
Algorithmen und Wahrscheinlichkeit

*Warum sollte jeder Informatiker Ahnung von
Wahrscheinlichkeitstheorie haben?*

QuickSort:

*Wodurch wird QuickSort zu **QuickSort**?*

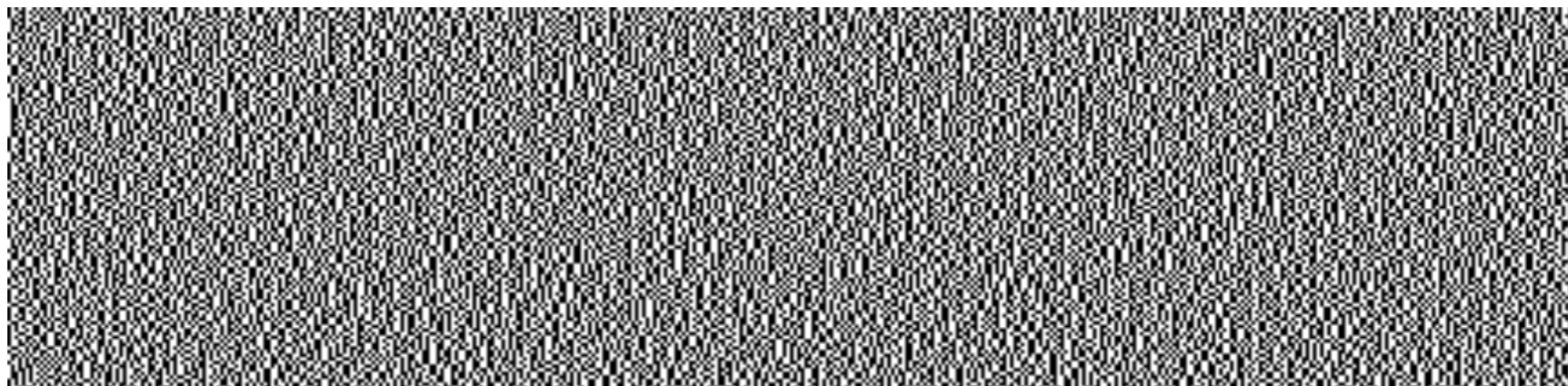
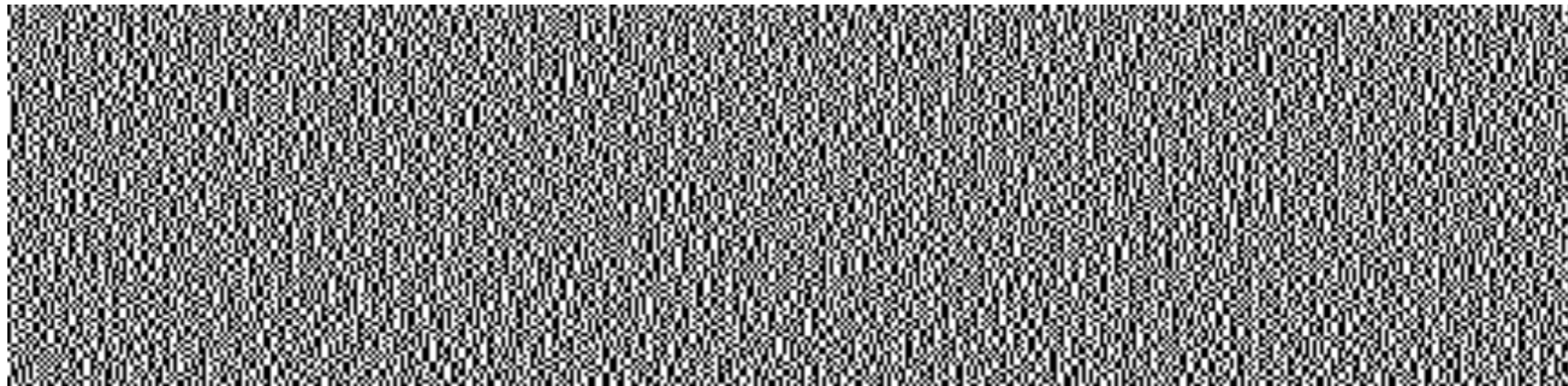
*⇒ wenn wir das Pivot-Element **zufällig wählen**,
so hat er seinen Namen verdient ...*

Primzahltest:

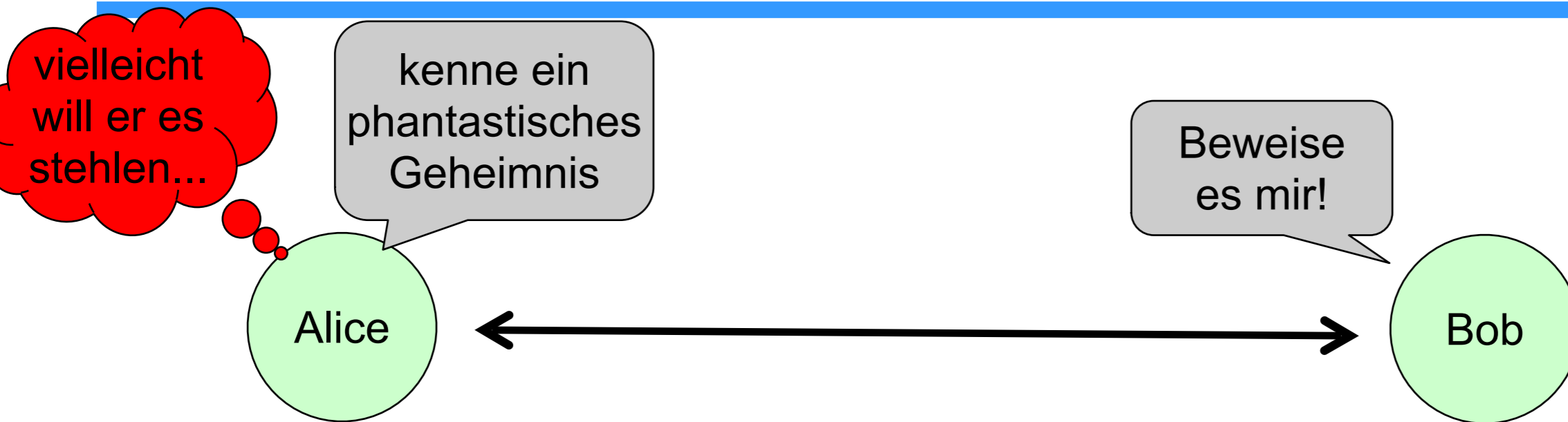
Gegeben natürliche Zahl n , ist n eine Primzahl?

- ⇒ essentiell für fast alle Probleme in der Kryptographie
- ⇒ **Algorithmus:**
 - wähle Zahl $1 \leq x \leq n$ **zufällig**
 - prüfe ob x Zeuge für Zusammengesetztheit von n ist

Visual Cryptography:



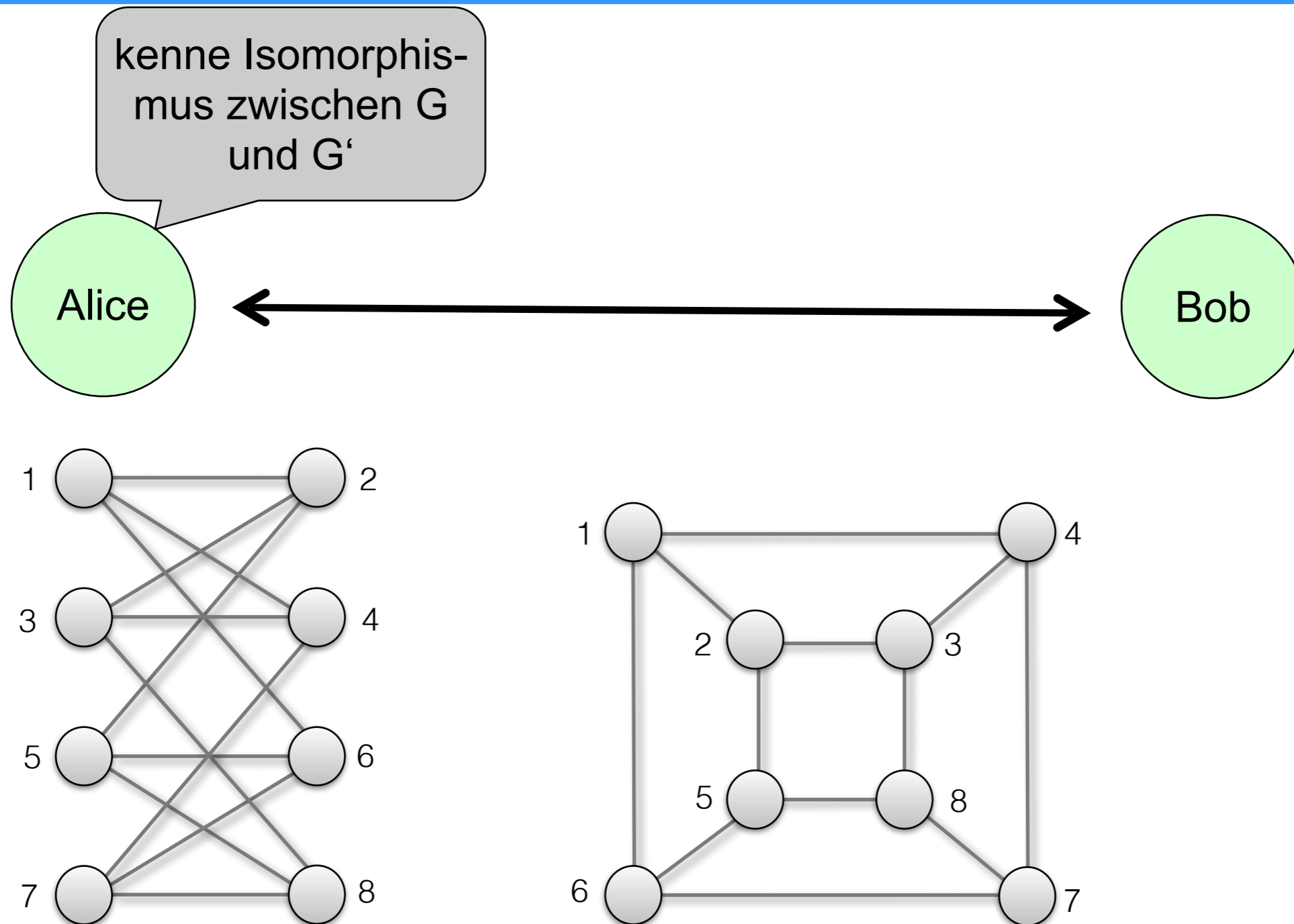
Anwendung: Zero-Knowledge-Protokolle



Ideale Welt: Alice kann Bob *beweisen*, dass sie das Geheimnis kennt, *ohne das Geheimnis zu verraten*.

