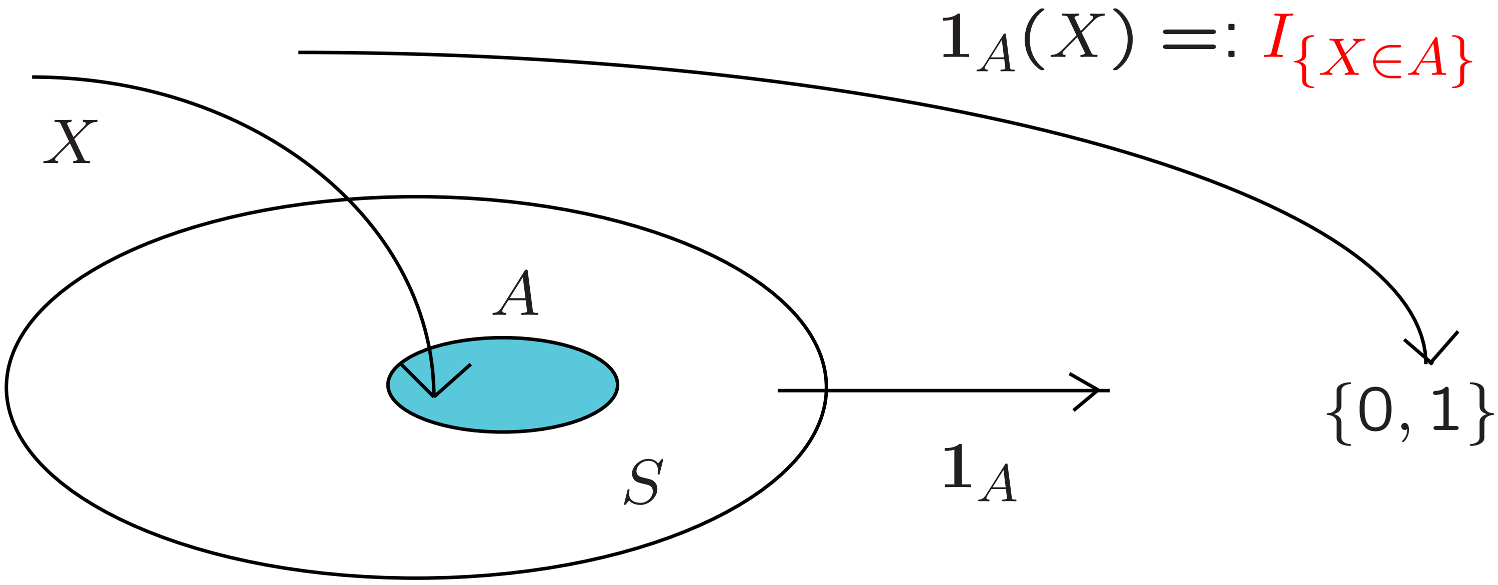
Vorlesung 3b

Indikatorvariable

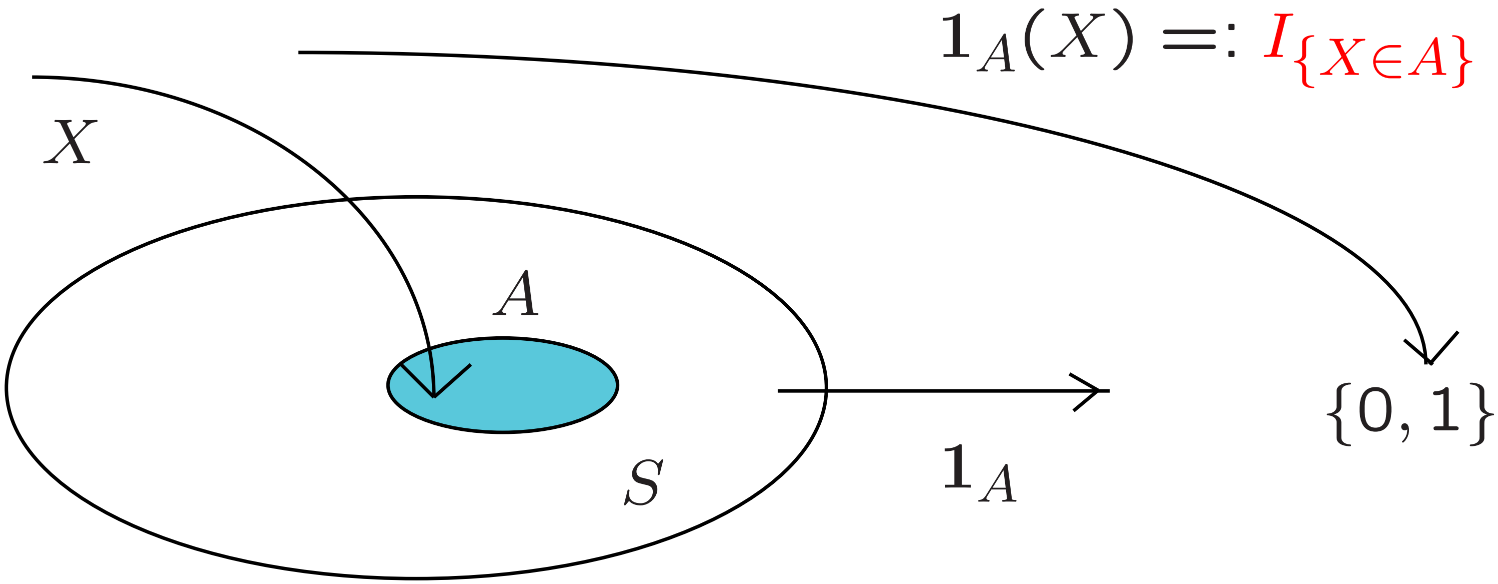
Rechnen mit Ereignissen und Wahrscheinlichkeiten.

