# Erwartungswert

## **Definition** Erwartungswert

Der Erwartungswert einer diskreten ZV ist definiert als

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i} i \cdot \Pr(X = i).$$

 $\mathbb{E}[X]$  ist endlich, falls  $\sum_{i} |i| \cdot \Pr(X = i)$  konvergiert, sonst unendlich.

## Bsp:

• Sei X die Summe zweier Würfe eines Würfels. Dann gilt

$$\mathbb{E}[X] = 2 \cdot \frac{1}{36} + 3 \cdot \frac{2}{36} + 4 \cdot \frac{3}{36} + \ldots + 12 \cdot \frac{1}{36} = 7.$$

• Sei X eine ZV mit  $Pr(X = 2^i) = \frac{1}{2^i}$  für  $i \ge 1$ . Dann gilt

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i \geq 1} 2^i \cdot \frac{1}{2^i} = \infty.$$



## Linearität des Erwartungswerts

## Satz Linearität des Erwartungswerts

Seien  $X_1, \dots, X_n$  diskrete ZV mit endlichem Erwartungswert. Dann gilt

$$\mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i].$$

**Beweis:** Nur für n = 2, für allgemeine n per Induktion.

$$\mathbb{E}[X+Y] = \sum_{i} \sum_{j} (i+j) \Pr((X=i) \cap (Y=j))$$

$$= \sum_{i} i \sum_{j} \Pr((X=i) \cap (Y=j)) + \sum_{j} j \sum_{i} \Pr((X=i) \cap (Y=j))$$

Der Satz von der totalen Ws liefert damit

$$\mathbb{E}[X+Y] = \sum_{i} i \Pr(X=i) + \sum_{j} j \Pr(Y=j) = \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y].$$

#### Beispiel zuvor:

- Sei  $X_1, X_2$  ZV für 1. bzw 2. Wurf und  $X = X_1 + X_2$ .
- Dann gilt  $\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^6 i \cdot \frac{1}{6} = \frac{7}{2}$  und  $\mathbb{E}[X_i] = \mathbb{E}[X_1] + \mathbb{E}[X_2] = 7$ .

# Linearität des Erwartungswerts

#### Lemma

Für alle  $c \in \mathbb{R}$  und alle diskrete ZV X gilt

$$\mathbb{E}[cX] = c\mathbb{E}[X].$$

#### **Beweis:**

• Für c = 0 sind beide Seiten 0. Für  $c \neq 0$  gilt

$$\mathbb{E}[cX] = \sum_{j} j \Pr(cX = j)$$

$$= c \sum_{j} \frac{j}{c} \Pr\left(X = \frac{j}{c}\right)$$

$$= c \sum_{i} i \Pr(X = i)$$

$$= c \mathbb{E}[X].$$

# Linearität des Erwartungswerts

#### Lemma

Es gilt  $\mathbb{E}[X^2] \ge (\mathbb{E}[X])^2$ .

#### **Beweis:**

• Definiere  $Y = (X - \mathbb{E}[X])^2 > 0$ . Es folgt

$$0 \le \mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2 - 2X\mathbb{E}[X] + (\mathbb{E}[X])^2]$$
  
=  $\mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[2X\mathbb{E}[X]] + (\mathbb{E}[X])^2 = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2.$ 

Eine Verallgemeinerung liefert die folgende Jensen Ungleichung.

# Jensen Ungleichung

## Satz Jensen Ungleichung

Sei  $f : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  konvex. Dann gilt  $\mathbb{E}[f(X)] \ge f(\mathbb{E}[X])$ .

- Wir nehmen an, dass f eine Taylor-Entwicklung besitzt.
- Sei  $\mu = \mathbb{E}[X]$ . Dann gilt  $f(X) = f(\mu) + f'(\mu)(X \mu) + \frac{f''(c)(X \mu)^2}{2}$ .
- Konvexität von f is äquivalent zu  $f''(c) \ge 0$ . Wir erhalten  $f(X) \ge f(\mu) + f'(\mu)(X \mu)$ .
- Anwenden des Erwartungswerts auf beiden Seiten liefert

$$\mathbb{E}[f(x)] \ge \mathbb{E}[f(\mu)] + f'(\mu)(\mathbb{E}[X] - \mu) = f(\mu) = f(\mathbb{E}[X]).$$



## Bernoulli und Binomial ZV

- Betrachten ein Zufallsexperiment E, das mit Ws p erfolgreich ist.
- Definiere für i = 1, ..., n die Bernoulli- bzw. Indikator-ZV (IV)

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } E \text{ erfolgreich} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}.$$

- Für alle IV  $Y_i$  gilt  $\mathbb{E}[Y_i] = 0 \cdot \Pr[Y_i = 0] + 1 \cdot \Pr[Y_i = 1] = \Pr[Y_i = 1]$ .
- Definiere  $X = Y_1 + ... + Y_n$  als ZV für die Anzahl der Erfolge.