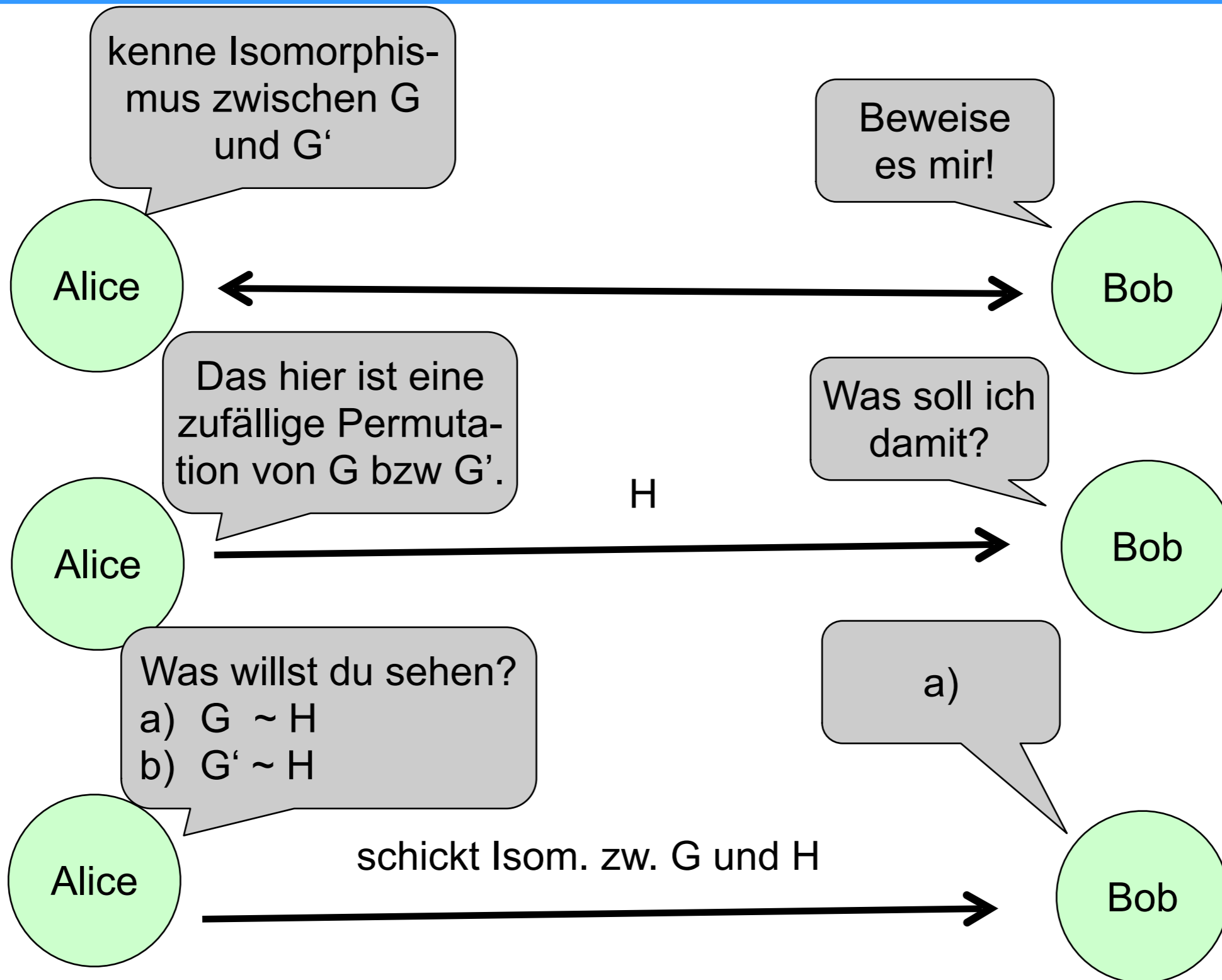
Wir leben in einer idealen Welt!!

Anwendung: Zero-Knowledge-Protokolle

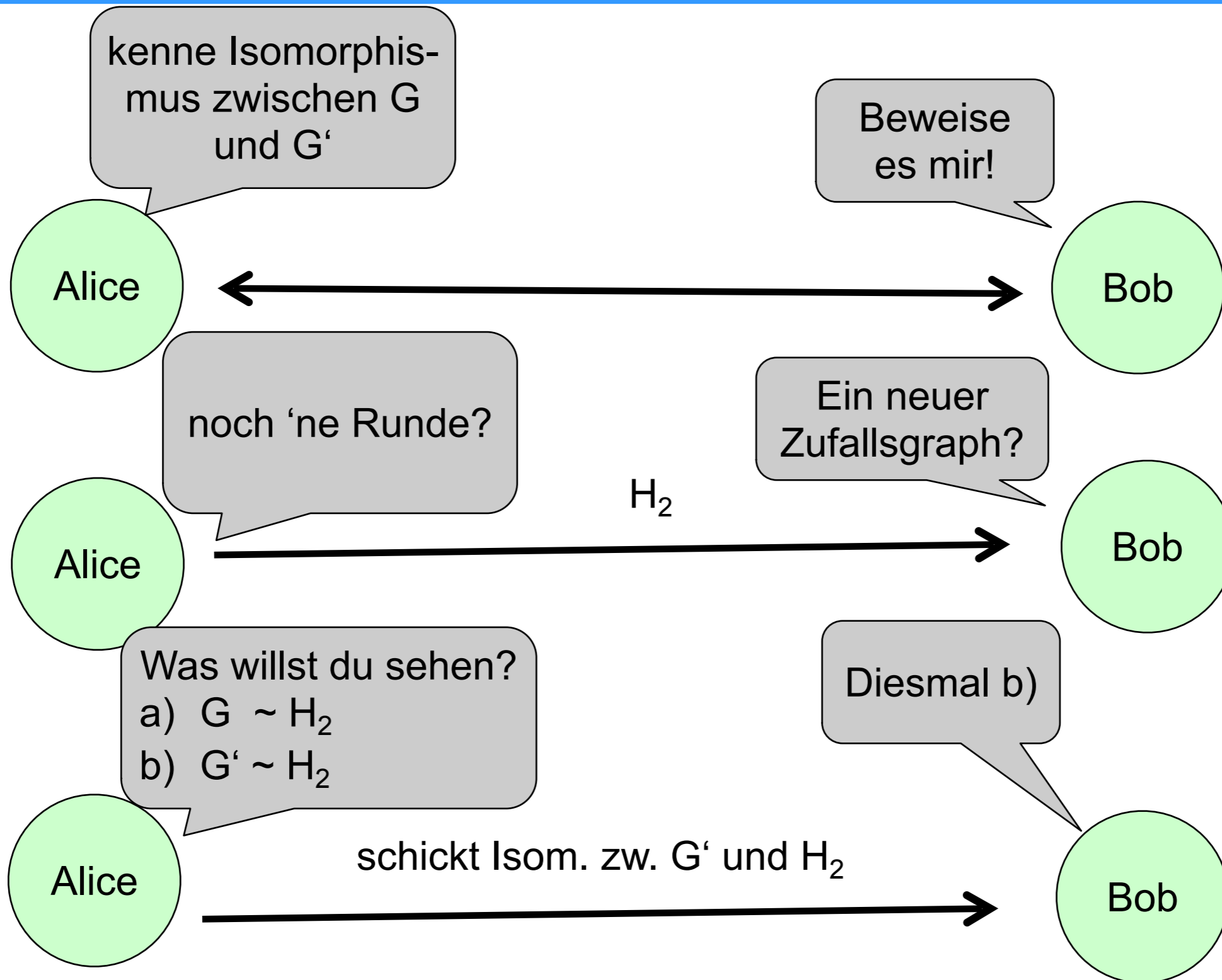


Es ist **kein** polynomieller Algorithmus bekannt, um zu entscheiden, ob zwei Graphen **isomorph** sind.

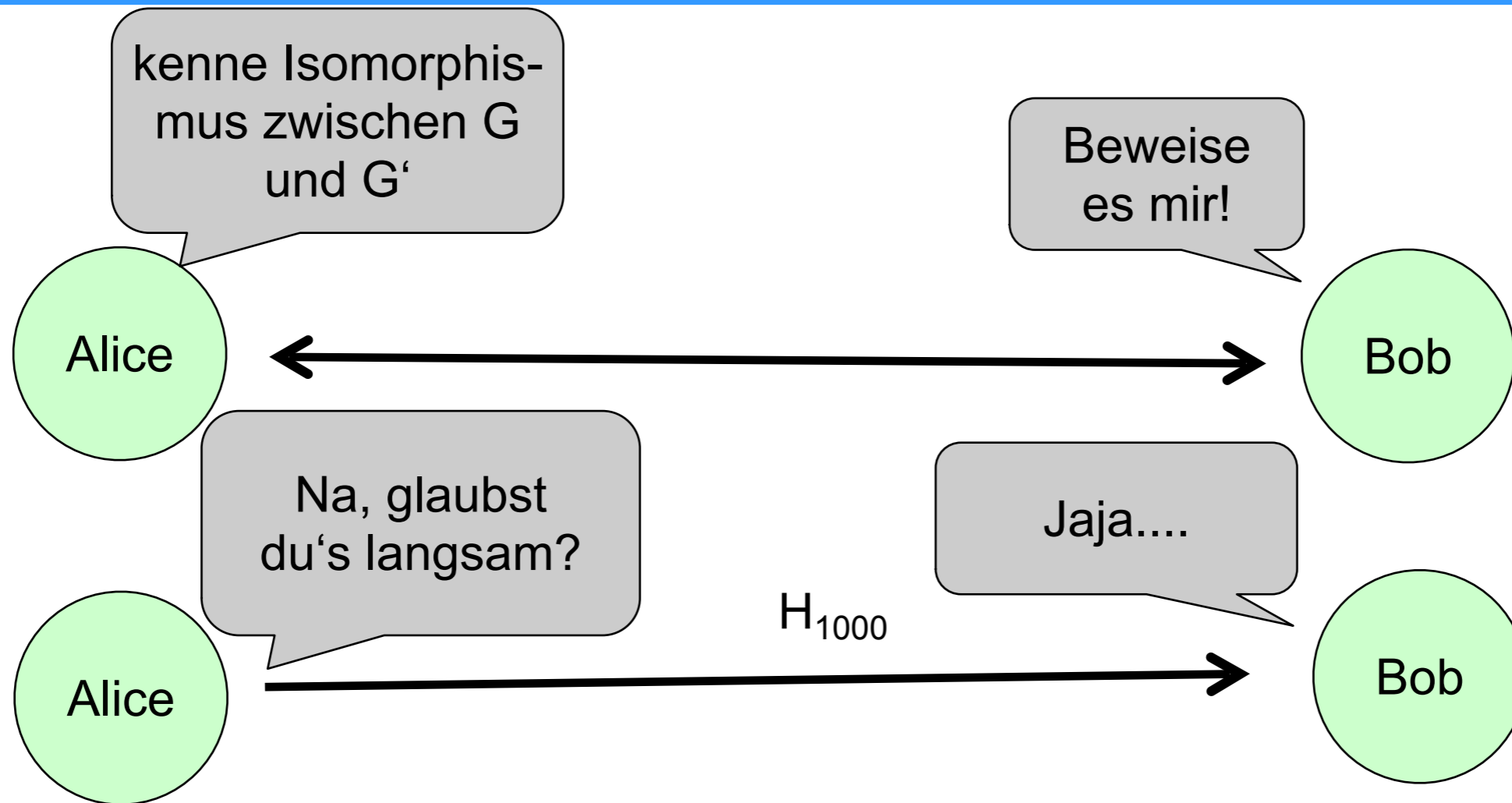
Anwendung: Zero-Knowledge-Protokolle



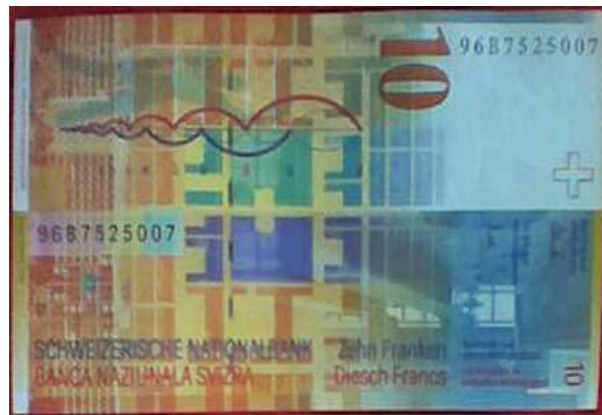
Anwendung: Zero-Knowledge-Protokolle



Anwendung: Zero-Knowledge-Protokolle



Elektronisches Geld:



```
001001000100111
001011110110010
101010001001000
101010101010101
```