(Buch S. 36-38)

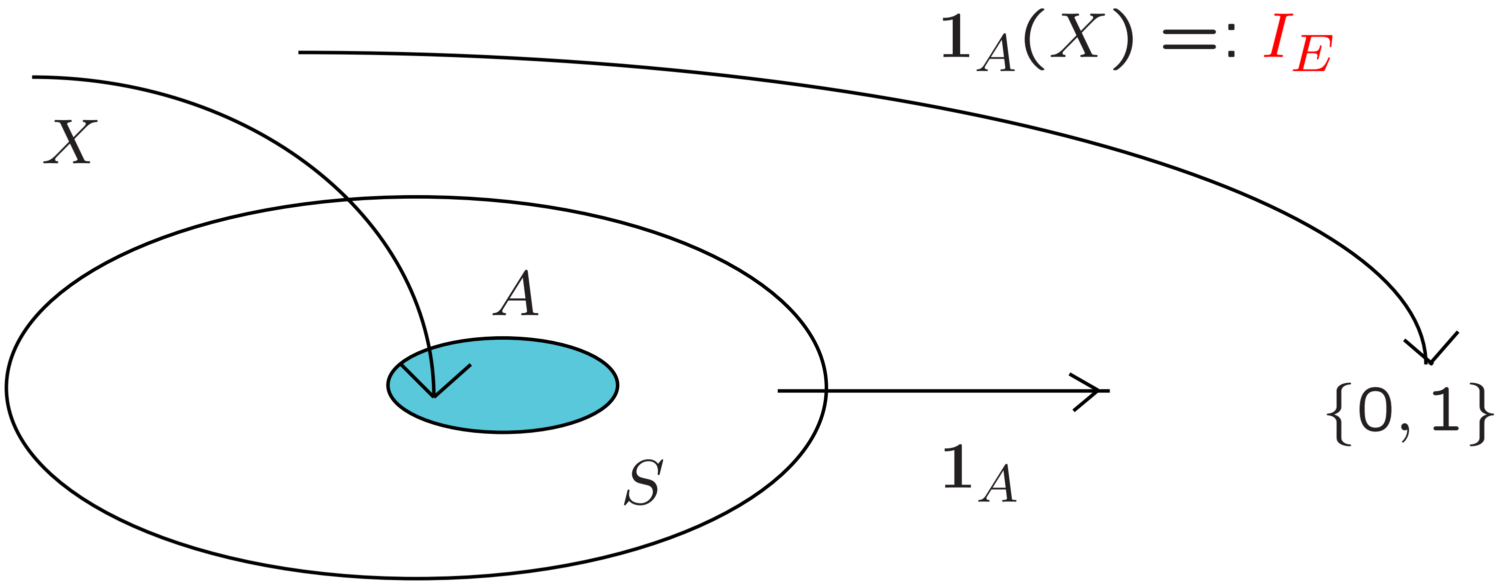
1. Indikatorvariable und Ereignisse



$$\{X \in A\} = \{\mathbf{1}_A(X) = 1\}$$



$$E := \{X \in A\}$$

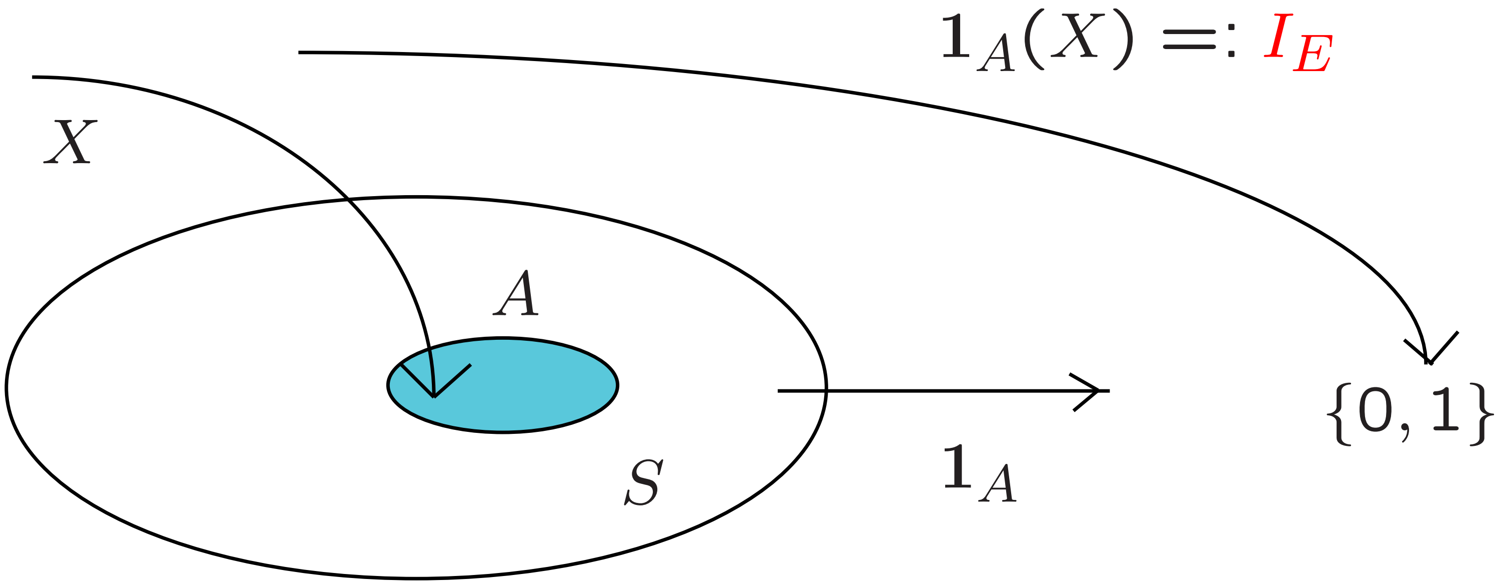


$$E := \{X \in A\}$$

I_E fällt auf den Wert 1

genau dann,

wenn das Ereignis E eintritt.

