

Die Wahrscheinlichkeit, dass der  $k$ -te Tag der beste ist, beträgt  $1/n$ , da wir  $n$  Tage haben und jeder davon der beste sein könnte. Nach Satz 11.3(c) gilt dann:

$$\Pr(A_k) = \Pr(T_k \text{ ist der beste Tag}) \cdot \Pr(\text{der Tag } T_k \text{ wird gewählt}) = \frac{1}{n} \cdot \frac{j}{k-1},$$

weil  $T_k$  genau dann ausgewählt wird, wenn sich der beste der ersten  $k-1$  Tage unter den ersten  $j$  Tagen befindet.

Die  $j$ -te Stoppstrategie ist genau dann erfolgreich, wenn das Ereignis  $A_{j+1} \cup A_{j+2} \cup \dots \cup A_n$  eintritt. Da nur ein Tag ausgewählt wird, sind die Ereignisse  $A_s$  und  $A_r$  für  $s \neq r$  disjunkt. Daher gilt:

$$\begin{aligned} P(j) &= \Pr(j\text{-te Stoppstrategie ist erfolgreich}) \\ &= \Pr(A_{j+1}) + \Pr(A_{j+2}) + \dots + \Pr(A_n) \\ &= \frac{j}{n} \cdot \left( \frac{1}{j} + \dots + \frac{1}{n-1} \right). \end{aligned}$$

Um das optimale  $j$  zu finden, müssen wir die Funktion  $P(j)$  maximieren. Da die harmonische Reihe  $H_n = \sum_{k=1}^n 1/k$  asymptotisch gleich  $\ln n$  ist (siehe Satz 8.5), erhalten wir:

$$P(j) = \frac{j}{n} (H_{n-1} - H_{j-1}) \sim \frac{j}{n} \ln \frac{n}{j}.$$

Nach Lemma 10.17 erhält die Funktion  $f(x) = x \ln \frac{1}{x}$  ihr Maximum für  $x = 1/e$ : Die erste Ableitung  $f'(x) = \ln(1/x) - 1$  ist in diesem Punkt gleich Null und die zweite Ableitung  $f''(x) = -1/x$  ist negativ.  $\square$

## 11.2 Stochastische Unabhängigkeit

Zwei Ereignisse  $A$  und  $B$  sind (stochastisch) *unabhängig*, falls gilt:

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

Das ist die *Definition* der Unabhängigkeit. Aussagen wie »zwei Ereignisse sind unabhängig, falls diese Ereignisse einander nicht beeinflussen« sind *keine* Definitionen!

$\diamond$  Erst richtig falsch ist zu behaupten, dass je zwei disjunkte Ereignisse unabhängig sind. Unabhängigkeit von Ereignissen hat mit ihrer Disjunktheit nichts zu tun! Sind zum Beispiel  $\Pr(A) > 0$ ,  $\Pr(B) > 0$  und  $A \cap B = \emptyset$ , dann sind  $A$  und  $B$  abhängig, da dann  $\Pr(A \cap B) = \Pr(\emptyset) = 0$  und  $\Pr(A) \cdot \Pr(B) > 0$  gilt.

$\diamond$  Ist  $\Pr$  eine Gleichverteilung in einem Wahrscheinlichkeitsraum der Größe  $n$ , so sind die Ereignisse  $A$  und  $B$  unabhängig genau dann, wenn  $|A \cap B| = |A| \cdot |B|/n$  gilt (siehe Bild 11.2). Die (stochastische) Unabhängigkeit ist also selbst ein sehr seltenes Ereignis!

### Beispiel 11.11:

Wir werfen zweimal eine faire 0-1 Münze und betrachten die Ereignisse:

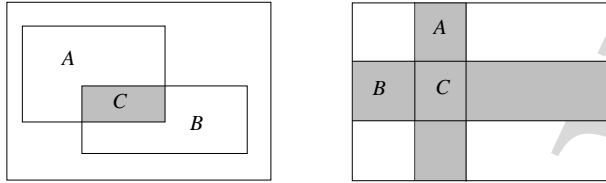


Bild 11.2: Der Wahrscheinlichkeitsraum sei das ganze Rechteck mit der Fläche  $n$  und die Wahrscheinlichkeit des Ereignisses  $A$  sei proportional zu seiner Fläche  $|A|$ . Dann sind  $A$  und  $B$  unabhängig genau dann, wenn  $|C|/n = \Pr(A \cap B) = \Pr(A) \Pr(B) = (|A|/n)(|B|/n)$  gilt, d. h. wenn  $|C| = |A| \cdot |B|/n$  gilt. »Quer stehende« Ereignisse sind aber immer unabhängig (Bild rechts).

- $A$  = »erster Wurf ergibt eine Eins«;
- $B$  = »beide Ausgänge sind gleich«;
- $C$  = »beide Ausgänge sind Einsen«.