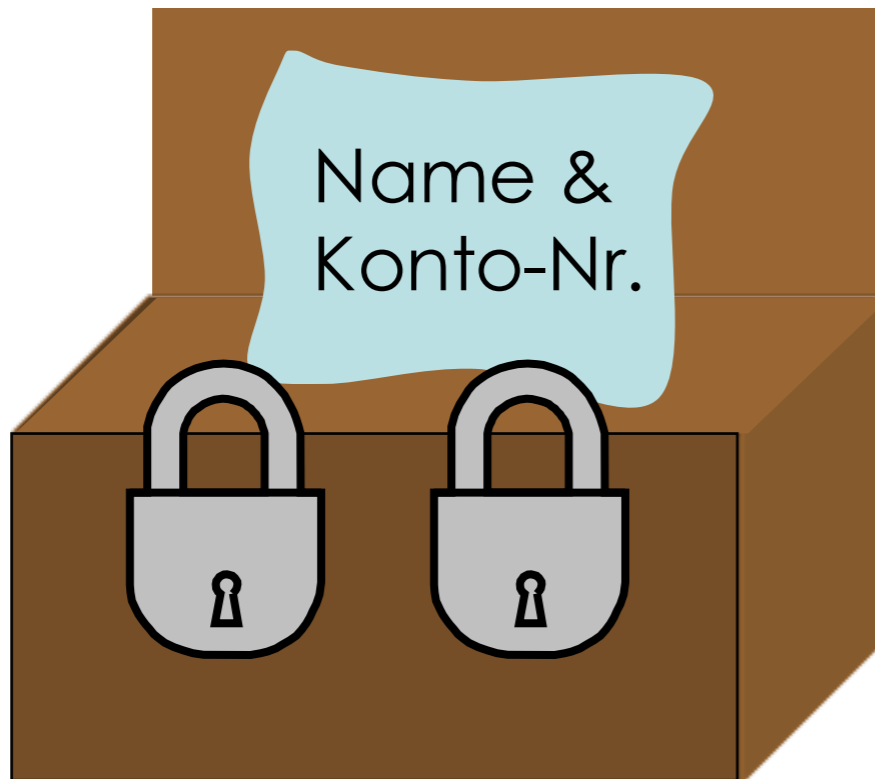
Erwünschte Eigenschaften:

Kunde: Anonymität

Bank: Kenntnis des Kunden, falls dieser betrügt
(Geldschein mehrfach verwendet)

Erzeugen eines elektronischen Geldscheins:

Kunde:



40 mal

Erzeugen eines elektronischen Geldscheins:

Kunde liefert der Bank:



Bank wählt 20 Kisten **zufällig** aus und bittet Kunden, diese Kisten aufzuschliessen.

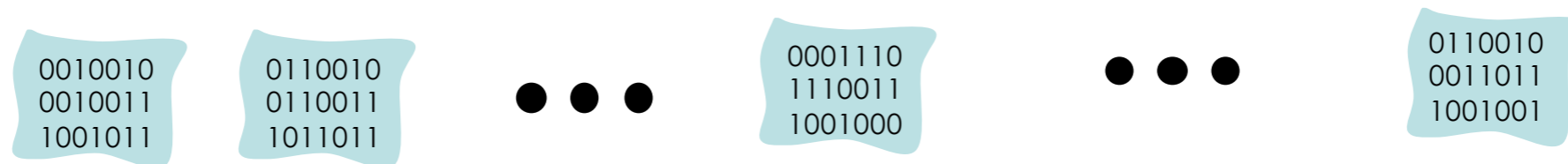
Falls in einer der ausgewählten Kisten, der Zettel mit Name und Konto-Nr. des Kunden fehlt oder falsch ist, bricht die Bank die Geschäftsverbindung mit dem Kunden ab.

Erzeugen eines elektronischen Geldscheins:

Kunde liefert der Bank:



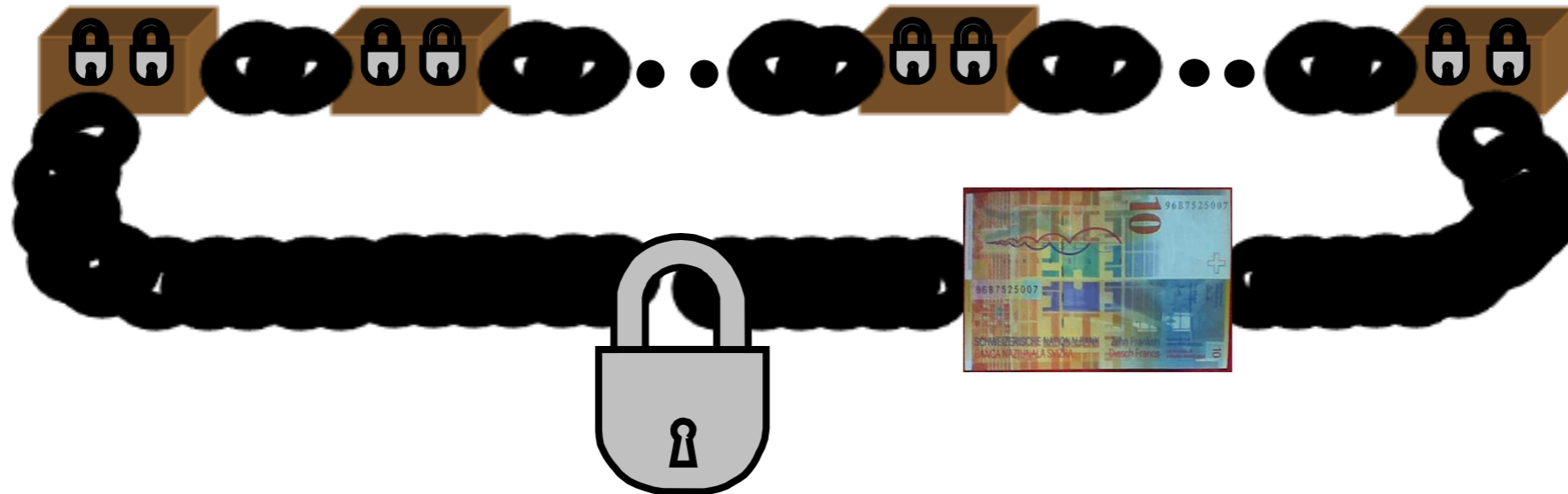
Notwendigkeit dieses Schrittes:



Bank bekommt vom Kunden 40 Bitstrings. Insbesondere kann die Bank beim Zuschliessen nicht „zusehen“.

Erzeugen eines elektronischen Geldscheins:

Bank liefert dem Kunden:



→ elektronischer Geldschein

Verwenden eines elektronischen Geldscheins:

Bezahlen:

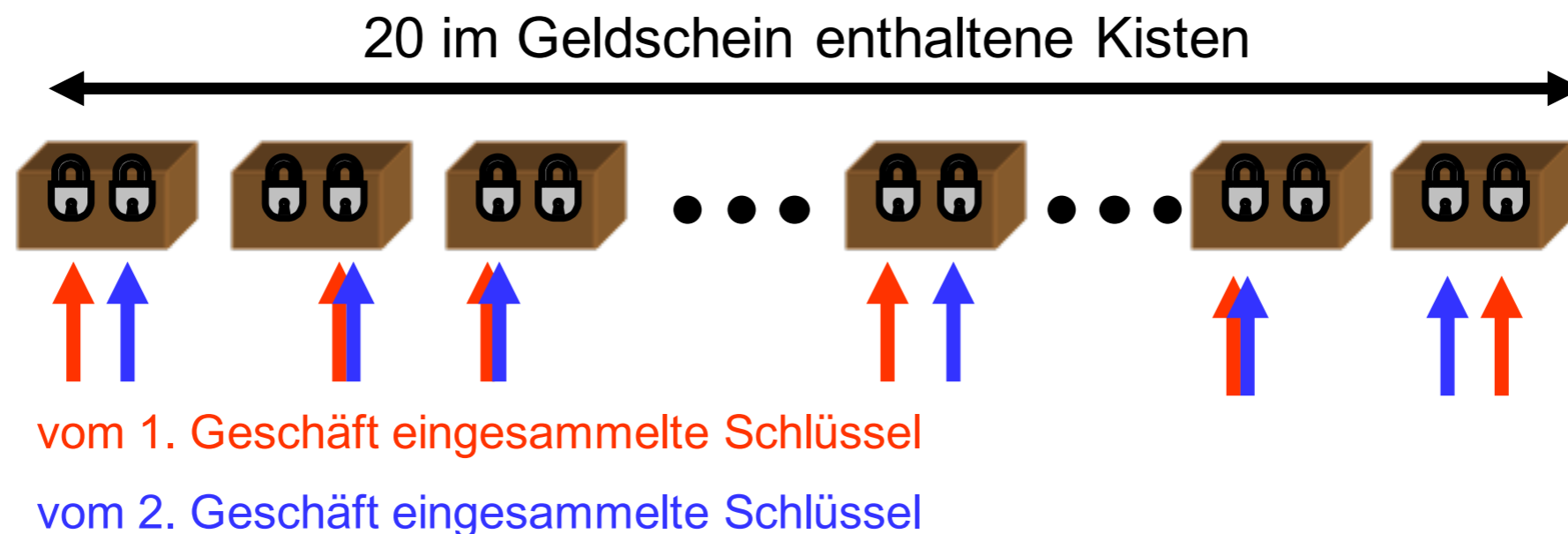
Geschäft verlangt vom Kunden für jede der 20 Kisten *einen* der beiden Schlüssel.

Welcher Schlüssel verlangt wird (linker oder rechter) wird vom Geschäft **zufällig** ausgewählt.