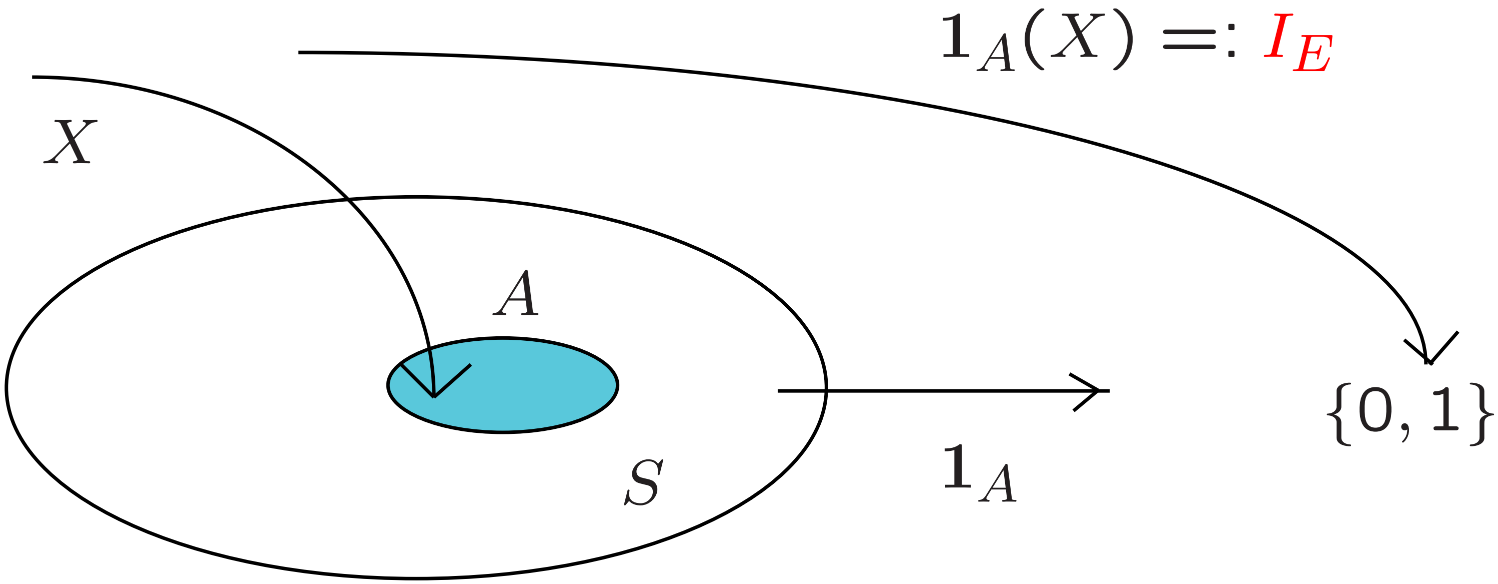


$$E := \{X \in A\}$$

I_E fällt auf den Wert 0

genau dann,

wenn das Ereignis E nicht eintritt.



$$E := \{X \in A\}$$

$$E = \{I_E = 1\}$$

Wir wissen schon:

Ein- und dasselbe Ereigniss kann man

auf verschiedene Weisen darstellen:

Beispiel 1:

Sei $X = (X_1, X_2)$ das Paar der Augenzahlen

beim zweimaligen (gewöhnlichen) Würfeln. Dann gilt:

$$\{X_1 = 3\}$$
$$= \{(X_1, X_2) \in \{(3,1), (3,2), (3,3), (3,4), (3,5), (3,6)\}\}$$

Allgemeiner: Sei $X = (X_1, X_2)$ ein zufälliges Paar mit Wertebereich $S_1 \times S_2$.