## **Definition** Binomialverteilung

Eine ZV X ist binomial verteilt gemäß B(n, p) falls

$$\Pr(X=j) = \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j} \text{ für } j = 0, \dots, n.$$

## **Anmerkungen**

- X = j, falls wir genau j Erfolge und n j Misserfolge erhalten.
- Ws-Verteilung:  $\sum_{j=0}^{n} {n \choose j} p^{j} (1-p)^{n-j} = (p+(1-p))^{n} = 1$ .
- Wegen  $\mathbb{E}[Y_i] = p$  gilt  $\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y_1] + \ldots + \mathbb{E}[Y_n] = np$ .

# Bedingter Erwartungswert

## **Definition** Bedingter Erwartungswert

$$\mathbb{E}[X \mid Y = y] = \sum_{X} x \cdot \Pr(X = X \mid Y = y).$$

#### Lemma

Für alle ZV X, Y gilt  $\mathbb{E}[X] = \sum_{y} \Pr(Y = y) \mathbb{E}[X \mid Y = y]$ .

$$\sum_{y} \Pr(Y = y) \mathbb{E}[X \mid Y = y] = \sum_{x} \sum_{y} x \Pr(X = x \mid Y = y) \Pr(Y = y)$$

$$= \sum_{x} \sum_{y} x \Pr(X = x \cap Y = y)$$

$$= \sum_{x} x \Pr(X = x) = \mathbb{E}[X].$$

# Bedingter Erwartungswert

### **Definition**

 $\mathbb{E}[X \mid Y]$  ist eine ZV in Y, die den Wert  $\mathbb{E}[X \mid Y = y]$  für Y = y annimmt.

## Beispiel:

- 2-facher Münzwurf:  $X_1, X_2$  ZV für 1. bzw. 2. Wurf und  $X = X_1 + X_2$ .  $\mathbb{E}[X \mid X_1] = \sum_{X} \Pr(X = X \mid X_1) = \sum_{X = X_1 + 1}^{X_1 + 6} X \cdot \frac{1}{6} = X_1 + \frac{7}{2}.$
- Es folgt  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X \mid X_1]] = \mathbb{E}[X_1 + \frac{7}{2}] = \mathbb{E}[X_1] + \frac{7}{2} = 7 = \mathbb{E}[X].$

### Satz

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X \mid Y]]$$

- Da  $\mathbb{E}[X \mid Y]$  eine ZV in Y ist, folgt aus obiger Definition  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X \mid Y]] = \sum_{v} \Pr(Y = y) \mathbb{E}[X \mid Y = y].$
- Mit dem Lemma auf voriger Folie ist die rechte Seite gleich  $\mathbb{E}[X]$ .

# Geometrische Verteilung

## **Definition** Geometrische Verteilung

Eine ZV X ist geometrisch verteilt mit Parameter 0 , falls

$$\Pr(X = n) = (1 - p)^{n-1}p \text{ für } n \ge 1.$$

## **Anmerkung:**

• D.h. X = n beschreibt, dass der 1. Erfolg im n-ten Versuch eintritt.

$$\sum_{i\geq 1} (1-p)^{i-1} p = p \cdot \sum_{i\geq 0} (1-p)^i = p \cdot \frac{1}{1-(1-p)} = 1$$

#### Lemma

Sei X eine diskrete ZV, die nur nicht-negative Werte annimmt. Es gilt

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^{\infty} \Pr(X \ge i).$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} \Pr(X \ge i) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=i}^{\infty} \Pr(X = j) = \sum_{i=1}^{\infty} i \Pr(X = i) = \mathbb{E}[X].$$



# Geometrische Verteilung

Für geometrisch verteilte X gilt  $\Pr(X \ge i) = (1 - p)^{i-1}$  und daher

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^{\infty} (1-\rho)^{i-1} = \sum_{i=0}^{\infty} (1-\rho)^i = \frac{1}{1-(1-\rho)} = \frac{1}{\rho}.$$

Alternative Rechnung mittels bedingter Erwartungswerte:

- Sei Y eine IV mit Y = 1 für Erfolg im 1. Versuch.
- Mit dem Lemma auf Folie 25 gilt

$$\mathbb{E}[X] = \Pr(Y = 0)\mathbb{E}[X \mid Y = 0] + \Pr(Y = 1)\mathbb{E}[X \mid Y = 1]$$
  
=  $(1 - p)\mathbb{E}[X + 1] + p = (1 - p)\mathbb{E}[X] + 1.$ 

• Auflösen nach  $\mathbb{E}[X]$  liefert  $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{\rho}$ .