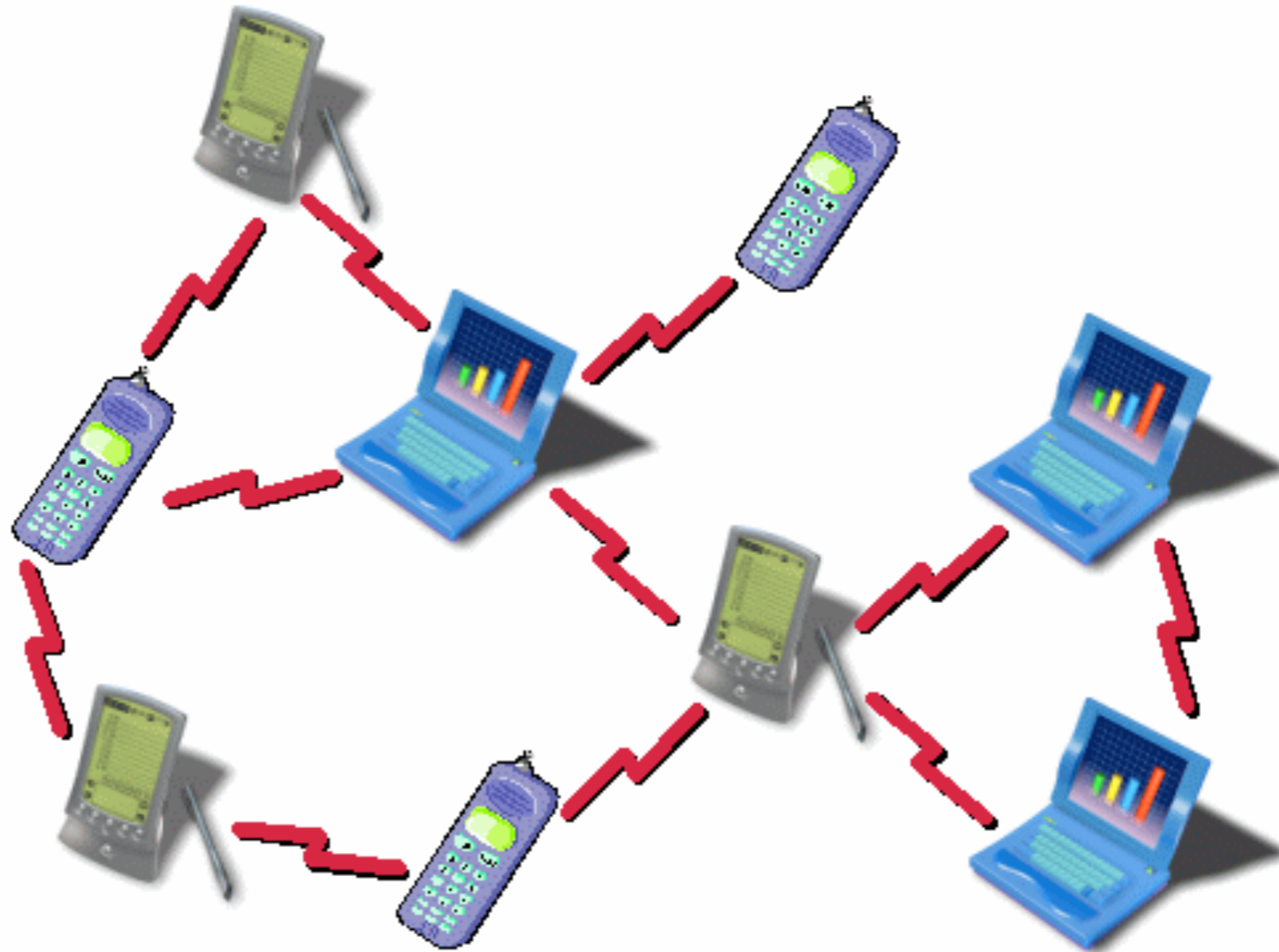
Geschäft liefert Geldschein zusammen mit den eingesammelten Schlüsseln an die Bank.

Verwenden eines elektronischen Geldscheins:

Bezahlen: angenommen der Kunde gibt Geldschein mehrmals aus:

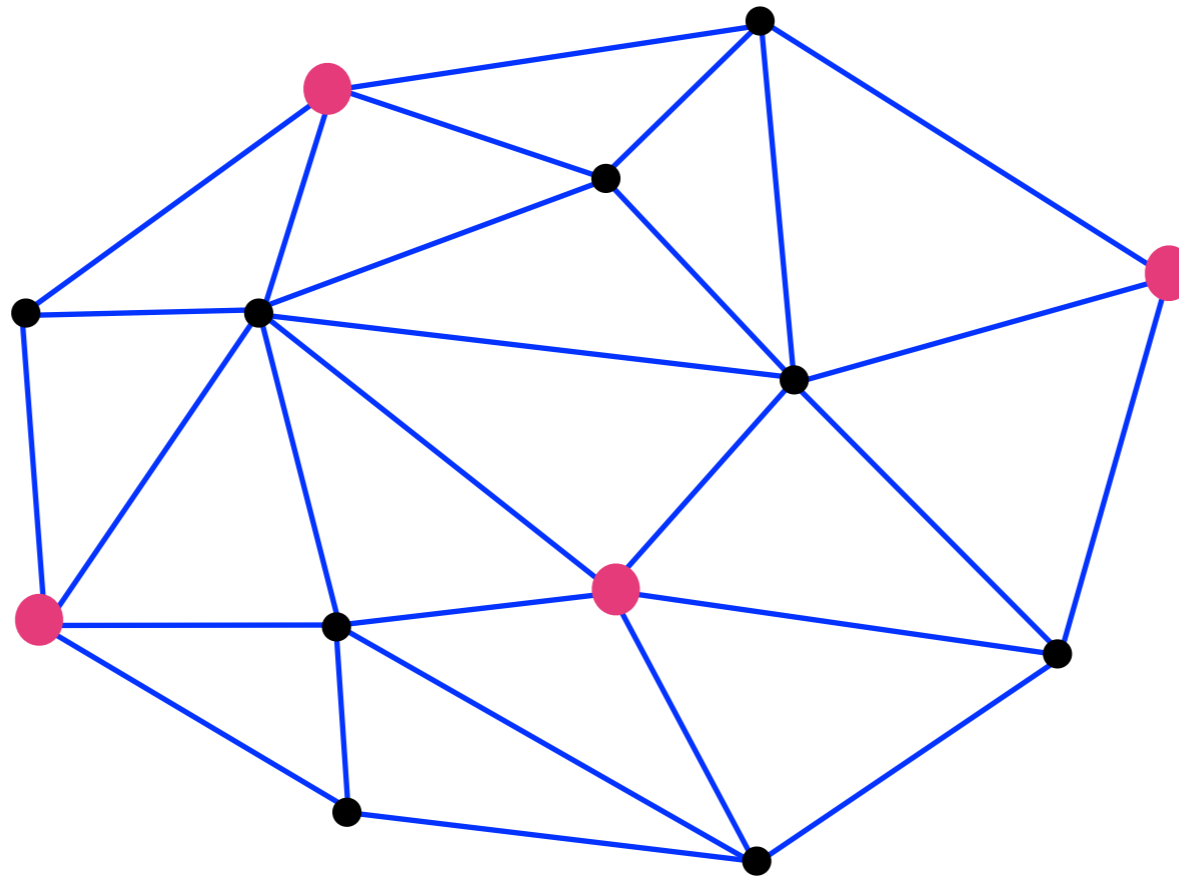


Bank wird von etwa der Hälfte der Kisten **beide** Schlüssel bekommen!

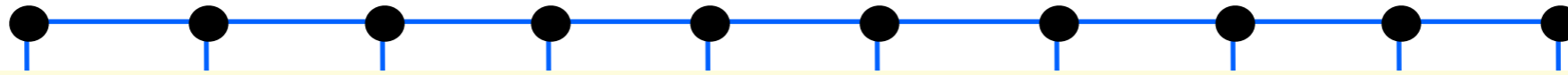


Ziel: Knoten/Rechner sollen gemeinsam eine Aufgabe lösen

z.B: Bestimme eine möglichst grosse stabile Menge



stabile Menge \triangleq Knoten, die nicht durch Kanten verbunden sind



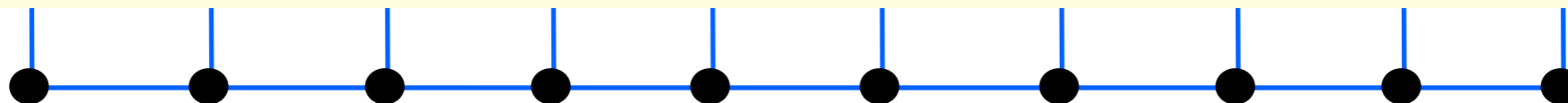
Wir stellen fest:

Alle Knoten mit Abstand k vom Rand sehen nach k Runden die exakt gleiche Umgebung.

Jeder deterministische Algorithmus führt daher zur exakt gleichen Entscheidung ... die „ich gehöre nicht zur stabilen Menge“ sein muss.

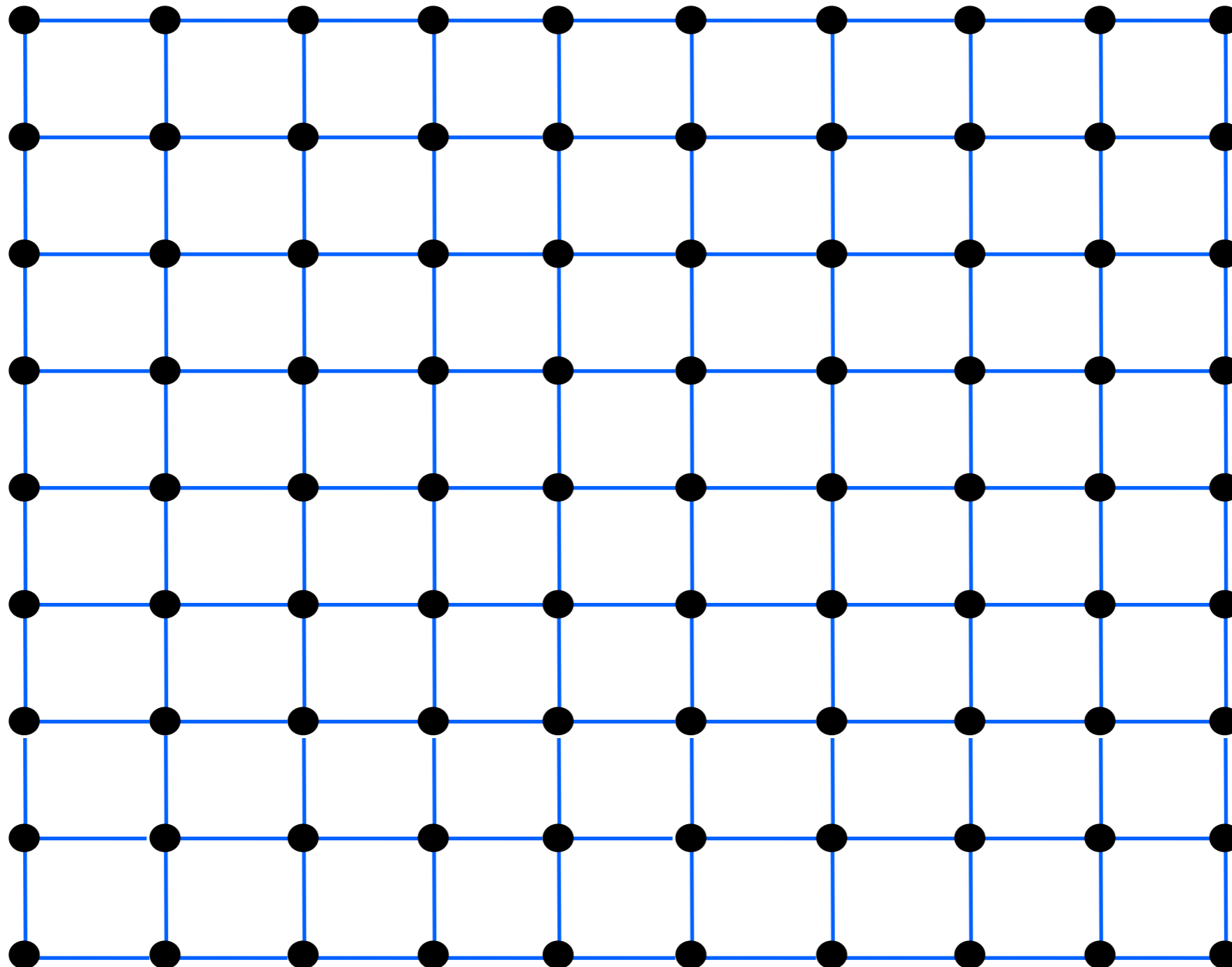
Folgerung:

Einen „schnellen“ Algorithmus, der eine „grosse“ stabile Menge findet, kann es nicht geben.

