
Algorithmen und Wahrscheinlichkeit

Definition 2.1. Ein *diskreter Wahrscheinlichkeitsraum* ist bestimmt durch eine *Ergebnismenge* $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots\}$ von *Elementarereignissen*. Jedem Elementarereignis ω_i ist eine (*Elementar-*)*Wahrscheinlichkeit* $\Pr[\omega_i]$ zugeordnet, wobei wir fordern, dass $0 \leq \Pr[\omega_i] \leq 1$ und

$$\sum_{\omega \in \Omega} \Pr[\omega] = 1.$$

Eine Menge $E \subseteq \Omega$ heisst *Ereignis*. Die Wahrscheinlichkeit $\Pr[E]$ eines Ereignisses ist definiert durch

$$\Pr[E] := \sum_{\omega \in E} \Pr[\omega].$$

Ist E ein Ereignis, so bezeichnen wir mit $\bar{E} := \Omega \setminus E$ das *Komplementärereignis* zu E .

Vereinigung von Ereignissen

(Additionssatz) Wenn die Ereignisse A_1, \dots, A_n paarweise disjunkt sind (also wenn für alle Paare $i \neq j$ gilt, dass $A_i \cap A_j = \emptyset$), so folgt

$$\Pr \left[\bigcup_{i=1}^n A_i \right] = \sum_{i=1}^n \Pr[A_i].$$

Satz 2.4. *(Boolesche Ungleichung)* Für Ereignisse A_1, \dots, A_n gilt

$$\Pr \left[\bigcup_{i=1}^n A_i \right] \leq \sum_{i=1}^n \Pr[A_i].$$

beliebig



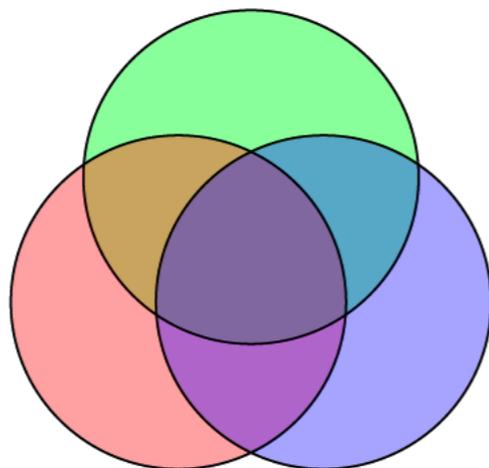
Vereinigung von Ereignissen

Satz 2.3. (*Siebformel, Prinzip der Inklusion/Exklusion*)

Für Ereignisse A_1, \dots, A_n ($n \geq 2$) gilt:

$$\begin{aligned} \Pr \left[\bigcup_{i=1}^n A_i \right] &= \sum_{i=1}^n \Pr[A_i] - \sum_{1 \leq i_1 < i_2 \leq n} \Pr[A_{i_1} \cap A_{i_2}] + \dots \\ &+ (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq n} \Pr[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_l}] + \dots \\ &+ (-1)^{n+1} \cdot \Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n]. \end{aligned}$$

$n=3$:



$$\begin{aligned} \Pr[A \cup B \cup C] &= \Pr[A] + \Pr[B] + \Pr[C] \\ &\quad - \Pr[A \cap B] - \Pr[A \cap C] - \Pr[B \cap C] + \Pr[A \cap B \cap C] \end{aligned}$$



$$C = \{\clubsuit, \spadesuit, \heartsuit, \diamondsuit\} \times \{2, 3, \dots, 9, 10, B, D, K, A\}$$

Laplace-Raum: endlicher Wahrscheinlichkeitsraum, in dem alle Elementarereignisse gleich wahrscheinlich sind.

Beispiel: Mische und ziehe eine Karte:

$$\Omega = C \quad \text{und} \quad \Pr[\omega] = 1/|\Omega| = 1/52 \quad \text{für alle } \omega \in \Omega$$

In einem Laplace-Raum gilt für jedes Ereignis E : $\Pr[E] = \frac{|E|}{|\Omega|}$.

Anzahl Möglichkeiten k Elemente aus einer n -elementigen Menge zu ziehen

	geordnet	ungeordnet
mit Zurücklegen	n^k	$\binom{n+k-1}{k}$
ohne Zurücklegen	$n^{\underline{k}}$	$\binom{n}{k}$

Beispiel: $k=2$ Elemente aus $S=\{1,2,3\}$ ziehen ($n=3$)

	geordnet	ungeordnet
mit Zurücklegen	$(1, 1), (1, 2), (1, 3)$ $(2, 1), (2, 2), (2, 3)$ $(3, 1), (3, 2), (3, 3)$	$\{1, 1\}, \{1, 2\}, \{1, 3\}$ $\{2, 2\}, \{2, 3\}, \{3, 3\}$
ohne Zurücklegen	$(1, 2), (1, 3), (2, 1)$ $(2, 3), (3, 1), (3, 2)$	$\{1, 2\}, \{1, 3\}, \{2, 3\}$

Beispiel: Kartenspiel

Szenario: Wir mischen die Karten und geben Spieler A und B jeweils fünf Karten.

⇒ $\Omega := \{(X, Y) \mid X, Y \subseteq C, X \cap Y = \emptyset, |X| = |Y| = 5\}$
wobei $C = \{\clubsuit, \spadesuit, \heartsuit, \diamondsuit\} \times \{2, 3, \dots, 9, 10, B, D, K, A\}$. $|C|=52$

$$|\Omega| = \begin{cases} 52^5 \cdot 52^5 & \times \\ \binom{52}{10} \cdot \binom{10}{5} & \checkmark \\ \frac{52!}{5! \cdot 5! \cdot 42!} & \checkmark \\ \binom{52}{5} \cdot \binom{47}{5} & \checkmark \end{cases}$$

Szenario: Wir mischen die Karten und geben Spieler A und B jeweils fünf Karten.

$$\Omega := \{(X, Y) \mid X, Y \subseteq C, X \cap Y = \emptyset, |X| = |Y| = 5, \\ \text{wobei } C = \{\clubsuit, \spadesuit, \heartsuit, \diamondsuit\} \times \{2, 3, \dots, 9, 10, B, D, K, A\}\}.$$

Beispiel für ein Ereignis: $E :=$ „Spieler A hat vier Asse“

$$\text{Prob}[E] = \frac{\text{Anzahl Möglichkeiten in denen Spieler A vier Asse hat}}{\text{Anzahl aller Möglichkeiten}}$$

$$= \frac{48 \cdot \binom{47}{5}}{|\Omega|}$$

bedingte Wahrscheinlichkeit

Wir betrachten dieses Ereignis nun aus der Sicht von Spieler B:

Jetzt hängt die Wahrscheinlichkeit, dass A vier Asse hat, von den Karten von B ab. D.h. Spieler B interessiert sich für:

$$\Pr[\text{„A hat vier Asse“} \mid \text{„Karten von B“}]$$



**bedingte
Wahrscheinlichkeit**

bedingte Wahrscheinlichkeit

Definition 2.7. A und B seien Ereignisse mit $\Pr[B] > 0$. Die *bedingte Wahrscheinlichkeit* $\Pr[A|B]$ von A gegeben B ist definiert durch

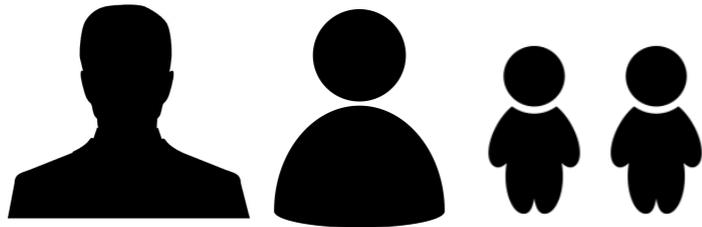
$$\Pr[A|B] := \frac{\Pr[A \cap B]}{\Pr[B]}.$$

die W'keit, dass Ereignis A eintritt, *wenn wir schon wissen*, dass Ereignis B eingetreten ist

so rechnen wir diese W'keit aus

Beispiel: Zwei-Kinder-Problem

Familie X hat zwei Kinder



$$\Omega = \{mm, mw, wm, ww\}$$

- 1.Stelle: Geschlecht des älteren Kindes,
- 2.Stelle: Geschlecht des jüngeren Kindes

$$\Pr[\text{„beide Kinder sind Mädchen“}] = 1/4$$

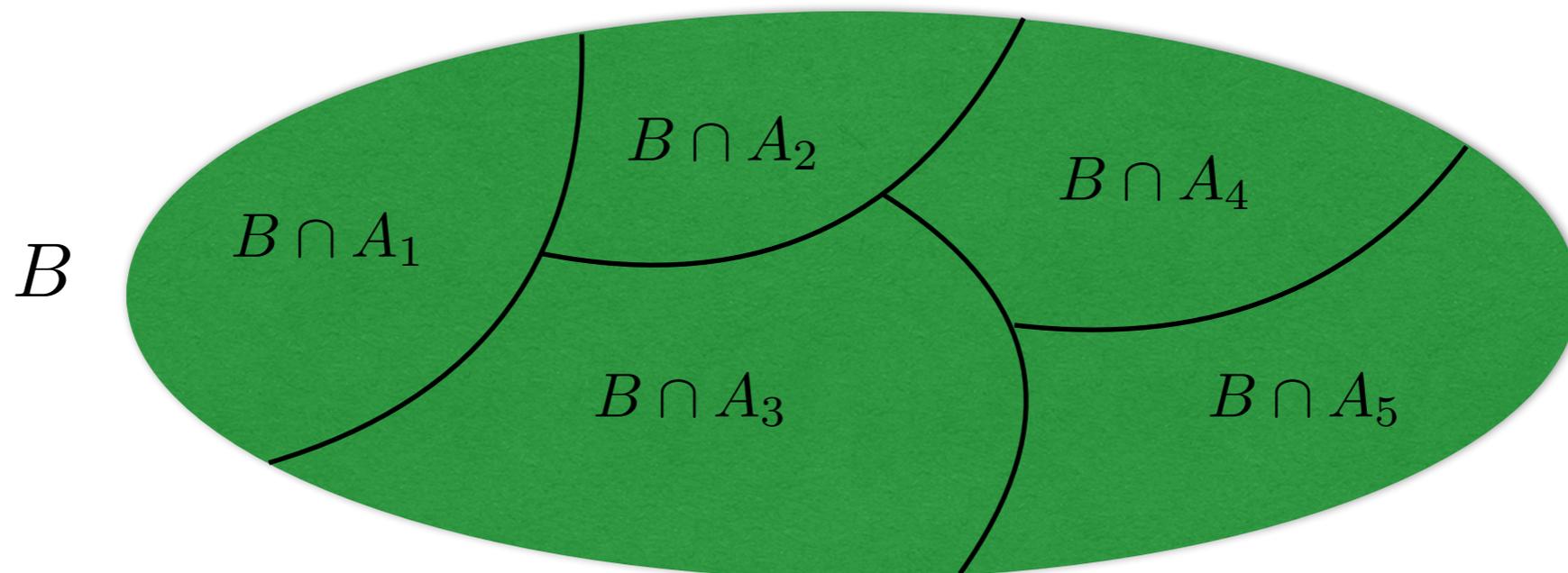
$$\Pr[\text{„beide Kinder sind Mädchen“} \mid \text{„ein Kind ist Mädchen“}] = 1/3$$

$$\Pr[\text{„beide Kinder sind Mädchen“} \mid \text{„älteres Kind ist Mädchen“}] = 1/2$$