Obwohl die Ereignisse  $A$  und  $B$  sich gegenwärtig zu »beeinflussen« scheinen, sind sie in Wirklichkeit unabhängig:

$$\Pr(A \cap B) = \Pr(11) = \frac{1}{4},$$

$$\Pr(A) \cdot \Pr(B) = \Pr(11,10) \cdot \Pr(11,00) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}.$$

Die Ereignisse  $A$  und  $C$  sind aber abhängig, denn es gilt

$$\Pr(A \cap C) = \Pr(11) = \frac{1}{4},$$

$$\Pr(A) \cdot \Pr(C) = \Pr(11,10) \cdot \Pr(11) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}.$$

Den Begriff der stochastischen Unabhängigkeit kann man auch auf mehrere Ereignisse erweitern: Ereignisse  $A_1, \dots, A_n$  heißen *unabhängig*, falls für alle  $1 \leq k \leq n$  und alle  $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$  gilt

$$\Pr(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_n}) = \Pr(A_{i_1}) \cdot \Pr(A_{i_2}) \cdot \dots \cdot \Pr(A_{i_n}).$$

**Beispiel 11.12:**

Wir werfen dreimal eine faire 0-1 Münze und betrachten die Ereignisse:

- $A$  = »die ersten zwei Ausgänge sind gleich«;
- $B$  = »der erste und der dritte Ausgänge sind gleich«;
- $C$  = »die letzten zwei Ausgänge sind gleich«.

Dann gilt  $\Pr(A) = \Pr(B) = \Pr(C) = 1/2$ , und alle Ereignisse  $A \cap B$ ,  $B \cap C$ ,  $A \cap C$  und  $A \cap B \cap C$  sind gleich dem Ereignis  $\{111,000\}$ , das mit Wahrscheinlichkeit  $1/4$  eintritt. Damit sind alle drei Paare unabhängig aber

$$\Pr(A \cap B \cap C) = 1/4 \quad \text{und} \quad \Pr(A) \cdot \Pr(B) \cdot \Pr(C) = 1/8$$

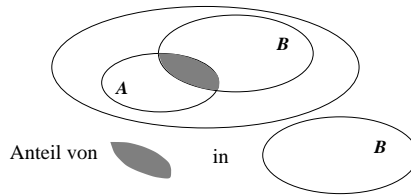


Bild 11.3: Bedingte Wahrscheinlichkeit bei der Gleichverteilung.

gilt. Also sind die Ereignisse  $A, B, C$  *nicht* unabhängig.

### 11.3 Bedingte Wahrscheinlichkeit

Alice und Bob gehen zum Abendessen. Um zu entscheiden, wer bezahlen soll, werfen sie dreimal eine faire 0-1 Münze. Falls mehr Einsen als Nullen rauskommen, bezahlt Alice, sonst bezahlt Bob. Es ist klar, dass die Chancen gleich sind. Der Wahrscheinlichkeitsraum  $\Omega = \{0,1\}^3$  besteht aus 8 Elementarereignissen und die Ereignisse »bezahlt Alice« und »bezahlt Bob« sind entsprechend  $A = \{011, 101, 110, 111\}$  und  $B = \{000, 001, 010, 100\}$ . Sie werfen die Münze einmal und das Resultat ist »1«; bezeichne dieses Ereignis durch  $E$ , also  $E = \{111, 110, 101, 100\}$ . Wie sollte man jetzt (nachdem das Ereignis  $E$  bereits eingetreten ist) die Chancen berechnen?

Da wir bereits wissen, dass  $E$  eingetreten ist, hat sich unser Wahrscheinlichkeitsraum von  $\Omega$  auf  $E$  *verkleinert*, da die Elementarereignisse, die nicht in  $E$  liegen, nicht mehr möglich sind! In diesem neuen Experiment sehen die Ereignisse »bezahlt Alice« und »bezahlt Bob« folgendermaßen aus:  $A \cap E = \{101, 110, 111\}$  und  $B \cap E = \{100\}$ . Die neue Wahrscheinlichkeiten, wer nun bezahlen soll, sind jetzt  $3/4$  für Alice und nur  $1/4$  für Bob.

Die allgemeine Situation ist folgende: Ist ein Ereignis  $E$  bereits eingetreten, wie sieht dann die Wahrscheinlichkeit, dass ein anderes Ereignis  $A$  eintreten wird? Im Allgemeinen können wir nicht mehr einfach die Wahrscheinlichkeiten der Elementarereignisse  $\omega \in A$  aufsummieren, denn (nachdem  $E$  eingetreten ist) werden sich auch die Wahrscheinlichkeiten der Elementarereignisse ändern.

#### Definition:

Seien  $A$  und  $B$  zwei Ereignisse mit  $\Pr(B) \neq 0$ . Die *bedingte Wahrscheinlichkeit*  $\Pr(A|B)$  für das Ereignis  $A$  unter der Bedingung  $B$  ist definiert durch

$$\Pr(A|B) = \frac{\Pr(A \cap B)}{\Pr(B)}.$$

Die Wahrscheinlichkeit  $\Pr(A|B)$  bezeichnet man als *a-posteriori-Wahrscheinlichkeit* von  $A$  bezüglich  $B$ .

Für das Beispiel oben (mit Alice und Bob) gilt

$$\Pr(A|E) = \frac{\Pr(A \cap E)}{\Pr(E)} = \frac{3/8}{1/2} = \frac{3}{4},$$