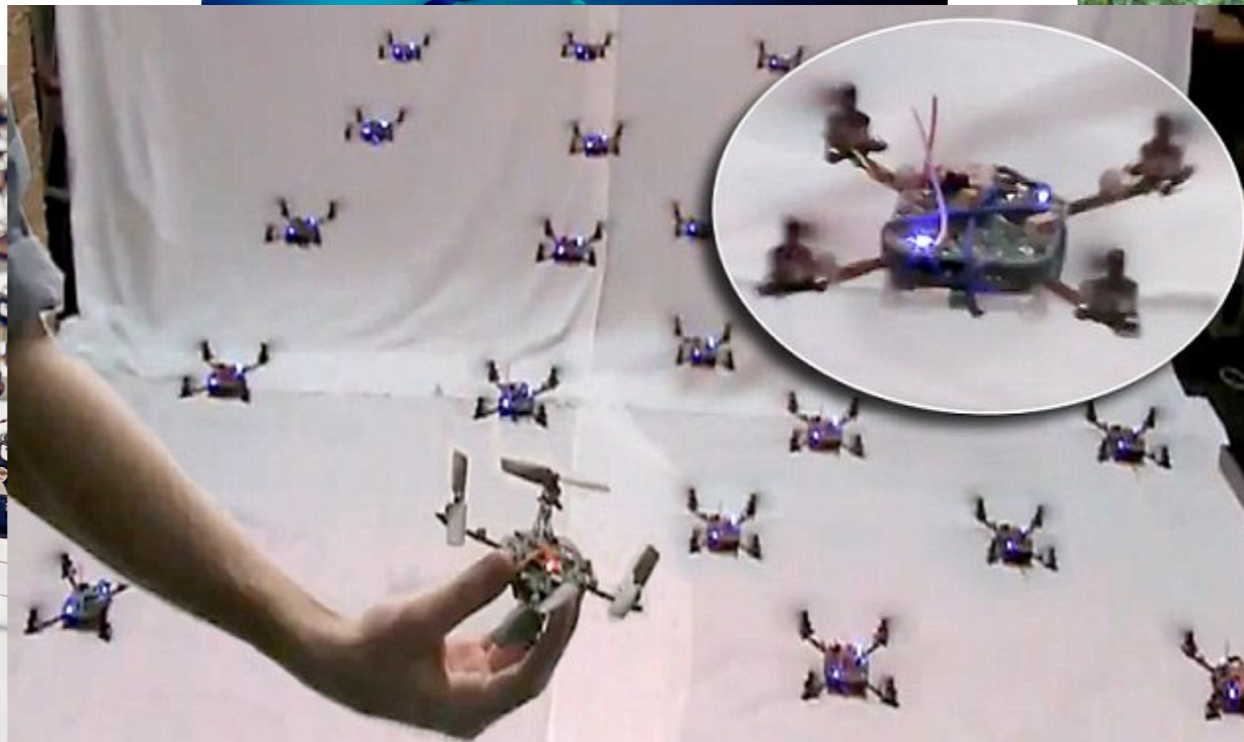
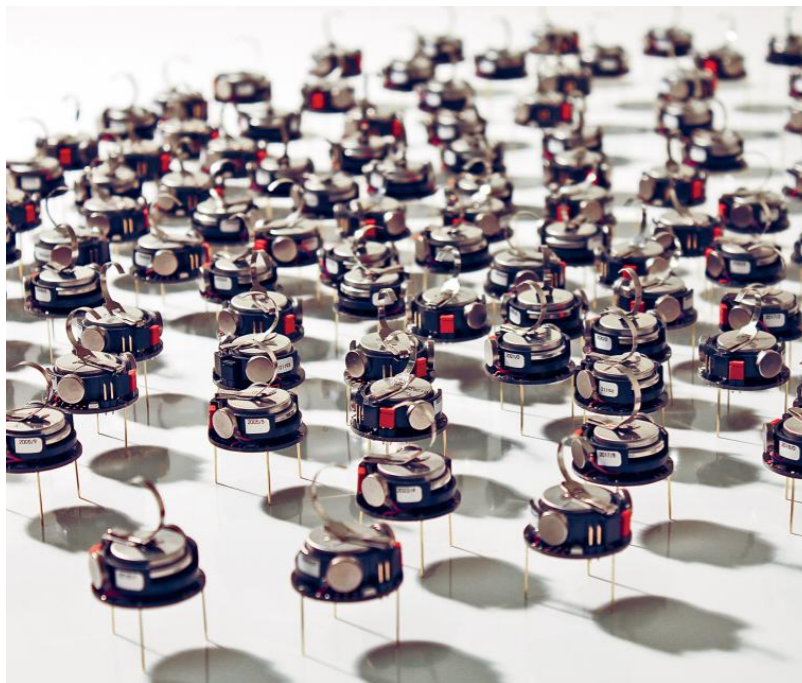


2. Runde:

alle noch vorhandenen Kanten: „lösche“ einen Knoten zufällig



Swarm Computing



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 .

Beispiel: Betrachte Würfel



$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$$\Pr[1] = \Pr[2] = \Pr[3] = \Pr[4] = \Pr[5] = \Pr[6] = 1/6$$

A := „Augenzahl ist gerade“

B := „Augenzahl ist Primzahl“

C := „Augenzahl ist durch 6 teilbar“

$$A = \{2, 4, 6\}$$

$$B = \{2, 3, 5\}$$

$$C = \{6\}$$

$$\Pr[A] = 3/6$$

$$\Pr[B] = 3/6$$

$$\Pr[C] = 1/6$$

Lemma 2.2. Für Ereignisse A, B, A_1, A_2, \dots gilt:

1. $\Pr[\emptyset] = 0, \Pr[\Omega] = 1.$
2. $0 \leq \Pr[A] \leq 1.$
3. $\Pr[\bar{A}] = 1 - \Pr[A].$
4. Wenn $A \subseteq B$, so folgt $\Pr[A] \leq \Pr[B].$
5. (*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

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

Für eine unendliche Menge von disjunkten Ereignissen A_1, A_2, \dots gilt analog

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

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



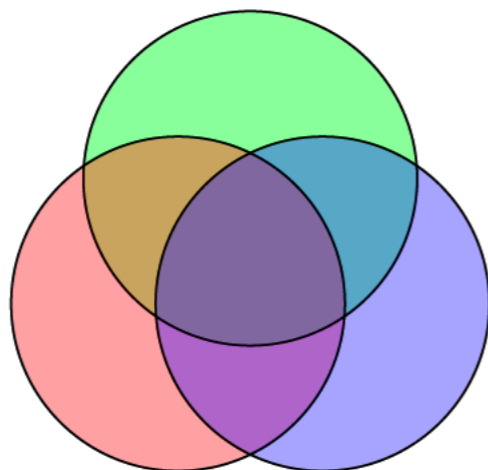
Vereinigung von Ereignissen

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

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

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

$n=3$:



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

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

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

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

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

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

Vereinigung von Ereignissen

Beispiel: Betrachte Würfel



$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

A := „Augenzahl ist gerade“

$$A = \{2, 4, 6\}$$

$$\Pr[A] = 3/6$$

B := „Augenzahl ist Primzahl“

$$B = \{2, 3, 5\}$$

$$\Pr[B] = 3/6$$

C := „Augenzahl ist durch 6 teilbar“

$$C = \{6\}$$

$$\Pr[C] = 1/6$$

$$\Pr[A \cup B \cup C]$$

$$= \Pr[A] + \Pr[B] + \Pr[C]$$

$$- \Pr[A \cap B] - \Pr[A \cap C] - \Pr[B \cap C] + \Pr[A \cap B \cap C]$$

$$= 3/6 + 3/6 + 1/6 - 1/6 - 1/6 - 0 + 0 = 5/6$$



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

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: $\Pr[E] = \frac{|E|}{|\Omega|}$.

zusammengesetzte W'räume

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

Szenario 1: Wir mischen ein Kartenspiel und ziehen zwei Karten.



$$\Omega := \{X \mid X \subseteq C, |X| = 2\}$$

$$\Omega' := \{(x_1, x_2) \mid x_1 \in C, x_2 \in C, x_2 \neq x_1\}$$

Sind Ereignisse in Ω' , z.B.

$$X = \{\heartsuit, \spadesuit\}$$

ist das Ereignis $\{\omega_1, \omega_2\}$ mit

$$\omega_1 = (\spadesuit, \heartsuit) \text{ und } \omega_2 = (\heartsuit, \spadesuit).$$

alle 52 Karten
sind gleich
wahrscheinlich

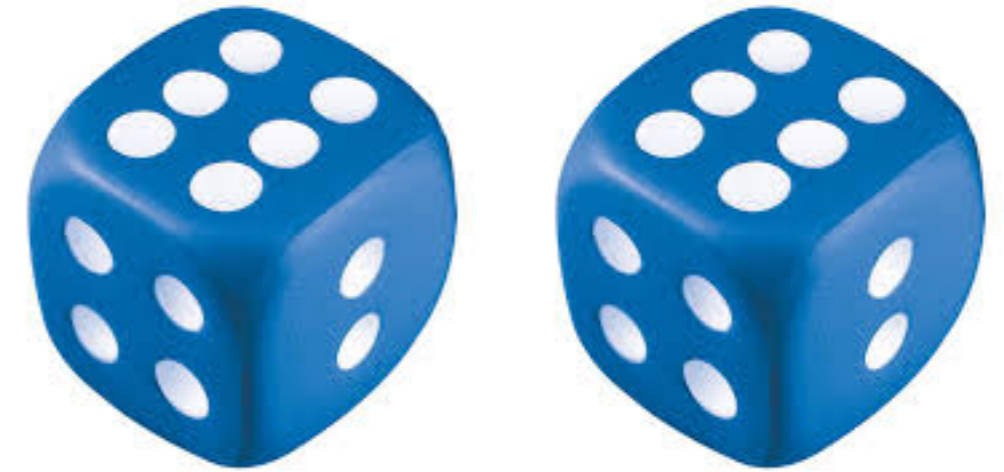
Nach Ziehen von x_1 sind alle
51 verbleibenden Karten
gleich wahrscheinlich.

\Rightarrow **Laplaceraum** mit $|\Omega'| = 52 \cdot 51$.

Jedes X aus Ω hat dieselbe Wahrscheinlichkeit $\Pr[X] = \frac{2}{|\Omega'|} = \frac{2}{52 \cdot 51}$.

zusammengesetzte W'räume

Szenario 2: Wir werfen zwei Würfel und addieren die Augenzahlen.



$$\Omega := \{2, 3, 4, \dots, 12\}$$

$$\Omega' := \{(x_1, x_2) \mid x_1, x_2 \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\}$$

Sind Ereignisse in Ω' , z.B.
 $X = 10$

ist das Ereignis $\{\omega_1, \omega_2, \omega_3\}$ mit
 $\omega_1 = (6, 4)$, $\omega_2 = (5, 5)$, $\omega_3 = (4, 6)$.

alle 6 Augenzahlen gleich wahrscheinlich

Nach Werfen von x_1 sind für x_2 immer noch alle Augenzahlen gleich wahrscheinlich.

⇒ **Laplaceraum** mit $|\Omega'| = 6 \cdot 6$.

Verschiedene X aus Ω haben unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten, z.B.

$$\Pr[2] = \frac{1}{|\Omega'|} = \frac{1}{36}, \quad \Pr[7] = \frac{6}{|\Omega'|} = \frac{6}{36}, \quad \Pr[10] = \frac{3}{|\Omega'|} = \frac{3}{36}.$$

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

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



Karten von
Spieler A

Karten von
Spieler B

$|\Omega| = ?$

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	$(1, 2), (1, 3), (2, 1)$ $(2, 3), (3, 1), (3, 2)$	$\{1, 2\}, \{1, 3\}, \{2, 3\}$

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

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

geordnet, mit Zurücklegen (Tupel)

5 7 5 1 2
— — — — —

n Möglichkeiten

n Möglichkeiten

• • •

n Möglichkeiten

$$\underbrace{n \cdot n \cdot \dots \cdot n}_{k \text{ mal}}$$

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

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

geordnet, ohne Zurücklegen (Tupel ohne Wiederholung)

5 7 3 1 2
— — — — —

n Möglichkeiten

n-1 Möglichkeiten

n-2 Möglichkeiten

• • •

n-k+1 Möglichkeiten

$$n^{\underline{k}} := \underbrace{n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}_{k \text{ Faktoren}}$$

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

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

Zähle erst **geordnet**,
ohne Zurücklegen: $n^{\underline{k}}$

ungeordnet, ohne Zurücklegen (Menge)

5 7 3 1 2
— — — — —

Problem: Haben Lösungen mehrfach gezählt! z.B. $\{1,2,3,5,7\}$ als 12357, 53217, 12537, 75312, ...