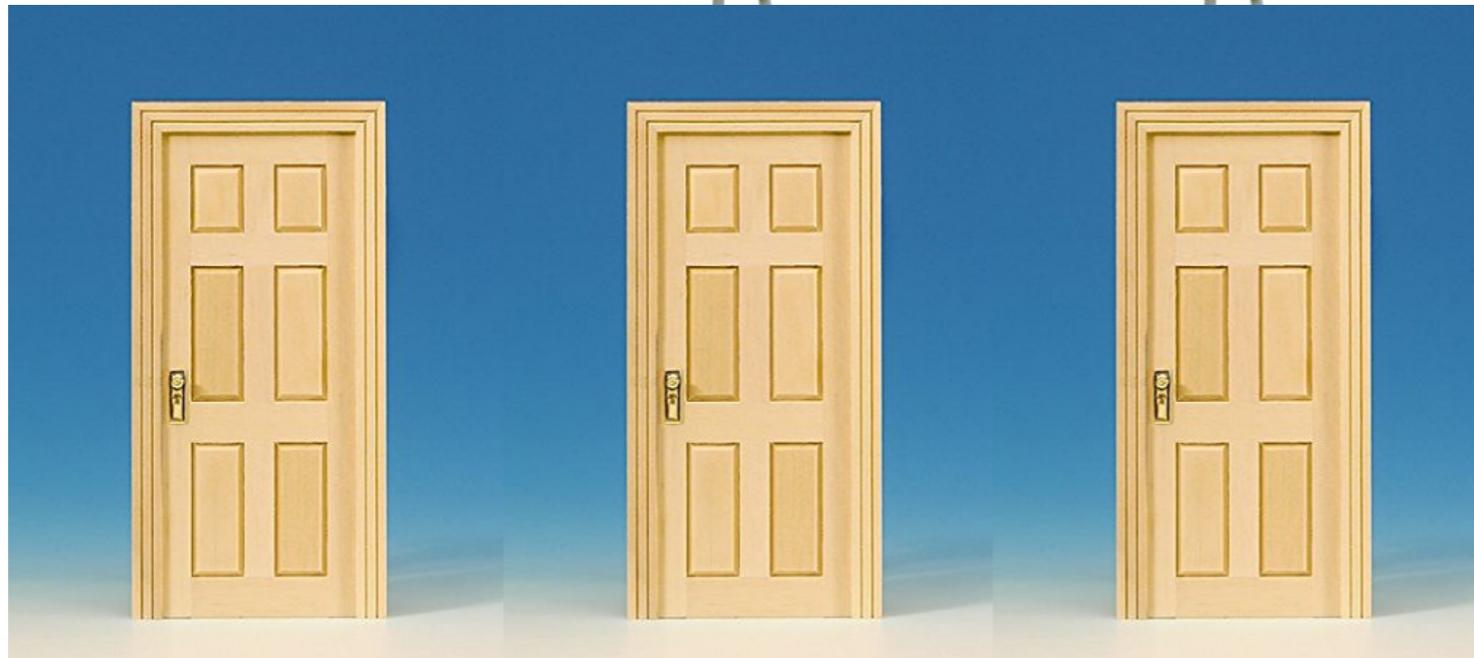
Satz von der totalen W'keit

Satz (*Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit*) Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt und es gelte $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$. Dann folgt

$$\Pr[B] = \sum_{i=1}^n \underbrace{\Pr[B|A_i] \cdot \Pr[A_i]}_{= \Pr[B \cap A_i]}$$



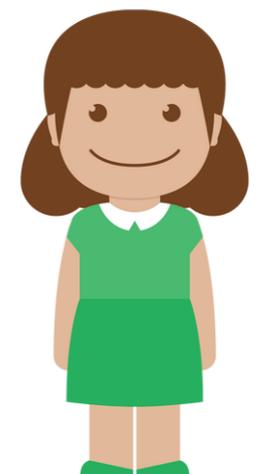
Ziegenproblem



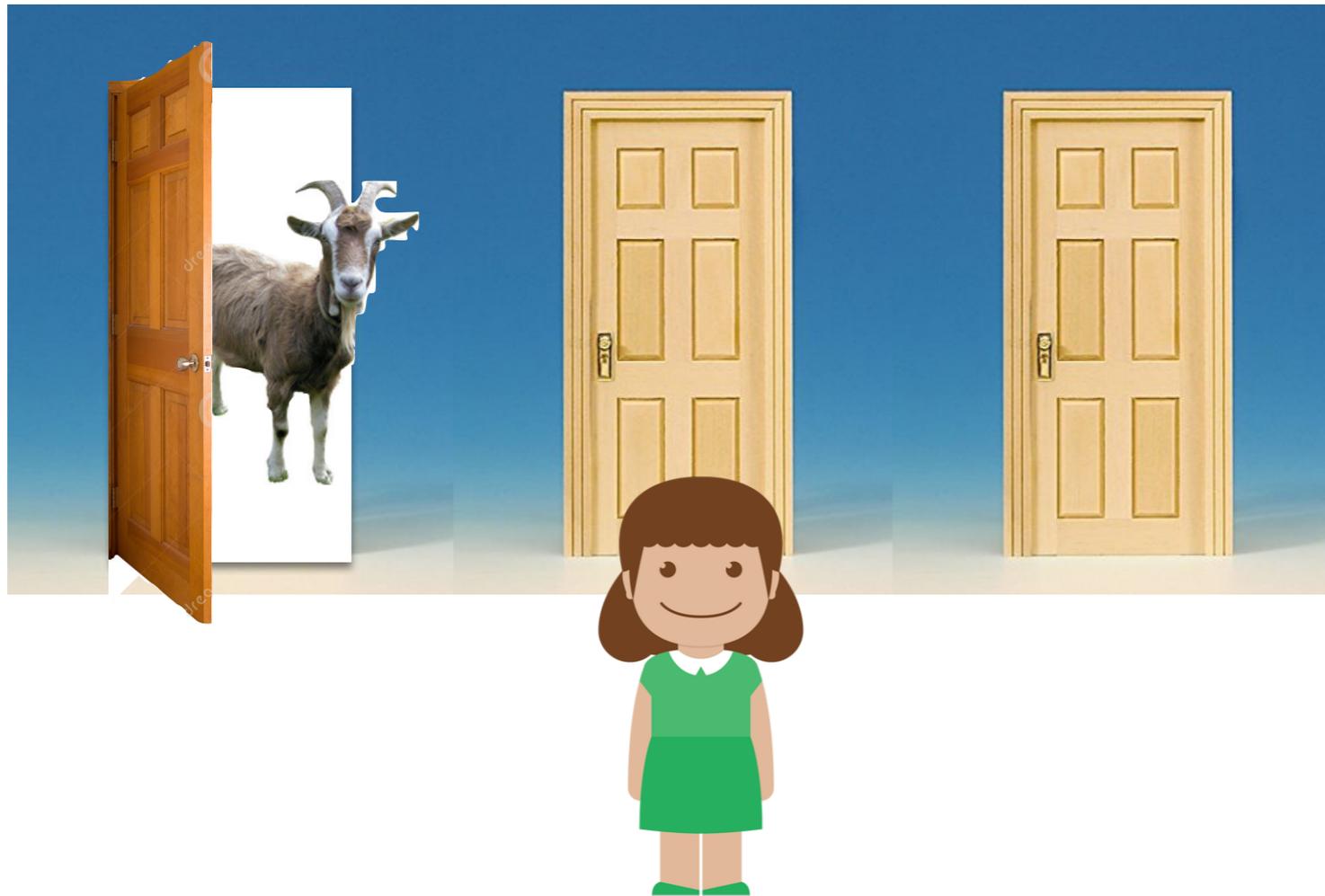
drei Türen:
hinter zweien eine Ziege,
hinter dritten ein Auto

Kandidatin
- sucht sich eine Türe aus

Moderator
- öffnet Tür zu einer Ziege



Ziegenproblem



drei Türen:
hinter zweien eine Ziege,
hinter dritten ein Auto

Kandidatin
- sucht sich eine Türe aus

Moderator
- öffnet Tür zu einer Ziege

Frage: Soll Kandidatin die Türe wechseln?