Dann ist für $a_1 \in S_1$

$$\{X_1 = a_1\} = \{X \in \{a_1\} \times S_2\} = \{X_1 \in a_1, X_2 \in S_2\}.$$

Beispiel 2: Kollisionen (vgl. Vorlesung 1b):

Wir stellen uns vor, dass die Individuen

der Reihe nach ihr Kennzeichen bekommen.

X_i ... zufälliges Kennzeichen des i-ten Individuums

T sei der Moment der ersten Kollision:

$$T = \min\{i \geq 1 : X_i = X_j \text{ für ein } j < i\} .$$

Dann gilt für das Ereignis

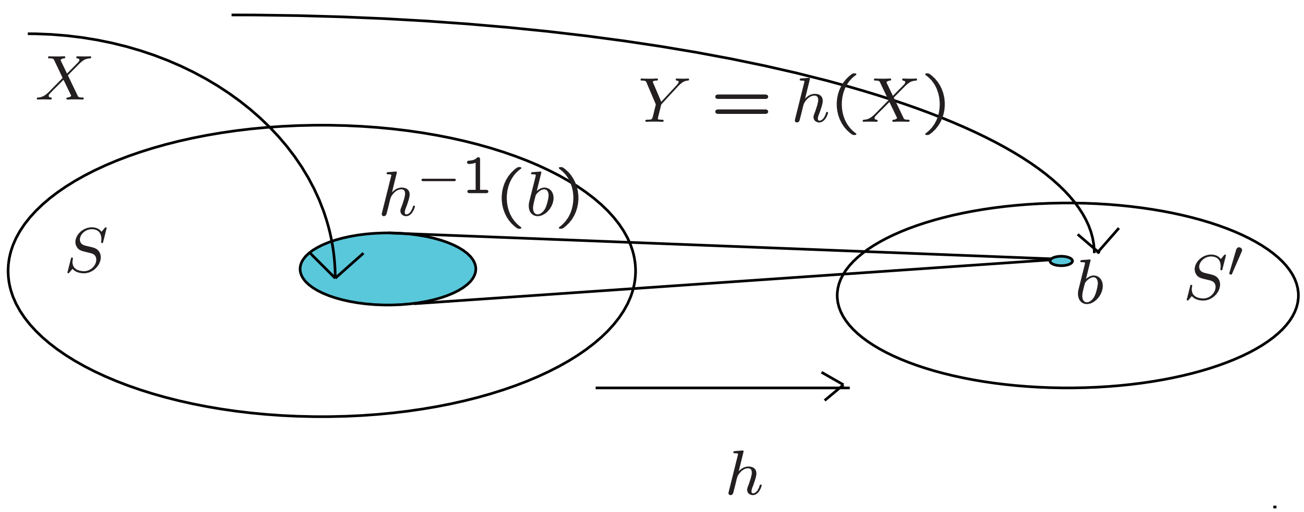
“keine Kollision unter den ersten n Individuen”:

