0$

(2) $P_B(\Omega) = P(\Omega|B) = \frac{P(\Omega \cap B)}{P(B)} = 1$

(2) (Additivität)

A_1, A_2 mit $A_1 \cap A_2 = \emptyset$

$$\begin{aligned}
 P_B[A_1 \cup A_2] &= P[A_1 \cup A_2 | B] = \frac{P[(A_1 \cup A_2) \cap B]}{P(B)} \stackrel{\text{distributivität}}{=} \frac{P[(A_1 \cap B) \cup (A_2 \cap B)]}{P(B)} = \\
 &= \frac{P[A_1 \cap B]}{P(B)} + \frac{P[A_2 \cap B]}{P(B)} = P[A_1|B] + P[A_2|B] \quad \square
 \end{aligned}$$

4.3 Multiplikationsregel

$$P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]} \Rightarrow \boxed{P[A \cap B] = P[B] \cdot P[A|B] = P[A] \cdot P[B|A]}$$

↓
lässt sich verallgemeinern.

• Für 3 Ereignissen A, B, C

$$\boxed{P[A \cap B \cap C] = P[A] \cdot P[B|A] \cdot P[C|A \cap B]}$$

Multiplikationssatz: Sei $A_1, A_2, \dots, A_n \rightarrow$ Ereignisse mit $P[\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i] > 0$. Dann gilt

$$\boxed{P[A_1 \cap A_2 \dots \cap A_n] = P[A_1] \cdot P[A_2|A_1] \cdot P[A_3|A_2 \cap A_1] \cdot P[A_4|A_1 \cap A_2 \cap A_3] \dots P[A_n|A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1}]}$$

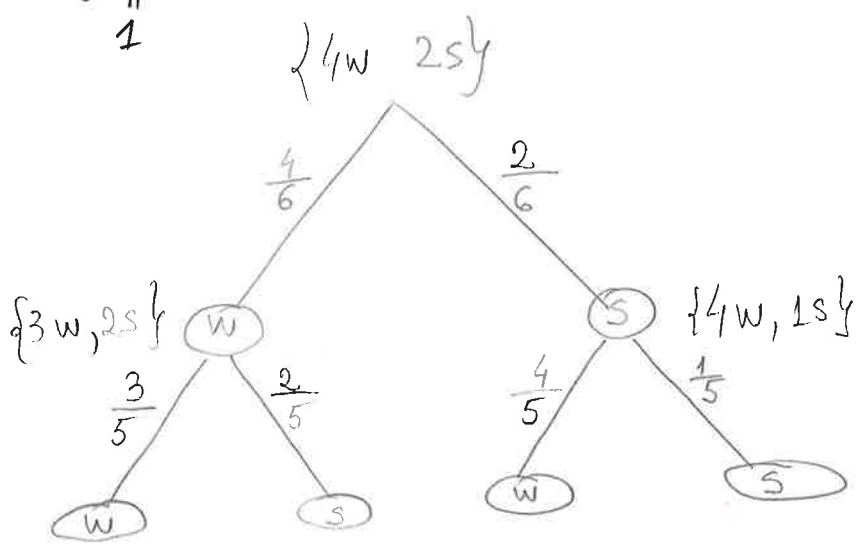
Bsp: Urne = { 4 weiße und 2 schwarze Kugeln } ; 2 Kugeln werden (ohne Zurücklegen) gezogen. $P[\text{beide Kugeln sind weiß}] = ?$

Lösung 1: Sei $A = 1. \text{gezogene Kugel ist weiß}$
 $B = 2. \text{gezogene Kugel ist weiß}$.

$$P[A \cap B] = P[A] \cdot P[B|A] = \frac{4}{6} \cdot \frac{3}{5} = \frac{2}{5}$$

Lösung 2: hypergeometrische Verteilung
 $P[2 \text{ weiße Kugeln}] = \frac{\binom{4}{2} \binom{2}{0}}{\binom{6}{2}} = \frac{\frac{4!}{2! \cdot 2!}}{\frac{6!}{2! \cdot 4!}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{4!}{5 \cdot 6} = \frac{12}{30} = \frac{2}{5}$

Lösung 3: W! Baum: 2-stufiges Experiment.



