

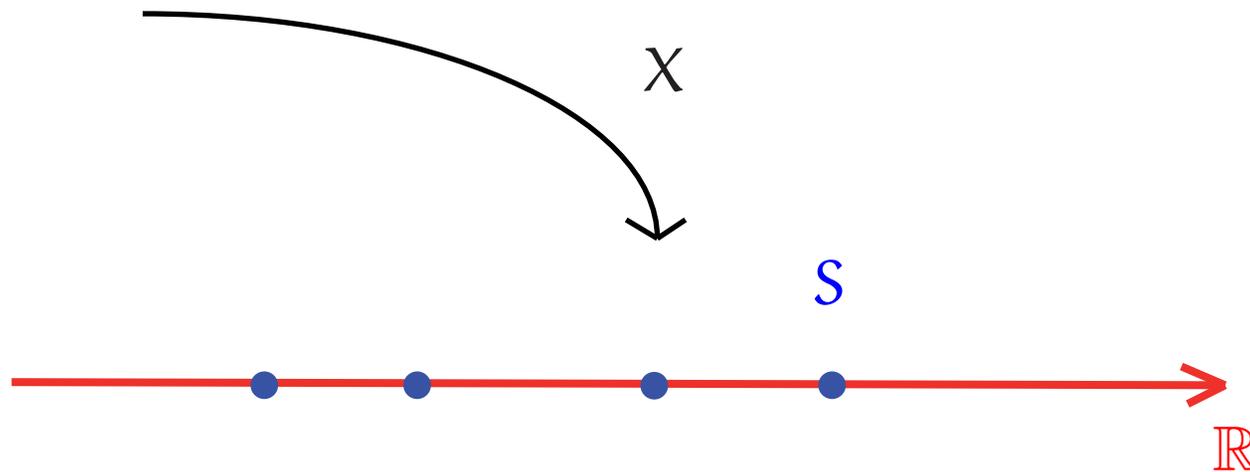
Vorlesung 3b

Der Erwartungswert

von diskreten reellwertigen Zufallsvariablen

Teil 2

X sei eine **diskrete reellwertige** Zufallsvariable



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

heißt *Erwartungswert* von X .

Mit X und Y ist auch deren Summe

$$X + Y$$

eine reellwertige Zufallsvariable.

Sind X und Y diskret, so auch $X + Y$.

Die wichtigste Eigenschaft des Erwartungswerts ist die

Additivität

$$\mathbf{E}[X + Y] = \mathbf{E}[X] + \mathbf{E}[Y]$$

Wir werden sie in Kürze herleiten;

erst erinnern wir uns an die Anwendungsbeispiele aus VL 3a:

BEISPIEL 1

Erwartungswert der Binomialverteilung

X sei $\text{Bin}(n, p)$ -verteilt.

$$\mathbf{E}[X] = np$$

BEISPIEL 2

Erwartungswert der hypergeometrischen Verteilung

X sei $\text{Hyp}(n, g, w)$ -verteilt.

$$\mathbf{E}[X] = n \frac{w}{g}$$

BEISPIEL 3

Runs beim Münzwurf

$Z := (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ n-facher p-Münzwurf

$$\mathbf{P}(Z_i = 1) = p \quad \mathbf{P}(Z_i = 0) = q := 1 - p$$

Run: ein Block von Nullen (Einsen),
der nicht echt in einem größeren Block enthalten ist

$R :=$ Anzahl Runs in Z

$$00000000 \quad R = 1$$

$$11100011 \quad R = 3$$

$$10101010 \quad R = 8$$

$$\mathbf{E}[R] = ?$$

Dazu schreiben wir R als Summe von Zählern.

Bei jedem Wurf zählen wir eins dazu,
wenn bei diesem Wurf ein Run beginnt:

$Y_i := 1$ falls bei i ein Run beginnt, $Y_i := 0$ sonst

$$R = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$$

$$Y_1 \equiv 1$$

$$\{Y_i = 1\} = \{(Z_{i-1}, Z_i) = (0, 1) \text{ oder } (1, 0)\} \quad (i > 1)$$

$$\mathbf{P}(Y_i = 1) = qp + pq \quad (i > 1)$$

$$\mathbf{E}[Y_i] = 2pq \quad (i > 1)$$

$$\mathbf{E}[R] = \mathbf{E}[Y_1] + \mathbf{E}[Y_2] + \mathbf{E}[Y_3] + \dots + \mathbf{E}[Y_n]$$

$$\mathbf{E}[R] = 1 + 2pq(n - 1)$$

Gerade haben wir die Linearität des Erwartungswertes schon in Beispielen angewendet.

Wir werden sie jetzt aus der Definition

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

herleiten.

Hilfreich dabei ist

eine wichtige „Transformationsformel“:

(Buch S. 23)

Sei X diskrete Zufallsvariable mit $\mathbf{P}(X \in S) = 1$

und h eine Abbildung von S nach \mathbb{R}

(so dass der Erwartungswert der Zufallsvariablen $h(X)$
wohldefiniert ist). Dann ist

$$\mathbf{E}[h(X)] = \sum_{a \in S} h(a) \mathbf{P}(X = a) .$$

Beweis.

$$\begin{aligned} & \sum_{b \in h(S)} b \mathbf{P}(h(X) = b) \\ &= \sum_{b \in h(S)} b \sum_{a \in h^{-1}(b)} \mathbf{P}(X = a) \\ &= \sum_{b \in h(S)} \sum_{a \in h^{-1}(b)} h(a) \mathbf{P}(X = a) \\ &= \sum_{a \in S} h(a) \mathbf{P}(X = a) . \quad \square \end{aligned}$$

Satz [Linearität des Erwartungswertes]

(Buch S. 52)

Für reellwertige Zufallsvariable X_1, X_2
mit wohldefiniertem Erwartungswert gilt

$$\mathbf{E}[c_1X_1 + c_2X_2] = c_1\mathbf{E}[X_1] + c_2\mathbf{E}[X_2], \quad c_1, c_2 \in \mathbb{R}.$$

Beweis.