$$\{X_i \neq X_j \text{ für } j < i \leq n\} = \{T > n\} .$$

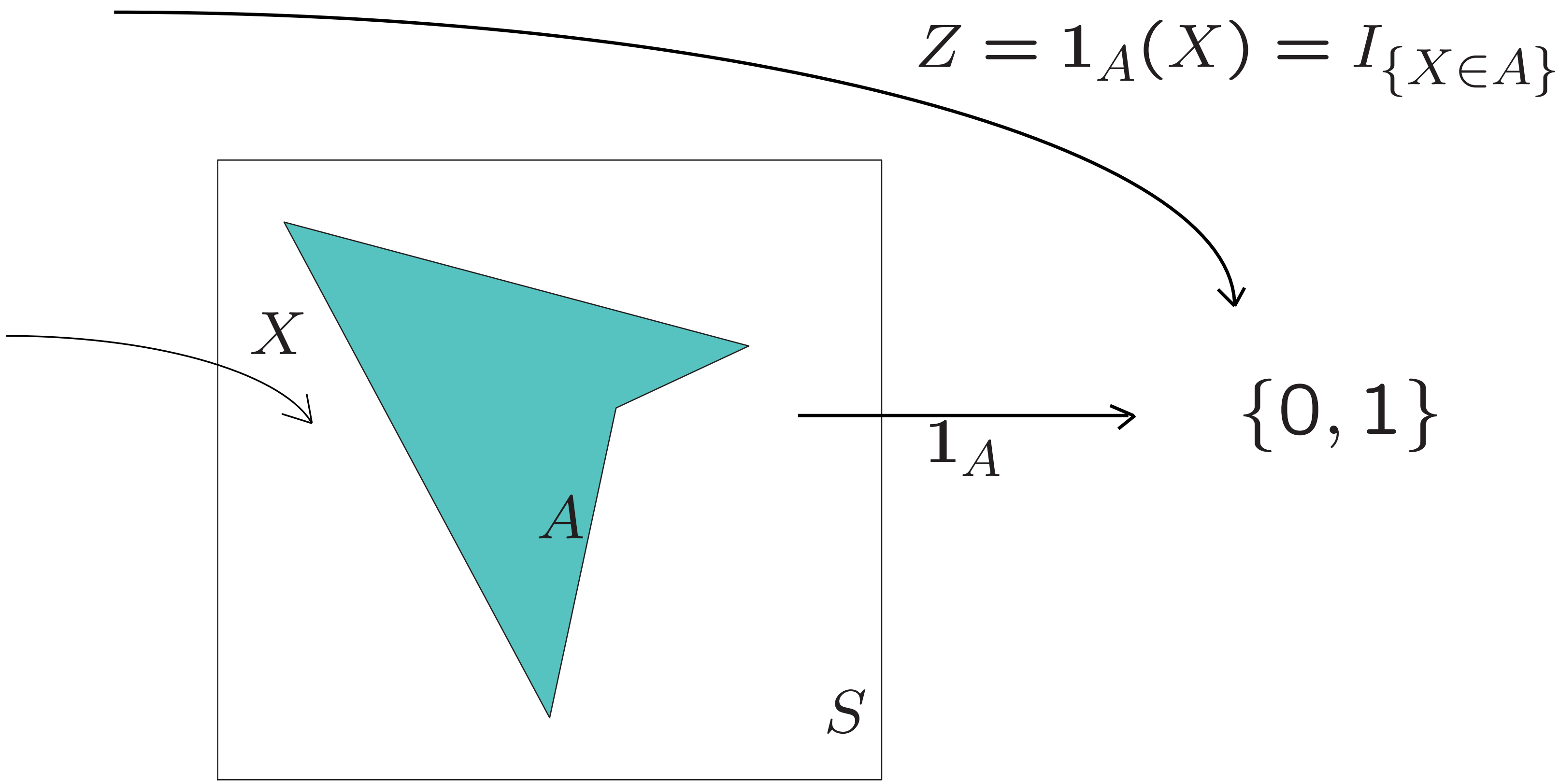
Allgemeiner gilt

für die "Verarbeitung" $Y = h(X)$ einer Zufallsvariablen X:

$$\{Y = b\} = \{X \in h^{-1}(b)\}.$$



Wir erinnern hier auch an die letzte Folie aus Vorlesung 1a:



Die Ereignisse $\{X \in A\}$ und $\{Z = 1\}$ stimmen überein!