Ziegenproblem

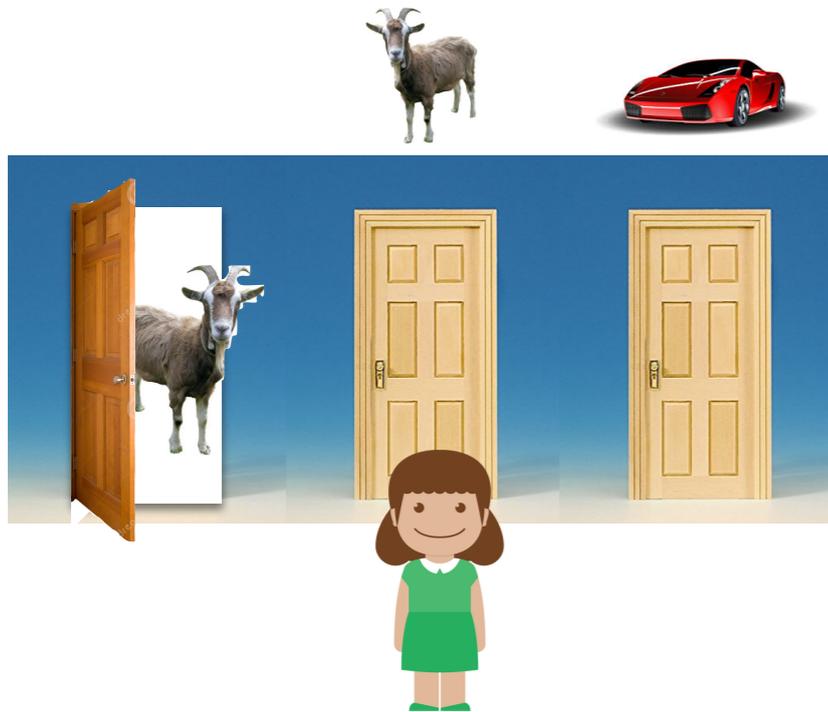


A := „Kandidatin steht vor Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

$$\Pr[A] = 1/3$$

Ziegenproblem



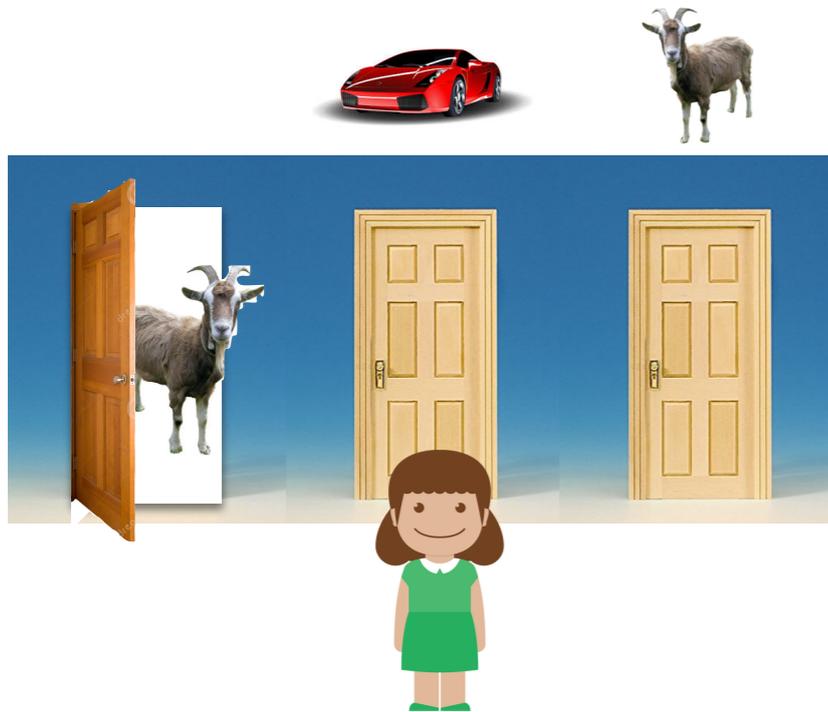
A := „Kandidatin steht vor Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

$$\Pr[A] = 1/3$$

$$\Pr[B | \bar{A}] = 1$$

Ziegenproblem



A := „Kandidatin wählt Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

$$\Pr[A] = 1/3$$

$$\Pr[B | \bar{A}] = 1$$

$$\Pr[B | A] = 0$$

Ziegenproblem



A := „Kandidatin wählt Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

$$\Pr[A] = 1/3$$

$$\Pr[B | \bar{A}] = 1$$

$$\Pr[B | A] = 0$$

$$\Pr[A] = 1/3$$

$$\Pr[B]$$

$$= \Pr[B | \bar{A}] \Pr[\bar{A}] + \Pr[B | A] \Pr[A]$$

$$= 1 \cdot 2/3 + 0 \cdot 1/3$$

$$= 2/3$$

Satz 2.10. (*Multiplikationssatz*) Seien die Ereignisse A_1, \dots, A_n gegeben. Falls $\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n] > 0$ ist, gilt

$$\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n] = \Pr[A_1] \cdot \Pr[A_2|A_1] \cdot \Pr[A_3|A_1 \cap A_2] \cdot \dots \cdot \Pr[A_n|A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}].$$

Beweis: Die rechte Seite ist:

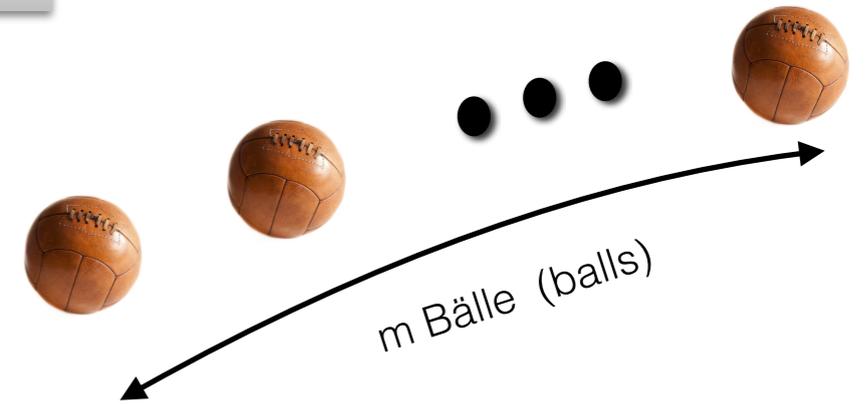
$$\frac{\Pr[A_1]}{1} \cdot \frac{\Pr[A_1 \cap A_2]}{\Pr[A_1]} \cdot \frac{\Pr[A_1 \cap A_2 \cap A_3]}{\Pr[A_1 \cap A_2]} \cdot \dots \cdot \frac{\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n]}{\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}]}$$