$$P[1. \text{weiß} \cap 2. \text{weiß}] = \frac{4}{6} \cdot \frac{3}{5}$$

$$P[1. \text{schwarz} \cap 2. \text{weiß}] = \frac{2}{6} \cdot \frac{4}{5}$$

$$P[2. \text{weiß} | 1. \text{schwarz}] = \frac{4}{5}$$

4.4. Stochastisch unabhängige Ereignisse

Die W! eines Ereignisses A, vom Eintreten eines weiteren Ereignisses B abhängen kann. \Rightarrow das führt zu bedingte Wahrscheinlichkeit $P[A|B]$. In vielen Fällen, ist die W! für das Eintreten von A völlig unabhängig davon, ob B eingetreten ist oder nicht, und umgekehrt. In diesem Fall:

$$P[A|B] = P[A] \quad \text{und} \quad P[B|A] = P[B]$$

Aus dem Multiplikationssatz $\Rightarrow P[A \cap B] = \underbrace{P[A|B]}_{P[A]} \cdot P[B] = P[A] P[B]$

Def: Zwei Ereignisse A und B heißen stochastisch unabhängig wenn $P[A \cap B] = P[A] \cdot P[B]$.

Bemerkungen:

- 1) Wenn A und B unabhängig, dann auch B und A unabhängig.
- 2) Falls $A \cap B = \emptyset$ und $P(A) > 0$ und $P(B) > 0$, dann sind A und B nicht unabhängig!

Bsp:

Roulette. Seien

A = "gerade Augenzahl > 0" ; $P(A) = \frac{18}{37}$

B = "Zahlen 1 ... 18" ; $P(B) = \frac{18}{37}$

$P(A \cap B) = \frac{9}{37} \neq P(A) \cdot P(B) \Rightarrow$ A und B nicht unabhängig!

Satz: Falls A und B unabhängig, dann

- (i) A und \bar{B} unabhängig.
- (ii) \bar{A} und B unabhängig.
- (iii) \bar{A} und \bar{B} unabhängig.

Def: [Stochastische ^{vollständig} Unabhängigkeit von $A_1, A_2, \dots, A_n \subseteq \Omega$]

A_1, A_2, \dots, A_n heißen stochastisch unabhängig, wenn für alle $m \in \{2, 3, \dots, n\}$ und $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_m \leq n$ gilt:

$$P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_m}) = P(A_{i_1}) \cdot P(A_{i_2}) \cdot \dots \cdot P(A_{i_m}).$$

Z. Beispiel: A_1, A_2, A_3 sind vollständig unabhängig, wenn:

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3)$$

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

$$P(A_1 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_3)$$

$$P(A_2 \cap A_3) = P(A_2) \cdot P(A_3).$$

Achtung: Es ist möglich daß $P(A_i \cap A_j) = P(A_i) \cdot P(A_j)$
 für alle $i \neq j$, aber
 $P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap A_{i_3}) \neq P(A_{i_1}) \cdot P(A_{i_2}) \cdot P(A_{i_3})$.

s. h (A_i) sind paarweise unabhängig, aber nicht vollständig unabhängig.

Bsp: Urne mit 4 Kugeln, nummeriert mit $\{1, 2, 3, 123\}$.
 1 Kugel wird gezogen.
 Sei $A_i =$ "die gezogene Kugel trägt Ziffer i ". $i=1, 2, 3$
 Sind A_1, A_2, A_3 unabhängig?

$P(A_1) = \frac{1}{2}$; $P(A_2) = \frac{1}{2}$; $P(A_3) = \frac{1}{2}$; $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = \frac{1}{4}$

$\frac{P(A_1)}{\frac{1}{2}} \cdot \frac{P(A_2)}{\frac{1}{2}} = \frac{P(A_1 \cap A_2)}{\frac{1}{4}} \neq \frac{P(A_1)}{\frac{1}{2}} \cdot \frac{P(A_3)}{\frac{1}{2}} = \frac{P(A_2) \cdot P(A_3)}{\frac{1}{4}} = \frac{P(A_1 \cap A_3)}{\frac{1}{4}}$

Aber $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) \neq P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3)$

$\Rightarrow A_1, A_2, A_3$ nicht vollständig unabhängig.

Bemerkung: der Nachweis stochastischen Unabhängigkeit von A_1, A_2, \dots, A_n ist in der Praxis oft sehr mühsam. In vielen Fällen jedoch lässt sich die Unabhängigkeit logisch begründen.

4.5 TOTALE WAHRSCHEINLICHKEIT UND DIE FORMEL VON BAYES.

Satz (Totale W!)

Seien H_1, H_2, \dots, H_n paarweise disjunkte Ereignisse, die eine vollständige Zerlegung von Ω bilden: d.h. $H_i \cap H_j = \emptyset, \forall i \neq j$ und $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega$.