Stets gilt:

Ereignisse sind gleich,

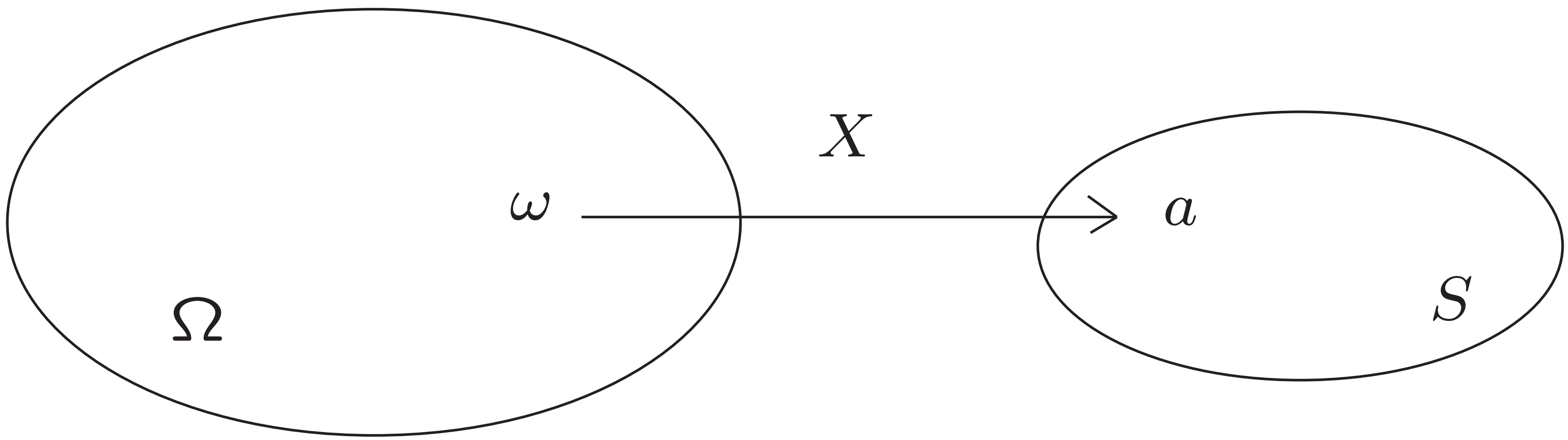
wenn ihre Indikatorvariablen gleich sind

und

$$E = \{I_E = 1\}.$$

3. Ein kurzes Intermezzo:

Das Mengenmodell der Stochastik



ω ... die “Zustände der Welt”.

In diesem Modell werden Zufallsvariable zu Abbildungen

von Ω auf ihren Wertebereich S.

Ereignisse werden zu Teilmengen E von Ω.

Indikatorvariable werden zu Abbildungen von Ω nach $\{0, 1\}$.

4. Sicheres und unmögliches Ereignis

Für jede Zufallsvariable X mit Wertebereich S gilt:

$$I_{\{X \in S\}} = \mathbf{1}_S(X)$$

ist eine Zufallsvariable, die “sicher” auf den Ausgang 1 fällt.

$$I_{\{X \in \varnothing\}} = \mathbf{1}_\varnothing(X)$$

ist eine Zufallsvariable, die “sicher” auf den Ausgang 0 fällt.

Das *sichere Ereignis* E_{s} ist dadurch charakterisiert, dass seine Indikatorvariable sicher den Wert 1 annimmt.

$$I_{E_{\text{s}}} = 1$$

Das *unmögliche Ereignis* E_{u} ist dadurch charakterisiert, dass seine Indikatorvariable sicher den Wert 0 annimmt:

$$I_{E_{\text{u}}} = 0.$$

5. Die Aussage $X = Y$ und das Ereignis $\{X = Y\}$

Seien X, Y Zufallsvariable mit demselben Wertebereich S.

$D := \{(x, y) \in S^2 : x = y\}$, die „Diagonale“ in S^2.

Wir definieren das Ereignis “X und Y fallen gleich aus” als

$$\{X = Y\} := \{(X, Y) \in D\}$$

Ist dieses gleich dem sicheren Ereignis,

so schreiben wir dafür kurz:

$$X = Y$$

Die Aussage $X \geq 0$ und das Ereignis $\{X \geq 0\}$:

X sei jetzt eine reellwertige Zufallsvariable.

Die fogenden Aussagen sind gleichbedutend:

(i) Das Ereignis $\{X \geq 0\}$ ist sicher
(ii) Der Wertebereich der Zufallsvariablen X ist eine Teilmenge von $[0, \infty)$

Wir schreiben in diesem Fall kurz:

$$X \geq 0$$

Die Aussage $X \leq Y$ und das Ereignis $\{X \leq Y\}$:

Es sei $H := \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : x \leq y\}$,

der Halbraum über (und einschließlich) der Diagonalen.