Geburtstagsproblem

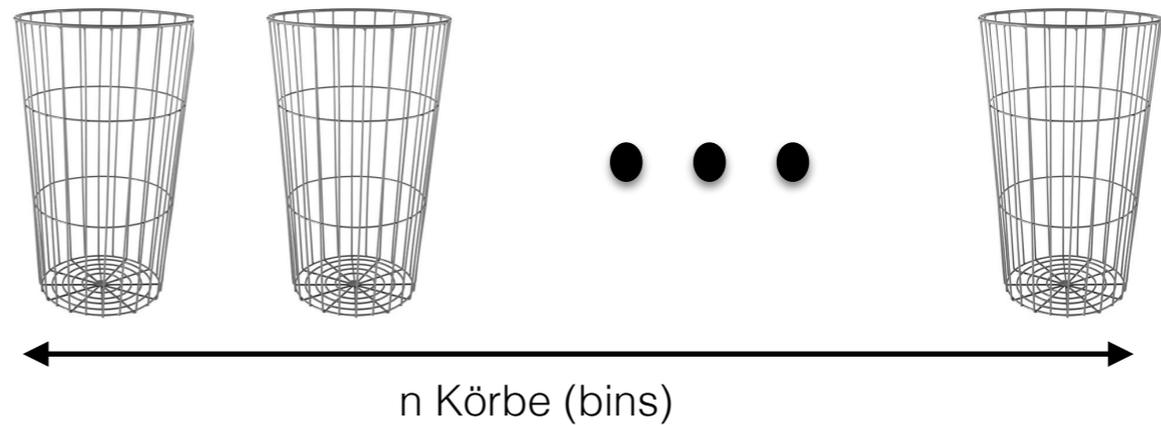


$n = 365$
 $m = \text{Anzahl Personen}$

Umformulierung:



zufällig



Geburtstagsproblem

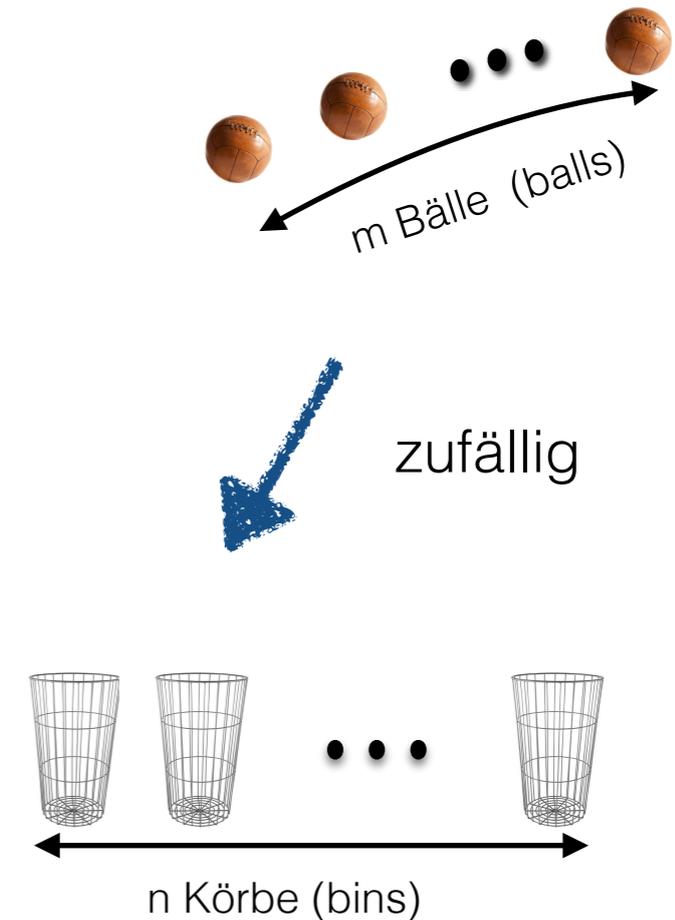
A_i := i-ter Ball landet in einem Korb
in dem noch kein Ball liegt

$$\Pr[A_1] = 1$$

$$\Pr[A_2 | A_1] = (n-1) / n$$

allgemein:

$$\Pr[A_i | A_1 \cap \dots \cap A_{i-1}] = (n-(i-1)) / n$$



$$\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_m] = 1 \cdot \frac{n-1}{n} \cdot \dots \cdot \frac{n-(m-1)}{n}$$

Satz (*Satz von Bayes*) Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt. Ferner sei $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$ ein Ereignis mit $\Pr[B] > 0$. Dann gilt für ein beliebiges $i = 1, \dots, n$

$$\Pr[A_i|B] = \frac{\Pr[A_i \cap B]}{\Pr[B]} = \frac{\Pr[B|A_i] \cdot \Pr[A_i]}{\sum_{j=1}^n \Pr[B|A_j] \cdot \Pr[A_j]}$$

⇒ Der Satz von Bayes ermöglicht es das Ereignis auf das wir bedingen und das dessen W'keit wir berechnen wollen zu vertauschen.

Satz (*Satz von Bayes*) Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt. Ferner sei $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$ ein Ereignis mit $\Pr[B] > 0$. Dann gilt für ein beliebiges $i = 1, \dots, n$

$$\Pr[A_i|B] = \frac{\Pr[A_i \cap B]}{\Pr[B]} = \frac{\Pr[B|A_i] \cdot \Pr[A_i]}{\sum_{j=1}^n \Pr[B|A_j] \cdot \Pr[A_j]}$$

Klassisches Anwendungsbeispiel: Test auf eine Krankheit

bekannt aus statistischen Untersuchungen:

$\Pr[\text{„Test ist positiv“} \mid \text{„Patient hat Krankheit X“}]$

$\Pr[\text{„Test ist positiv“} \mid \text{„Patient hat Krankheit X nicht“}]$

was uns interessiert

$\Pr[\text{„habe Krankheit X“} \mid \text{„Test ist positiv“}]$

Satz (*Satz von Bayes*) Die Ereignisse A_1, \dots, A_n seien paarweise disjunkt. Ferner sei $B \subseteq A_1 \cup \dots \cup A_n$ ein Ereignis mit $\Pr[B] > 0$. Dann gilt für ein beliebiges $i = 1, \dots, n$

$$\Pr[A_i|B] = \frac{\Pr[A_i \cap B]}{\Pr[B]} = \frac{\Pr[B|A_i] \cdot \Pr[A_i]}{\sum_{j=1}^n \Pr[B|A_j] \cdot \Pr[A_j]}$$

Beweis:

Zähler: $\text{Prob}[A_i \cap B] = \text{Prob}[B \cap A_i] = \text{Prob}[B | A_i] \cdot \text{Prob}[A_i]$

Nenner: $\text{Prob}[B] = \dots$ wende Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit an ...