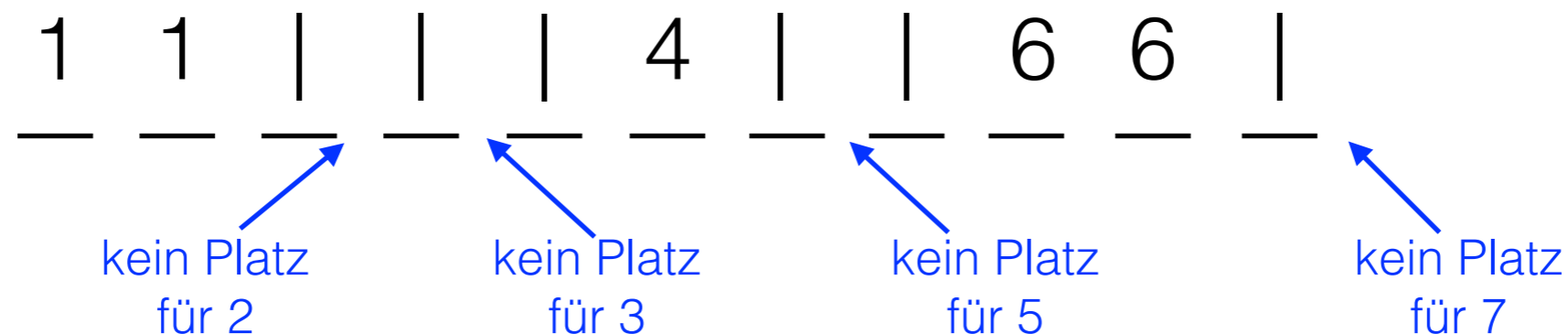
Wie oft? Jede **un**geordnete Lösung **genau** $k^{\underline{k}} = k!$ mal.

$$\binom{n}{k} := \frac{n^{\underline{k}}}{k!} = \frac{n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{k \cdot (k-1) \cdot (k-1) \cdot \dots \cdot 1} = \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!}$$

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

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

ungeordnet, mit Zurücklegen (Multimenge) (Beispiel für $k=5$, $n=7$)



Trick:

- 1) Füge $n-1$ Zusatzplätze ein, sodass insgesamt $n+k-1$ Plätze zur Verfügung stehen.
- 2) Wähle $n-1$ der Plätze aus und schreibe $|$ auf diese Plätze. → n Bereiche
- 3) Fülle den ersten Bereich mit "1" aus, den zweiten mit "2", usw.

Mit diesem Trick wird jede Möglichkeit exakt einmal gezählt! → $\binom{n+k-1}{n-1}$

Beispiel: Kartenspiel

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

$$\Rightarrow \Omega := \{(X, Y) \mid X, Y \subseteq C, X \cap Y = \emptyset, |X| = |Y| = 5\}$$

wobei $C = \{\clubsuit, \spadesuit, \heartsuit, \diamondsuit\} \times \{2, 3, \dots, 9, 10, B, D, K, A\}$. $|C|=52$

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

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 $C = \{\clubsuit, \spadesuit, \heartsuit, \diamondsuit\} \times \{2, 3, \dots, 9, 10, B, D, K, A\}$. $|C|=52$

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

Beispiel: Kartenspiel

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

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

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

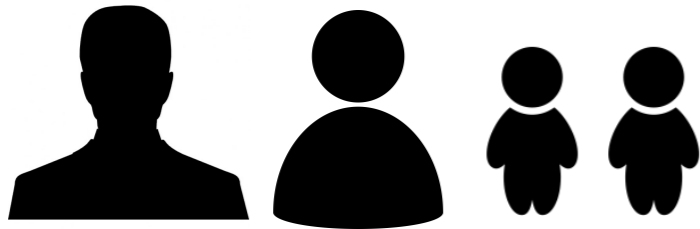
$$\Pr[A|B] := \frac{\Pr[A \cap B]}{\Pr[B]}.$$

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

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

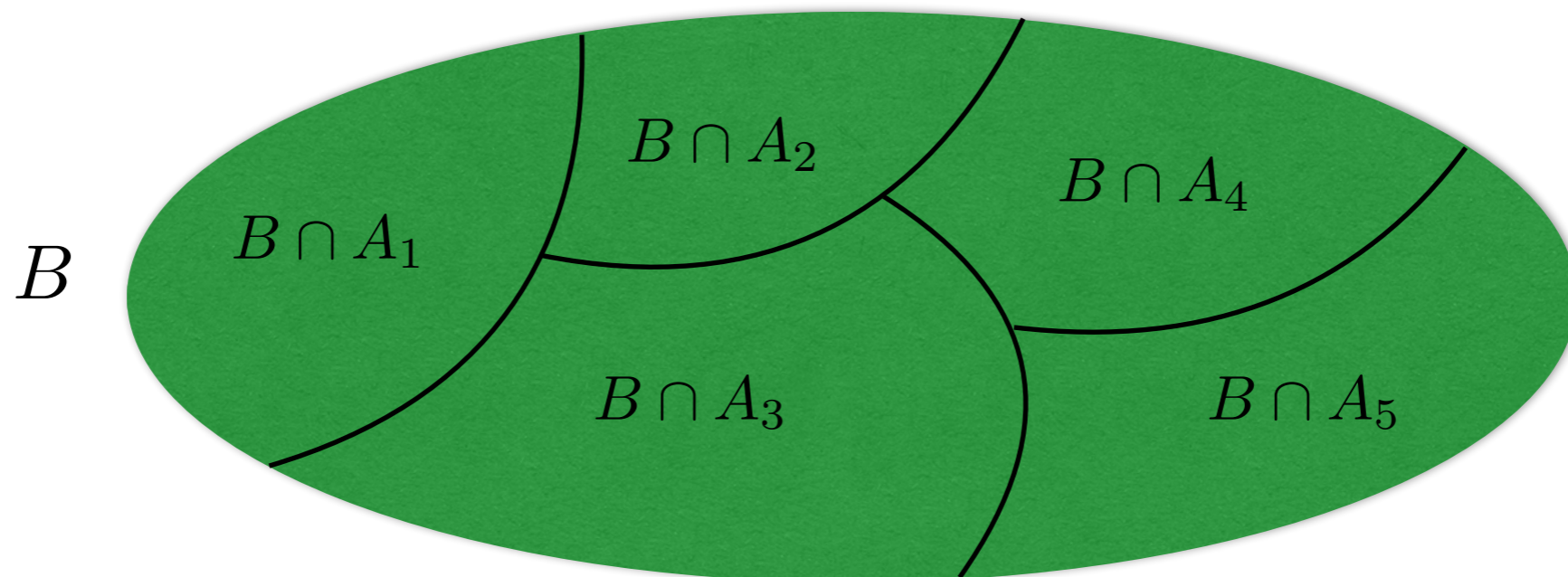
$$\Pr[\text{„beide Kinder sind Mädchen“} \mid \text{„ein Kind ist Mädchen“}] = 1/3$$