Für reellwertige Zufallsvariable X, Y setzen wir

$$\{X \leq Y\} := \{(X, Y) \in H\}$$

Ist dieses gleich dem sicheren Ereignis,

so schreiben wir dafür kurz:

$$X \leq Y \ .$$

6. Rechnen mit Ereignissen

Für zwei Ereignisse E_1, E_2

hat deren “Oder-Ereignis” die Indikatorvariable

$$I_{E_1 \cup E_2} := \max(I_{E_1}, I_{E_2})$$

und deren “Und-Ereignis” die Indikatorvariable

$$I_{E_1 \cap E_2} := \min(I_{E_1}, I_{E_2}).$$

Man spricht auch von “Vereinigung” und “Durchschnitt”

der Ereignisse E_1 und E_2.

Für $b_1, b_2 \in \{0, 1\}$ gilt die Identität:

$$b_1 + b_2 = \max(b_1, b_2) + \min(b_1, b_2).$$

Dies überträgt sich auf

$$I_{E_1} + I_{E_2} = I_{E_1 \cup E_2} + I_{E_1 \cap E_2}$$

Falls

$$E_1 \cap E_2 = E_\mathrm{u} \ ,$$

so heißen E_1 und E_2
disjunkte oder *sich ausschließende Ereignisse*.

Gilt $E_1 = E_1 \cap E_2$, so schreiben wir

$$E_1 \subset E_2 \ .$$

und sagen:

“Mit E_1 tritt sicher auch E_2 ein”

oder auch

“Das Ereignis E_1 zieht das Ereignis E_2 nach sich.”

Für jedes Ereignis E ist sein *Komplementärereignis*

$$E^c$$

definiert durch

$$I_{E^c} := 1 - I_E \quad \text{bzw.} \quad E^c := \{I_E = 0\} .$$

Wegen $\mathbf{1}_{A^c} = 1 - \mathbf{1}_A$ gilt

$$\{X \in A\}^c = \{X \in A^c\} .$$

7. Rechnen mit Wahrscheinlichkeiten.

Für Indikatorvariablen und Ereignisse

gilt die Beziehung

$$\mathbf{E}[Z] = \mathbf{P}(Z = 1),$$

$$\mathbf{E}[I_E] = \mathbf{P}(I_E = 1) = \mathbf{P}(E).$$

Aus dem Rechnen mit Indikatorvariablen

und aus der Linearität des Erwartungswertes

ergeben sich die Regeln

für das Rechnen mit Wahrscheinlichkeiten

(Buch S. 57-58):

(i) $\mathbf{P}(E_{\mathsf{s}}) = 1, \qquad \mathbf{P}(E_{\mathsf{u}}) = 0.$

(ii) $\mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2) = \mathbf{P}(E_1 \cup E_2) + \mathbf{P}(E_1 \cap E_2)$

Die Formel (ii) sieht man aus der Identität

$$I_{E_1} + I_{E_2} = I_{E_1 \cup E_2} + I_{E_1 \cap E_2}$$

zusammen mit der Linearität des Erwartungswertes.

(i) $\mathbf{P}(E_{\text{s}}) = 1, \qquad \mathbf{P}(E_{\text{u}}) = 0.$

(ii) $\mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2) = \mathbf{P}(E_1 \cup E_2) + \mathbf{P}(E_1 \cap E_2),$
insbesondere $\mathbf{P}(E_1 \cup E_2) \leq \mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2)$.

(iii) $\mathbf{P}(E_1 \cup E_2) = \mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2)$
falls E_1 und E_2 disjunkt.

(iv) $\mathbf{P}(E^c) = 1 - \mathbf{P}(E)$.

(v) $\mathbf{P}(E_1) \leq \mathbf{P}(E_2)$, falls $E_1 \subset E_2$.

8. Die Einschluss-Ausschluss-Formel

Die Eigenschaft

(ii) $\mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2) = \mathbf{P}(E_1 \cup E_2) + \mathbf{P}(E_1 \cap E_2)$

bzw. äquivalent dazu

$$\mathbf{P}(E_1 \cup E_2) = \mathbf{P}(E_1) + \mathbf{P}(E_2) - \mathbf{P}(E_1 \cap E_2)$$

wird verallgemeinert durch die

Einschluss-Ausschluss-Formel:

$$\mathbf{P}(E_1 \cup \cdots \cup E_n)$$
$$= \sum_i \mathbf{P}(E_i) - \sum_{i<j} \mathbf{P}(E_i \cap E_j) + \cdots - \cdots \pm \mathbf{P}(E_1 \cap \cdots \cap E_n) .$$

Beweis:

$$1 - I_{E_1 \cup \cdots \cup E_n}$$

fällt genau dann auf 0,

wenn mindestens eines der I_{E_i} auf 1 fällt,

ist also gleich dem Produkt

$$(1 - I_{E_1}) \cdots (1 - I_{E_n})$$

Ausmultiplizieren ergibt

$$1 - \sum_i I_{E_i} + \sum_{i<j} I_{E_i \cap E_j} - \cdots .$$

Gehe dann über zum Erwartungswert. $\square$

Beispiel (vgl Buch S. 58). $X = (X_1, \ldots, X_n)$ sei eine rein zufällige Permutation von $1, \ldots, n$.