Kapitel 2.3

Unabhängigkeit

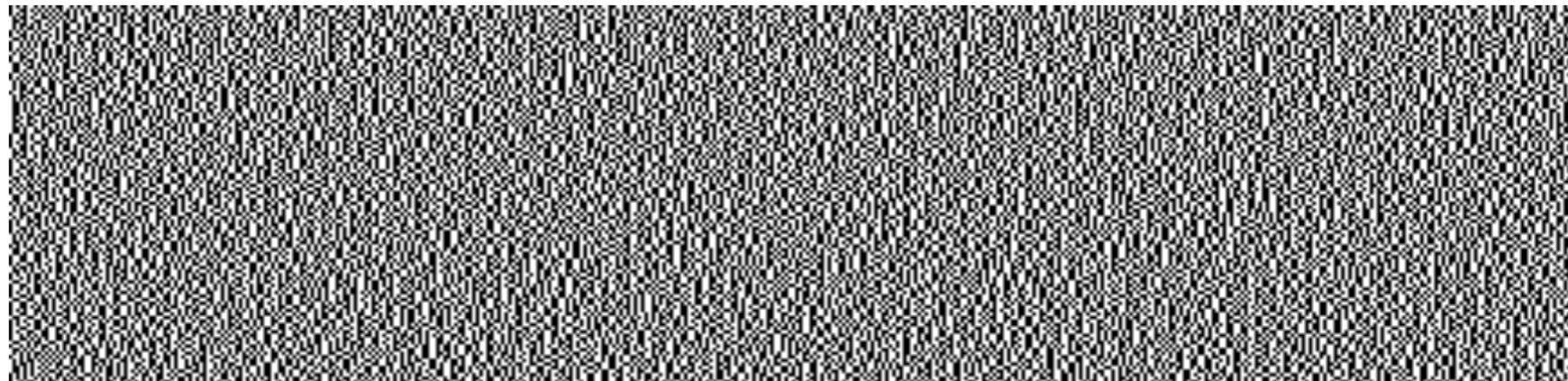
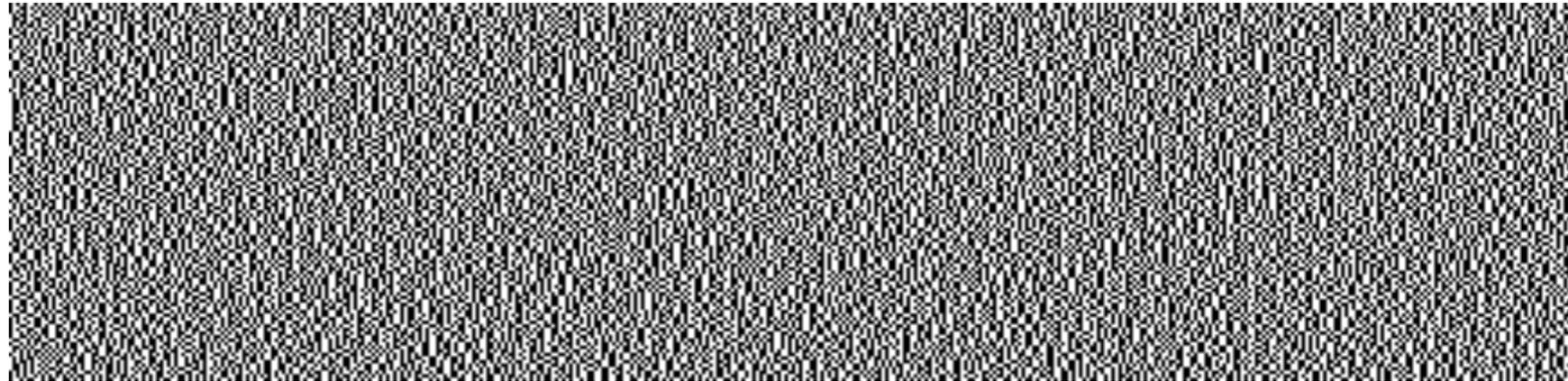


Bild 1

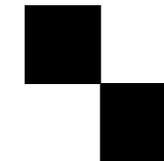
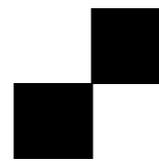
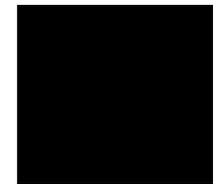
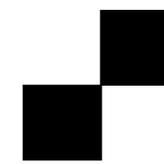
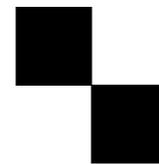
Bild 2

Bild 1+2

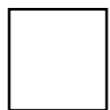
schwarzes Pixel



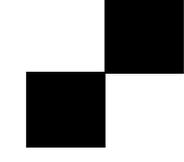
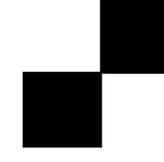
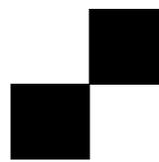
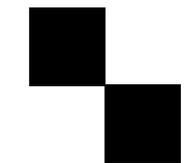
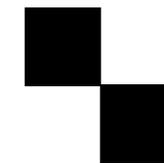
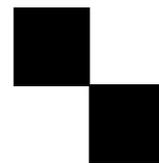
oder



weisses Pixel



oder



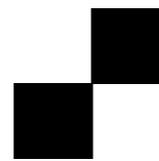
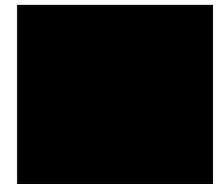
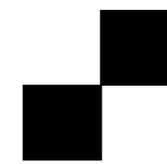
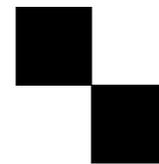
Visuelle Kryptographie

Bild 1

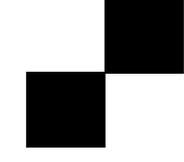
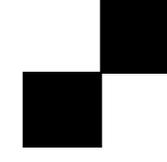
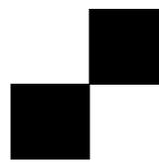
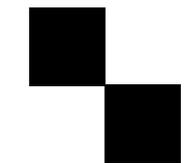
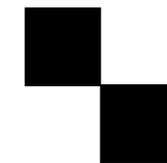
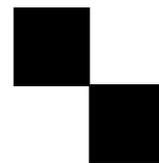
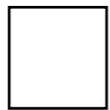
Bild 2