Seien $S_1, S_2 \subset \mathbb{R}$ abzählbar mit

$$\mathbf{P}(X_1 \in S_1) = \mathbf{P}(X_2 \in S_2) = 1.$$

Aus der Transformationsformel folgt mit

$$h(a_1, a_2) := c_1 a_1 + c_2 a_2:$$

$$\mathbf{E}[c_1X_1 + c_2X_2]$$

$$= \sum_{a_1 \in \mathcal{S}_1} \sum_{a_2 \in \mathcal{S}_2} (c_1a_1 + c_2a_2) \mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2)$$

$$= c_1 \sum_{a_1 \in \mathcal{S}_1} a_1 \sum_{a_2 \in \mathcal{S}_2} \mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2)$$

$$+ c_2 \sum_{a_2 \in \mathcal{S}_2} a_2 \sum_{a_1 \in \mathcal{S}_1} \mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2)$$

$$\begin{aligned} & \sum_{a_1 \in \mathcal{S}_1} a_1 \sum_{a_2 \in \mathcal{S}_2} \mathbf{P}(X_1 = a_1, X_2 = a_2) \\ &= \sum_{a_1 \in \mathcal{S}_1} a_1 \mathbf{P}(X_1 = a_1) \\ &= \mathbf{E}[X_1] \quad \square \end{aligned}$$

Zusammenfassung

1.

Was ist der Erwartungswert?

$$\mathbf{E}[X] = \sum x\mathbf{P}(X = x)$$

und

$$\mathbf{E}[X] = \lim \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

für “unabhängige Wiederholungen” X_1, X_2, \dots

2.

Was ist die wichtigste Eigenschaft des Erwartungswertes?

Die Linearität:

$$\mathbf{E}[\alpha X + \beta Y] = \alpha \mathbf{E}[X] + \beta \mathbf{E}[Y]$$

3.

Wie berechnet man $\mathbf{E}[X]$ am besten?

Oft dadurch,

dass man X als Summe schreibt:

$$X = Z_1 + \dots + Z_n$$

$$\mathbf{E}[X] = \mathbf{E}[Z_1] + \dots + \mathbf{E}[Z_n]$$

Das Rechnen mit

Indikatorvariablen und Ereignissen,

Erwartungswerten und
Wahrscheinlichkeiten.

Wir wissen schon:
**Ereignisse kann man oft
auf verschiedene Weise darstellen:**

Beispiel 1:

Sei (X_1, X_2) das Paar der Augenzahlen
beim zweimaligen (gewöhnlichen) Würfeln.

$$\{X_1 = 3\}$$

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

$$\{X_1 + X_2 = 3\} = \{(X_1, X_2) \in \{(1, 2), (2, 1)\}\}$$

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” $h(X)$ einer Zufallsvariablen X :

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

Wir erinnern an eine Definition aus Vorlesung 3b
(vgl. Buch S. 36-38):

Für eine Zufallsvariable X mit Wertebereich S und $A \subset S$ betrachten wir die Zufallsvariable $\mathbf{1}_A(X)$.

Sie nimmt den Wert 1 an, wenn das Ereignis $\{X \in A\}$ eintritt, und den Wert 0, wenn das Ereignis $\{X \in A^c\}$ eintritt.

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

heißt *Indikatorvariable* des Ereignisses $\{X \in A\}$.

$$\{X \in A\} = \{I_{\{X \in A\}} = 1\},$$

Für jedes Ereignis E gilt: $E = \{I_E = 1\}$.

Ereignisse sind gleich,
wenn das für ihre Indikatorvariablen zutrifft.
Und mit Indikatorvariablen lässt sich leicht rechnen.

Für jede S -wertige Zufallsvariable X gilt:

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

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

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

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.

$$I_{E_s} = 1$$

Das *unmögliche Ereignis* E_u ist dadurch charakterisiert, dass seine Indikatorvariable sicher den Wert 0 annimmt:

$$I_{E_u} = 0.$$

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

$$E_1 \cap E_2 = E_u ,$$

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

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

Seien X, Y Zufallsvariable mit demselben Wertebereich S .

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

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

bzw.

$$\mathbf{1}_{\{X=Y\}} = \mathbf{1}_D(X, Y)$$

Für reellwertige Zufallsvariable X, Y setzen wir

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

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

der Halbraum über (und einschließlich) der Diagonalen.

Wir schreiben

$$X \leq Y \quad :\Leftrightarrow \quad \{X \leq Y\} = E_s .$$

Bringen wir jetzt wieder Wahrscheinlichkeiten ins Spiel.

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):

$$(i) \mathbf{P}(E_s) = 1, \quad \mathbf{P}(E_u) = 0.$$

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

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.

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

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

Bei (ii) verwendet man die Identität

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

(ii) wird verallgemeinert durch die

Einschluss-Ausschluss-Formel:

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

Beweis:

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

fällt genau dann als 0 aus,
wenn mindestens eines der I_{E_i} als 1 ausfällt,
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