Was ist die W'keit, dass X mindestens einen Fixpunkt hat?

Sei $E_i := \{X_i = i\}$.

Wir arbeiten mit der E-A Formel.

Offenbar gilt für $i_1 < \cdots < i_k$:

$$\mathbf{P}(E_{i_1} \cap \cdots\cdots \cap E_{i_k}) = (n-k)!/n!$$

Multipliziert mit $\binom{n}{k}$ ergibt dies $\frac{1}{k!}$.

Mit der E-A-Formel folgt für die gefragte W'keit

$$\mathbf{P}(E_1 \cup \cdots \cup E_n) = 1 - \frac{1}{2!} + \cdots \pm \frac{1}{n!}. \quad \square$$

(Für $n \to \infty$ konvergiert das übrigens gegen $1 - e^{-1}$.)

9. Zwei weitere fundamentale Eigenschaften des Erwartungswerts: Positivität und Monotonie:

(vgl. Buch S. 55)

Positivität

Für die reellwertige Zufallsvariable X gelte $X \geq 0$. Dann gilt

(i) $\mathbf{E}[X] \geq 0$,

(ii) $\mathbf{E}[X] = 0$ genau dann, wenn $\mathbf{P}(X = 0) = 1$.

Monotonie

Für reellwertige Zufallsvariable $X_1 \leq X_2$

mit wohldefiniertem Erwartungswert gilt

$$\mathbf{E}[X_1] \leq \mathbf{E}[X_2].$$

Positivität

Für die reellwertige Zufallsvariable X gelte $X \geq 0$. Dann gilt

(i) $\mathbf{E}[X] \geq 0$,

(ii) $\mathbf{E}[X] = 0$ genau dann, wenn $\mathbf{P}(X = 0) = 1$.

Wir geben hier einen Beweis nur im diskreten Fall:

$X \geq 0$ ist gleichbedeutend damit, dass der Wertebereich von X eine Teilmenge des Intervalls $[0, \infty)$ ist. Weil X als diskret vorausgesetzt war, existiert eine abzählbare Teilmenge S des Wertebereichs mit

$$\mathbf{P}(X \in S) = 1.$$

Positivität

Für die reellwertige Zufallsvariable X gelte $X \geq 0$. Dann gilt

(i) $\mathbf{E}[X] \geq 0$,

(ii) $\mathbf{E}[X] = 0$ genau dann, wenn $\mathbf{P}(X = 0) = 1$.

Für diese Menge S gilt: $S \subset [0, \infty)$. Daraus folgt

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{a \in S} a\mathbf{P}(X = a) \quad = \quad 0 + \sum_{a \in S : a > 0} a\mathbf{P}(X = a),$$

Positivität

Für die reellwertige Zufallsvariable X gelte $X \geq 0$. Dann gilt

(i) $\mathbf{E}[X] \geq 0$,

(ii) $\mathbf{E}[X] = 0$ genau dann, wenn $\mathbf{P}(X = 0) = 1$.

Für diese Menge S gilt: $S \subset [0, \infty)$. Daraus folgt

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{a \in S : a > 0} a \mathbf{P}(X = a),$$

woraus sich beide Aussagen ergeben. $\square$

Monotonie

Für reellwertige Zufallsvariable $X_1 \le X_2$

mit wohldefiniertem Erwartungswert gilt

$$\mathbf{E}[X_1] \le \mathbf{E}[X_2].$$

Beweis:

$X_1 \le X_2$ ist gleichbedeutend mit $X_2 - X_1 \ge 0$.

Aus der Positivität und der Linearität des Erwartungswertes

folgt $\mathbf{E}[X_2] - \mathbf{E}[X_1] \ge 0$. $\square$

10. Die Ungleichung von Markov

X reellwertige Zufallsvariable mit $X \geq 0$, $c > 0$.

Dann gilt $\quad c\mathbf{1}_{[c,\infty)}(a) \leq a, \quad a \geq 0, \quad$ und daher

$$cI_{\{X \geq c\}} \leq X.$$

Aus Linearität und Monotonie des Erwartungswertes folgt:

$$c\mathbf{E}[I_{\{X \geq c\}}] \leq \mathbf{E}[X]$$

$$\boxed{\mathbf{P}(X \geq c) \leq \frac{1}{c}\mathbf{E}[X]}$$

Dies ist die **Ungleichung von Markov.**