Bild 1+2

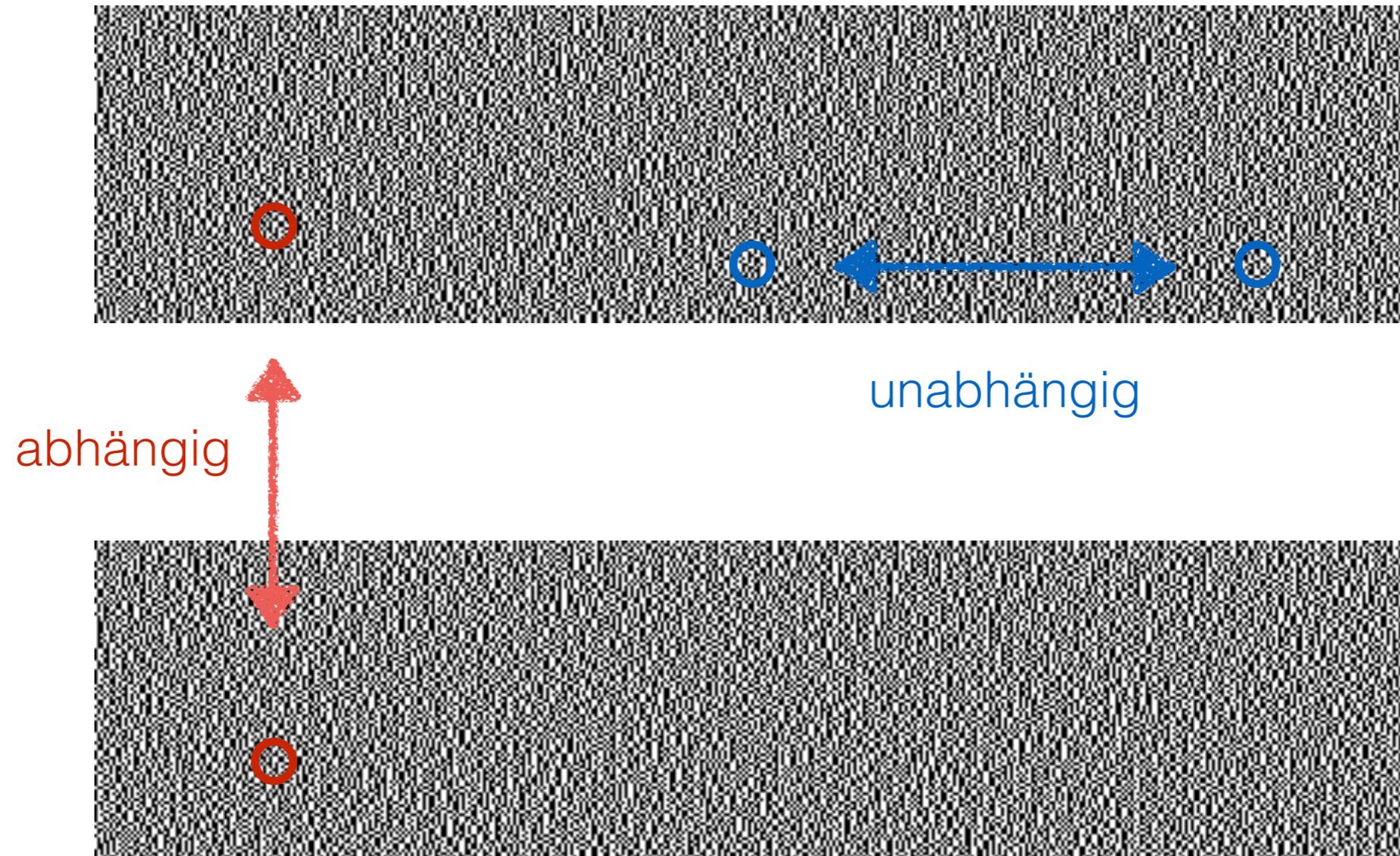
schwarzes Pixel



weisses Pixel



Visuelle Kryptographie



Intuitiv:

Ereignisse A und B sind unabhängig gdw
Eintritt von B beeinflusst nicht, ob A eintritt

$$\frac{\Pr[A \cap B]}{\Pr[B]} \stackrel{\text{Def.}}{=} \Pr[A|B] \stackrel{!}{=} \Pr[A]$$

Definition : Die Ereignisse A und B heissen *unabhängig*, wenn gilt

$$\Pr[A \cap B] = \Pr[A] \cdot \Pr[B].$$

Unabhängigkeit - Beispiele

Definition Die Ereignisse A und B heissen *unabhängig*, wenn gilt

$$\Pr[A \cap B] = \Pr[A] \cdot \Pr[B].$$

Wichtig: Ereignisse können (stochastisch) unabhängig sein, ohne dass sie ‚physikalisch‘ unabhängig sind

$A :=$ „ ist gerade“

$B :=$ „ +  ist 7“

$$\Pr[A] = 1/2$$

$$\Pr[B] = 6/36$$

$$\Pr[A \cap B] = 3/36$$



Wichtig: Ereignisse können (stochastisch) unabhängig sein, ohne dass sie ‚physikalisch‘ unabhängig sind

Zufallszahlengenerator (*Programmiersprachen*)

$$\begin{aligned} f : \{0,1\}^m &\rightarrow \{0,1\}^m \times \{0,1\}^n \\ s_{i-1} &\rightarrow (s_i, a_i) \end{aligned}$$

s_i : interne Zustände

a_i : Zufallszahlen — *wir „nehmen an“, dass die a_i unabhängig sind*

Unabhängigkeit mehrerer Ereignisse

Frage:

Wann sollen wir Ereignisse A , B und C als unabhängig bezeichnen?

Intuitiv:

Wenn wir durch A und/oder B nichts über C lernen, usw.

... wie machen wir das formal?

Unabhängigkeit - mehrere Ereignisse

Beispiel: wir ziehen zufällig und gleichverteilt eine Zahl aus $\{1,2,\dots,8\}$

A := „die Zahl ist in $\{1,2,3,4\}$ “

B := „die Zahl ist in $\{1,5,6,7\}$ “

C := B

Dann gilt

$$\Pr[A] \cdot \Pr[B] \cdot \Pr[C] = (1/2)^3 = 1/8 = \Pr[A \cap B \cap C]$$

Aber: die drei Ereignisse sind **nicht** unabhängig

Unabhängigkeit - mehrere Ereignisse

Beispiel: wir werfen zwei Münzen und setzen

A := „erste Münze zeigt Kopf“

B := „zweite Münze zeigt Kopf“

C := „Resultate beider Münzen sind verschieden“

==> Je zwei der Ereignisse sind unabhängig,
die drei zusammen jedoch nicht

Unabhängigkeit mehrerer Ereignisse

Frage:

Wann sollen wir Ereignisse A, B und C als unabhängig bezeichnen?