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

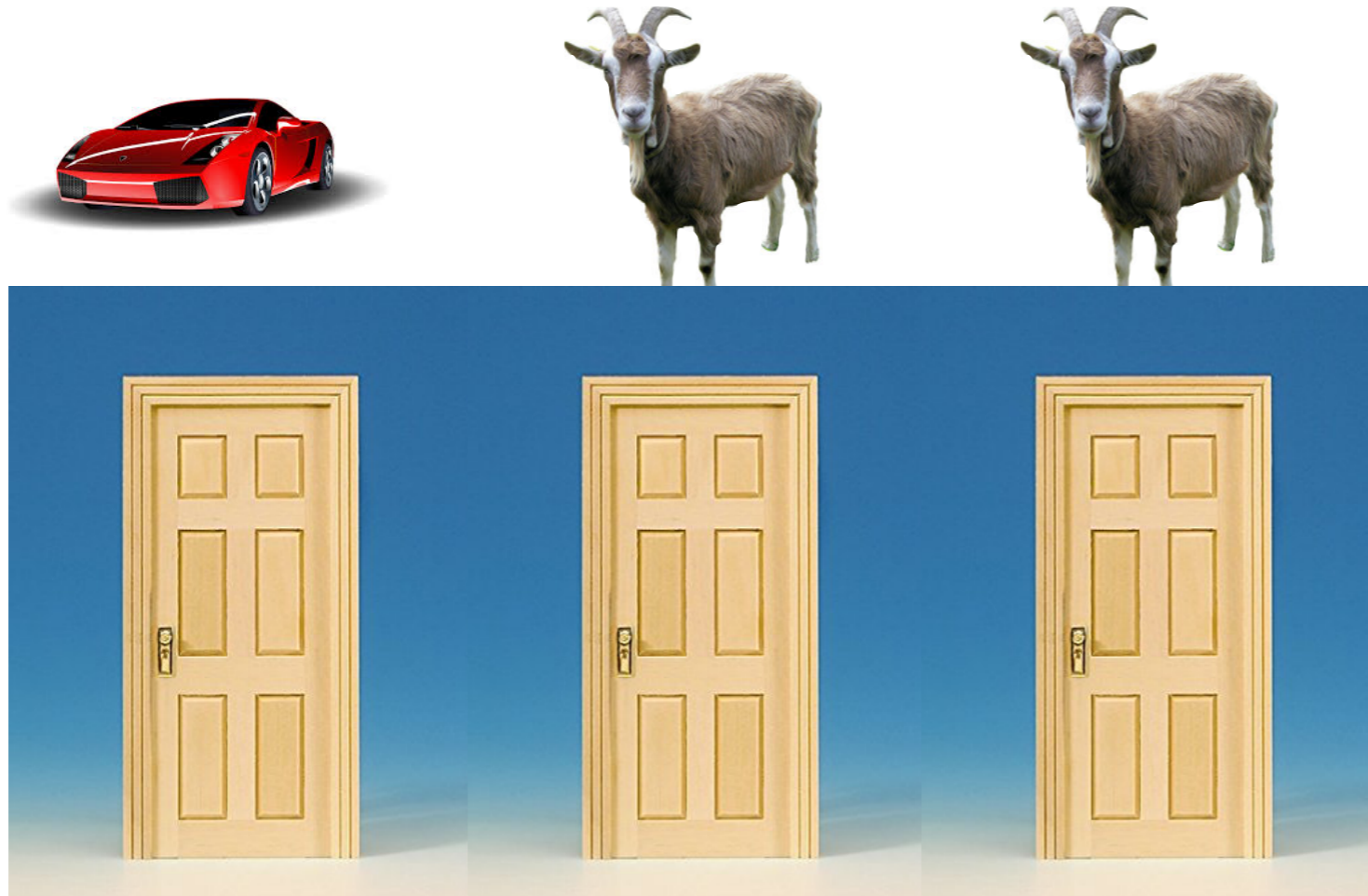
Satz von der totalen W'keit

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

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



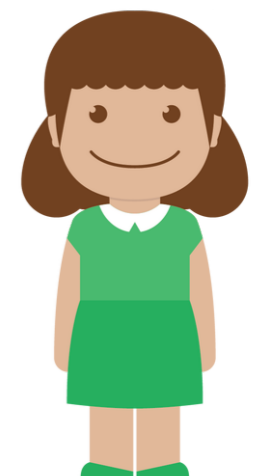
Ziegenproblem



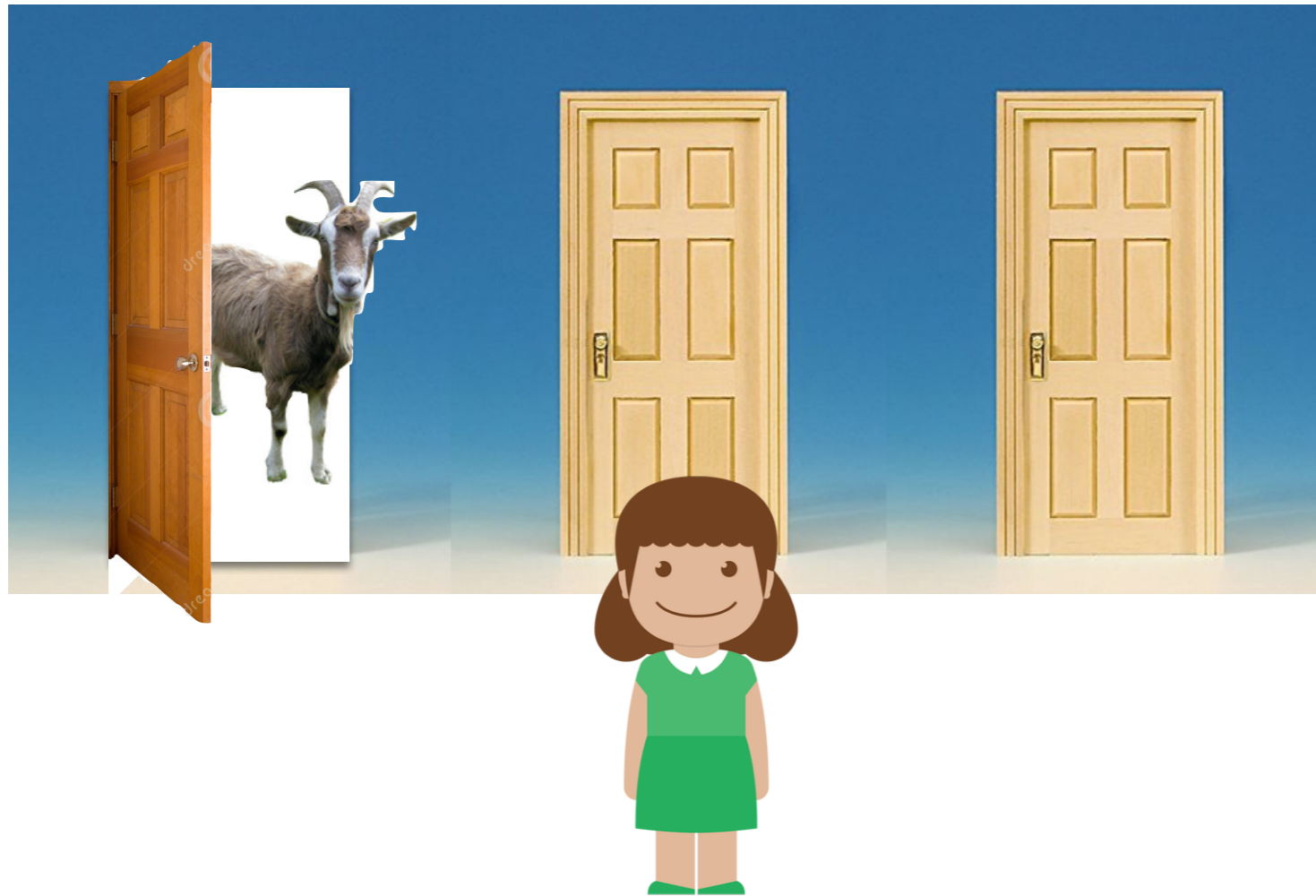
drei Türen:
hinter zweien eine Ziege,
hinter dritten ein Auto

Kandidatin
- sucht sich eine Türe aus

Moderator
- öffnet Tür zu einer Ziege



Ziegenproblem



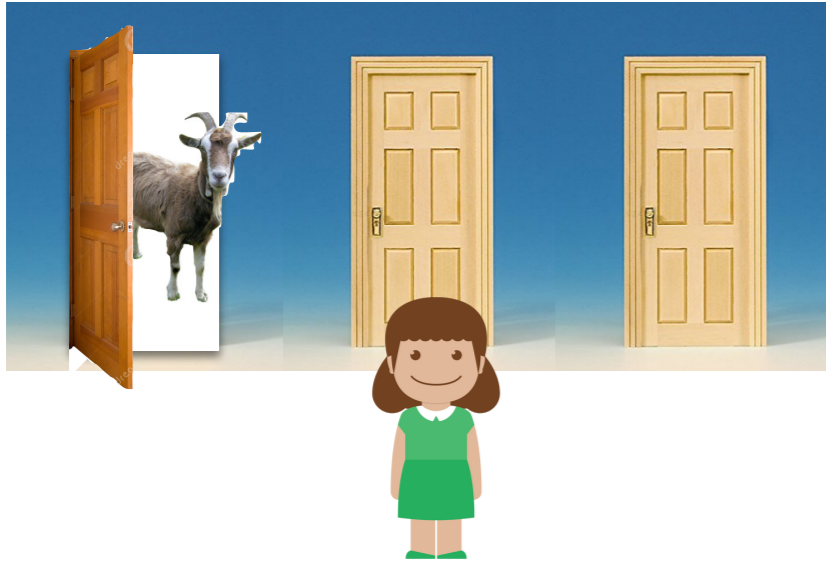
drei Türen:
hinter zweien eine Ziege,
hinter dritten ein Auto

Kandidatin
- sucht sich eine Türe aus

Moderator
- öffnet Tür zu einer Ziege

Frage: Soll Kandidatin die Türe wechseln?

Ziegenproblem

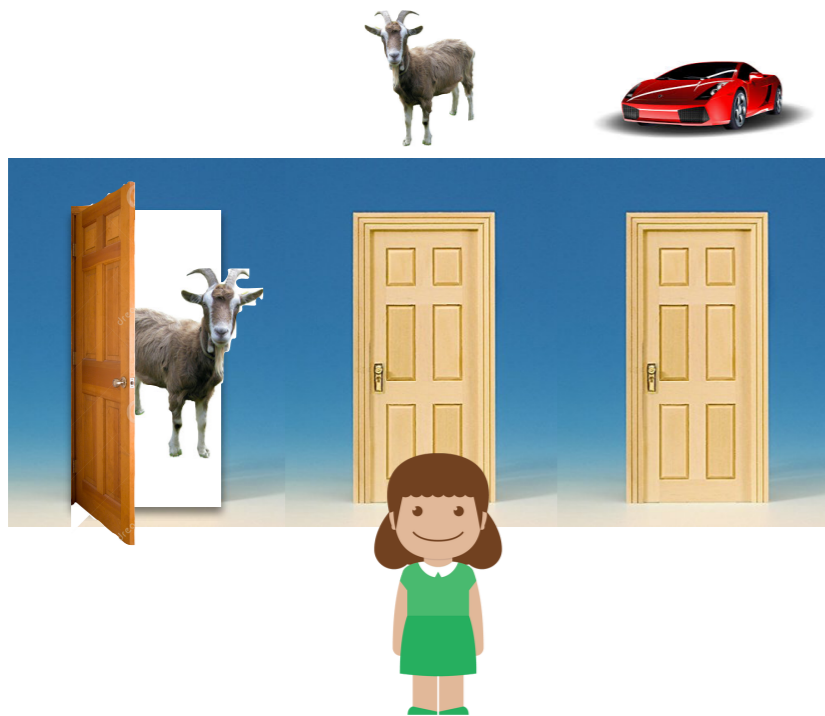


A := „Kandidatin steht vor Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

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

Ziegenproblem



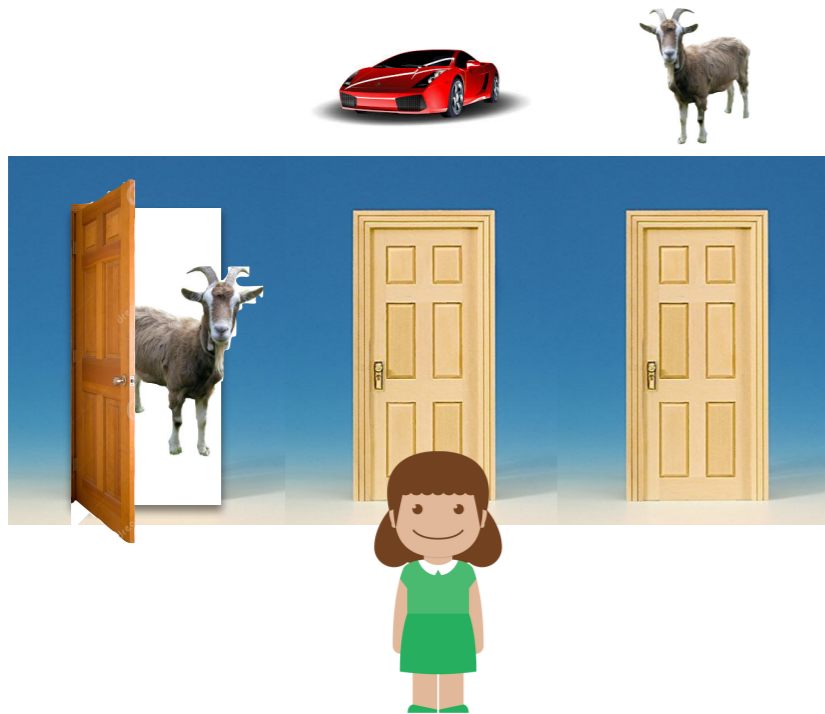
A := „Kandidatin steht vor Tür mit Auto“

B := „Auto hinter dritter Tür“

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

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

Ziegenproblem



A := „Kandidatin wählt Tür mit Auto“

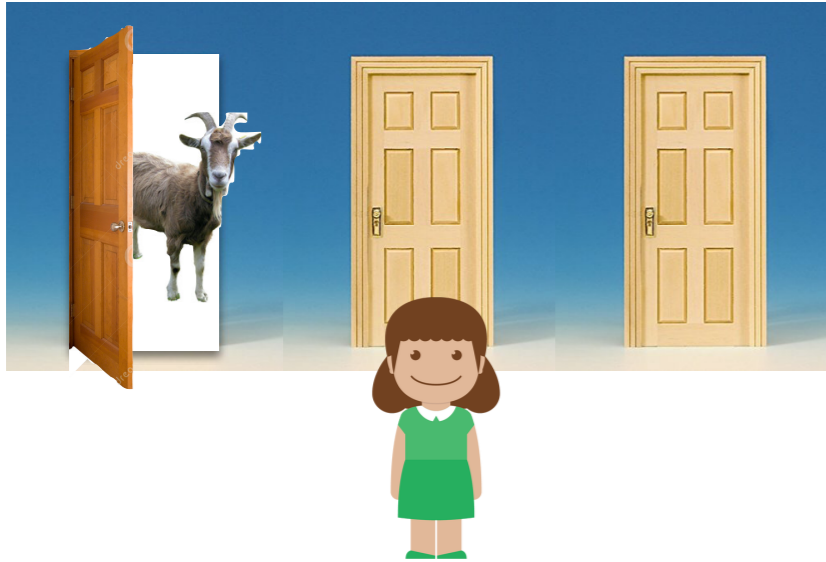
B := „Auto hinter dritter Tür“

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

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

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

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

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

Beweis: Die rechte Seite ist:

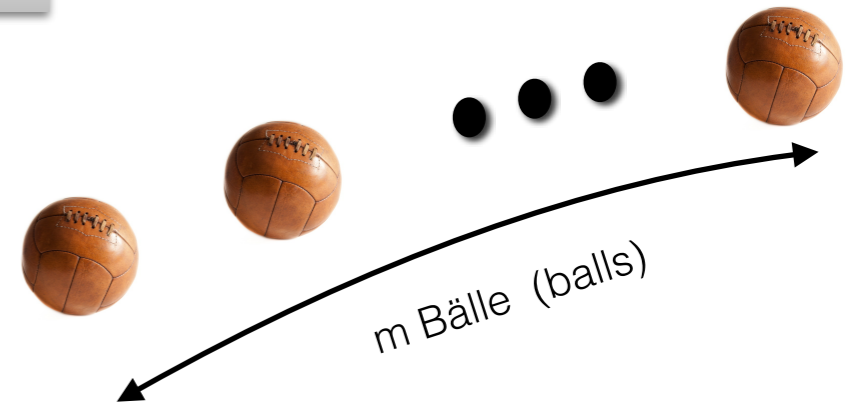
$$\frac{\Pr[A_1]}{1} \cdot \frac{\Pr[A_1 \cap A_2]}{\Pr[A_1]} \cdot \frac{\Pr[A_1 \cap A_2 \cap A_3]}{\Pr[A_1 \cap A_2]} \cdots \frac{\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n]}{\Pr[A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}]}$$

Geburtstagsproblem

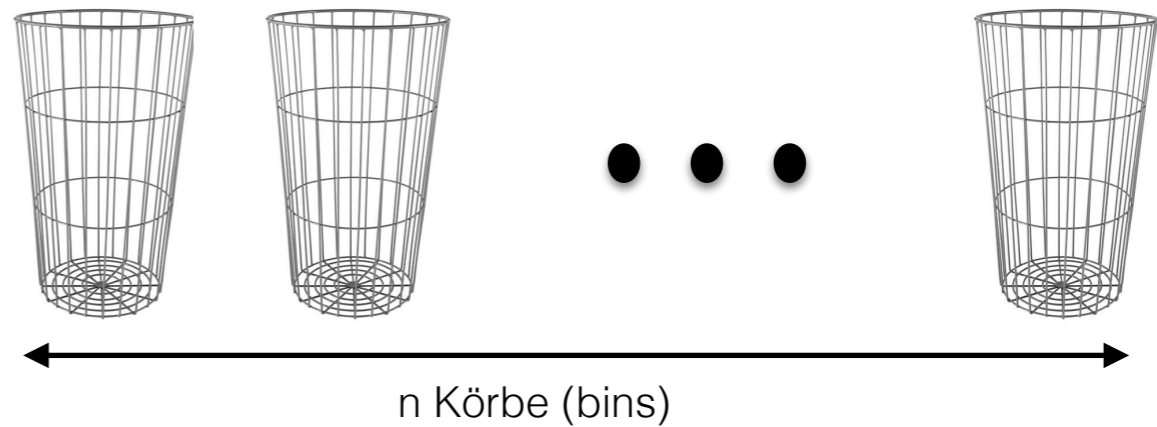


$n = 365$
 $m = \text{Anzahl Personen}$

Umformulierung:



zufällig



Geburtstagsproblem

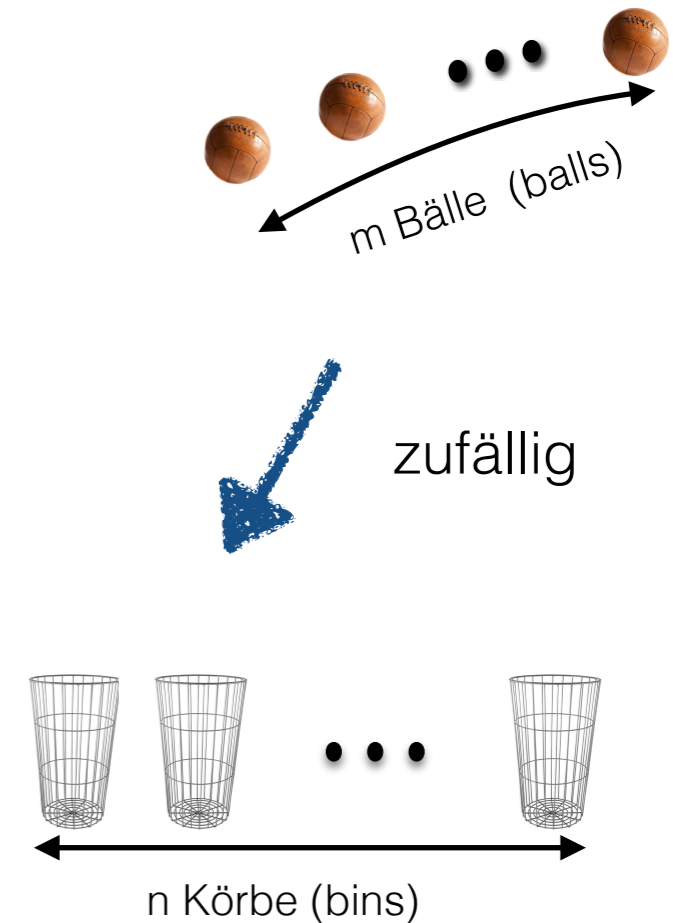
A_i := i-ter Ball landet in einem Korb
in dem noch kein Ball liegt

$$\Pr[A_1] = 1$$

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

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

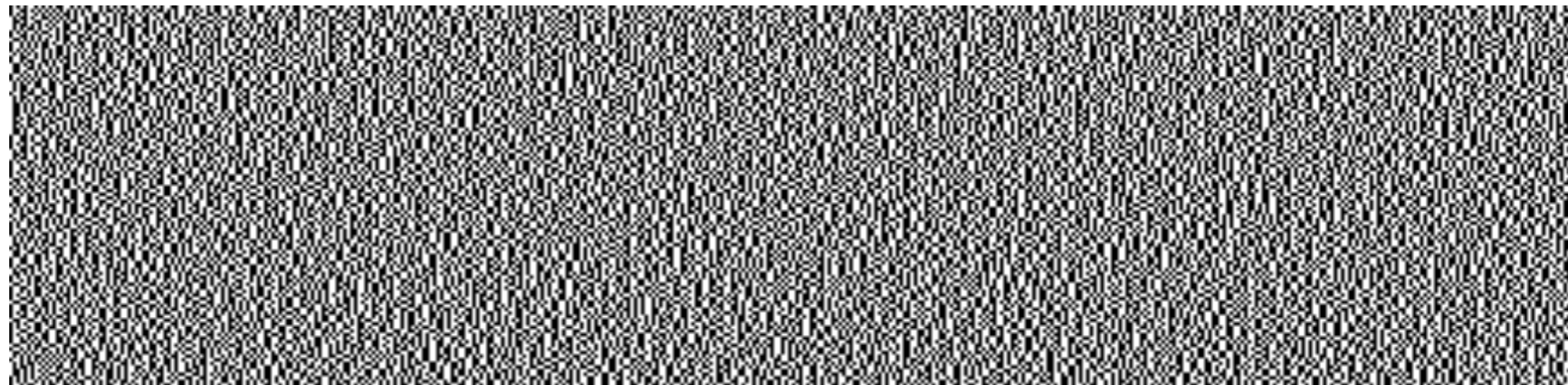
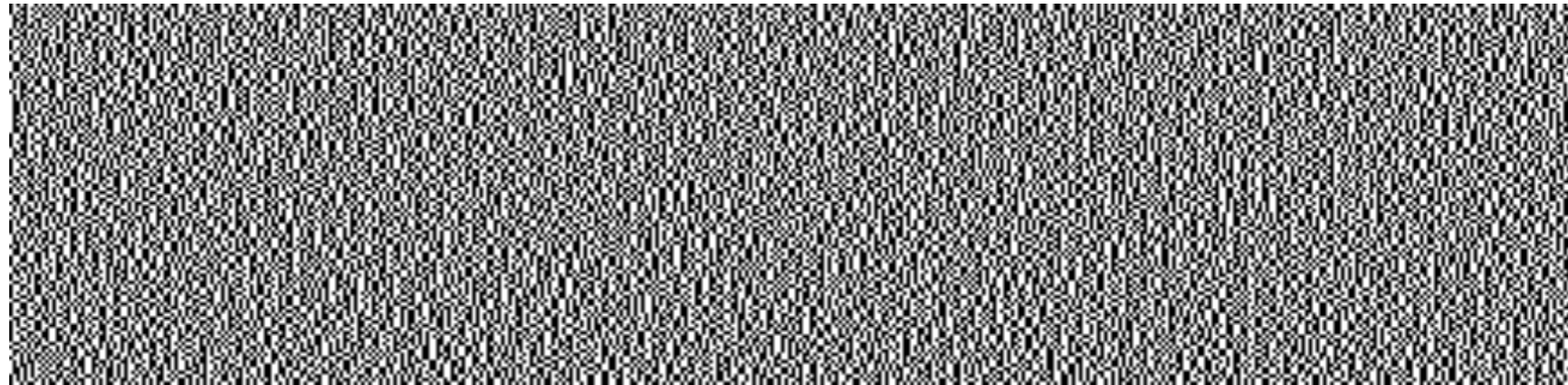
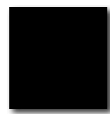


Bild 1

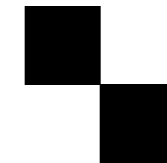
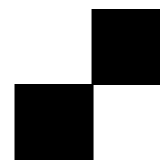
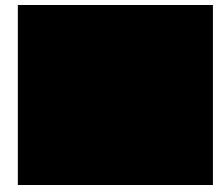
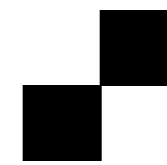
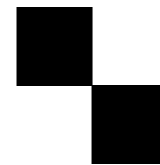
Bild 2

Bild 1+2

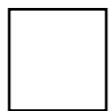
schwarzes Pixel



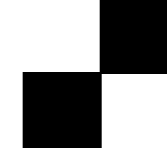
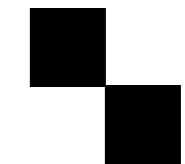
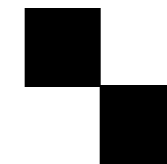
oder



weisses Pixel



oder



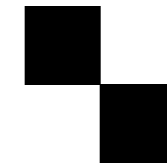
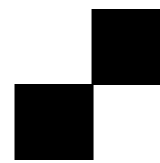
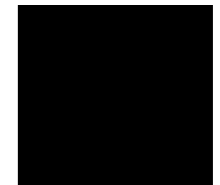
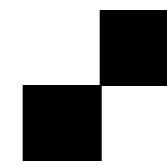
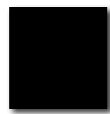
Visuelle Kryptographie

Bild 1

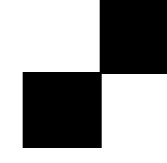
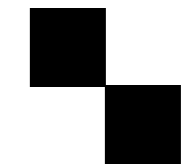
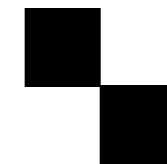
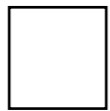
Bild 2

Bild 1+2

schwarzes Pixel



weisses Pixel



Visuelle Kryptographie