Wenn

$$\Pr[\mathbf{A \cap B \cap C}] = \Pr[\mathbf{A}] \cdot \Pr[\mathbf{B}] \cdot \Pr[\mathbf{C}]$$

und

A und **B** sind **unabhängig**, (also $\Pr[\mathbf{A \cap B}] = \Pr[\mathbf{A}] \Pr[\mathbf{B}]$)
& **A** und **C** sind **unabhängig**, (also $\Pr[\mathbf{A \cap C}] = \Pr[\mathbf{A}] \Pr[\mathbf{C}]$)
& **B** und **C** sind **unabhängig** (also $\Pr[\mathbf{B \cap C}] = \Pr[\mathbf{B}] \Pr[\mathbf{C}]$)

Unabhängigkeit - viele Ereignisse

Definition Die Ereignisse A_1, \dots, A_n heißen *unabhängig*, wenn für alle Teilmengen $I \subseteq \{1, \dots, n\}$ mit $I = \{i_1, \dots, i_k\}$ gilt, dass

$$\Pr[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}] = \Pr[A_{i_1}] \cdot \dots \cdot \Pr[A_{i_k}]. \quad (2.2)$$

Eine unendliche Familie von Ereignissen A_i mit $i \in \mathbb{N}$ heisst unabhängig, wenn (2.2) für jede endliche Teilmenge $I \subseteq \mathbb{N}$ erfüllt ist.

Offensichtlich erfüllt, wenn die Ereignisse ‚physikalisch‘ unabhängig sind (zB wenn jedes A_i einem unabhängigen Münzwurf entspricht)

Dies ist aber nicht unbedingt erforderlich (zB Zufallszahlengenerator).

Unabhängigkeit - viele Ereignisse

Definition Die Ereignisse A_1, \dots, A_n heißen *unabhängig*, wenn für alle Teilmengen $I \subseteq \{1, \dots, n\}$ mit $I = \{i_1, \dots, i_k\}$ gilt, dass

$$\Pr[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}] = \Pr[A_{i_1}] \cdots \Pr[A_{i_k}]. \quad (2.2)$$

Eine unendliche Familie von Ereignissen A_i mit $i \in \mathbb{N}$ heisst unabhängig, wenn (2.2) für jede endliche Teilmenge $I \subseteq \mathbb{N}$ erfüllt ist.

Lemma Die Ereignisse A_1, \dots, A_n sind genau dann unabhängig, wenn für alle $(s_1, \dots, s_n) \in \{0, 1\}^n$ gilt, dass

$$\Pr[A_1^{s_1} \cap \dots \cap A_n^{s_n}] = \Pr[A_1^{s_1}] \cdots \Pr[A_n^{s_n}], \quad (2.3)$$

wobei $A_i^0 = \bar{A}_i$ und $A_i^1 = A_i$.

Unabhängigkeit - viele Ereignisse

Lemma Seien A , B und C unabhängige Ereignisse. Dann sind auch $A \cap B$ und C bzw. $A \cup B$ und C unabhängig.

Beweis:

$$\begin{aligned} \Pr[(A \cap B) \cap C] &= \Pr[A \cap B \cap C] \\ &= \Pr[A] \Pr[B] \Pr[C] \\ &= \Pr[A \cap B] \Pr[C] \end{aligned}$$

Beweis für Vereinigung ähnlich, verwende die Siebformel, siehe Skript.

Zwei Folgen von K und Z der Länge 200,

- eine Folge entspricht dem Ergebnis von 200 Münzwürfen
- eine ist von mir erzeugt.

Welche Folge ist die zufällige?

Z K Z K Z K K K Z K K Z Z K K K Z Z Z K Z K Z Z K Z K Z Z Z K Z K K Z K K Z Z Z
K Z K K Z Z K K Z K Z K Z K Z K Z Z K Z Z K Z K K Z Z Z K K K Z K Z Z Z K Z
K K Z K Z K Z K K Z K Z K Z K K K Z K Z Z Z Z Z Z Z Z Z K Z Z K K Z Z Z Z K Z K
K K K Z K K K Z Z Z K K K K Z K K Z Z Z K K Z Z Z K K Z K Z K Z K Z Z K K K K
K Z Z Z Z K Z K K Z K K Z Z Z K K K K K K K Z Z Z K K Z Z K K Z K Z Z Z Z K K Z

Verhältnis Kopf : Zahl = 0.980198

K Z Z Z K Z K K Z K Z K Z K Z K Z Z K K Z Z K K Z K Z K K Z Z K Z K Z Z K K
K Z K Z K Z K Z Z Z Z Z Z K Z K K K K K Z K Z Z K Z K Z Z K Z K K K K Z Z K K K
K K K Z K Z K K Z Z K Z K Z K Z Z Z K Z K Z K K Z K K K Z Z K Z Z Z K Z Z K K Z
Z K Z Z K Z K Z Z K Z K Z K Z K K Z K Z K Z Z K Z K K Z Z K K Z K Z Z Z K Z K Z
K K K Z K Z K K K Z Z K Z Z K Z K Z K K K K Z Z K Z K Z K Z K Z K K Z Z Z K K Z

Verhältnis Kopf : Zahl = 1.00000

Wie „erkennt“ man Zufall?

Eigenschaften einer zufällige Folge:

Wir erwarten

- Kopf und Zahl treten ungefähr gleich häufig auf, also
Anzahl Kopf dividiert durch Anzahl Zahl ≈ 1
- W'keit das zwei aufeinanderfolgende Buchstaben gleich sind ist 50%, also
Anzahl Änderungen \approx Länge der Folge / 2

Zufällige Folgen

Zwei Folgen von K und Z der Länge 200,

- eine Folge entspricht dem Ergebnis von 200 Münzwürfen
- eine ist von mir erzeugt.

Welche Folge ist die zufällige?

Z K Z K Z K K K Z K K Z Z K K K Z Z Z K Z K Z Z K Z K Z Z Z K Z K K Z K K Z Z Z
K Z K K Z Z K K Z K Z K Z K Z K Z Z K Z Z K Z K K Z Z Z K K K Z K Z Z K Z
K K Z K Z K Z K K Z K Z K Z K K K Z K Z Z Z Z Z Z Z Z K Z Z K K Z Z Z K Z K
K K K Z K K K Z Z Z K K K K Z K K Z Z Z K K Z K Z K Z K Z K Z K Z K Z K K K K
K Z Z Z Z K Z K K Z K K Z Z Z K K K K K K Z Z Z K K Z Z K K Z K Z Z Z K K Z



Verhältnis Kopf : Zahl = 0.980198

Änderungen = 112

K Z Z Z K Z K K Z K Z K Z K Z K Z Z K K Z Z K K Z K Z K K Z Z K Z K Z Z K Z
K Z K Z K Z K Z Z Z Z Z Z K Z K K K K K Z K Z Z K Z K Z Z K Z K K K K Z Z K K K
K K K Z K Z K K Z Z K Z K Z K Z Z Z K Z K Z K K Z K K K Z Z K Z Z Z K Z Z K K Z
Z K Z Z K Z K Z Z K Z K Z K Z K K Z K Z K Z Z K Z K K Z Z K K Z K Z Z Z K Z K Z
K K K Z K Z K K K Z Z K Z Z K Z K Z K K K K Z Z K Z K Z K Z K Z K K Z Z Z K K Z

Verhältnis Kopf : Zahl = 1.00000

Änderungen = 133