

# WuS - Lecture Notes Week 6

Ruben Schenk, ruben.schenk@inf.ethz.ch

June 22, 2022

## 0.1 Ungleichungen

### 0.1.1 Monotonie

**Satz:** Seien  $X, Y$  zwei Z.V., sodass

$$X \leq Y \text{ f.s.}$$

gilt. Falls beide Erwartungswerte wohldefiniert sind folgt dann

$$\mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[Y]. \text{ f.s.}$$

### 0.1.2 Markov Ungleichung

**Theorem (Markov-Ungleichung):** Sei  $X$  eine nicht-negative Z.V. Für jedes  $a > 0$  gilt dann

$$\mathbb{P}[X \geq a] \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{a}.$$

### 0.1.3 Jensen Ungleichung

**Theorem (Jensen Ungleichung):** Sei  $X$  eine Z.V. Sei  $\phi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  eine konvexe Funktion. Falls  $\mathbb{E}[\phi(x)]$  und  $\mathbb{E}[X]$  wohldefiniert sind, gilt

$$\phi(\mathbb{E}[X]) \leq \mathbb{E}[\phi(X)].$$

Daraus folgt mit  $\phi(x) = |x|$ , dass  $|\mathbb{E}[X]| \leq \mathbb{E}[|X|]$  (Dreiecksungleichung) und mit  $\phi(x) = x^2$ , dass  $\mathbb{E}[|X|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]}$ .

## 0.2 Varianz

**Def:** Sei  $X$  eine Zufallsvariable, sodass  $\mathbb{E}[X]^2 < \infty$ . Wir definieren die **Varianz von  $X$**  durch

$$\sigma_X^2 = \mathbb{E}[(X - m)^2], \text{ wobei } m = \mathbb{E}[X].$$

Die Wurzel aus  $\sigma_X^2$  nennen wir gerade die **Standardabweichung von  $X$** .

Die Standardabweichung ist ein Indikator für die Fluktuation von  $X$  um den *Mittelwert*  $m = \mathbb{E}[X]$  herum. Allgemein ist eine Zufallsvariable mit geringer Varianz konzentriert um ihren Erwartungswert  $m = \mathbb{E}[X]$ . Die Tschebyscheffsche Ungleichung formalisiert diese Beobachtung.

**Satz:** Sei  $X$  eine Z.V. mit  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ . Dann gilt für jedes  $a \geq 0$

$$\mathbb{P}[|X - m| \geq a] \leq \frac{\sigma_X^2}{a^2}, \text{ wobei } m = \mathbb{E}[X].$$

**Satz (Grundlegende Eigenschaften der Varianz):**

1. Sei  $X$  eine Z.V. mit  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ . Dann gilt

$$\sigma_X^2 = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2.$$

2. Sei  $X$  eine Z.V. mit  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$  und sei  $\lambda \in \mathbb{R}$ . Dann gilt

$$\sigma_{\lambda X}^2 = \lambda^2 \cdot \sigma_X^2.$$

3. Seien  $X_1, \dots, X_n$   $n$ -viele paarweise unabhängige Z.V. und  $S = X_1 + \dots + X_n$ . Dann gilt

$$\sigma_S^2 = \sigma_{X_1}^2 + \dots + \sigma_{X_n}^2.$$

**Anwendung:** Sei  $S$  eine binomialverteilte Z.V. mit Parametern  $n$  und  $p$ . Was ist die Varianz von  $S$ ? Wir benutzen, dass  $S$  die selbe Verteilung wie  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , mit  $X_1, \dots, X_n$  u.i.v. Bernoulli Z.V. mit Parameter  $p$  hat. Dann erhalten wir:

$$\sigma_S^2 = \sigma_{S_n}^2 = \sigma_{X_1}^2 + \dots + \sigma_{X_n}^2 = n \cdot \sigma_{X_1}^2.$$

Zudem gilt  $\sigma_{X_1}^2 = \mathbb{E}[X_1^2] - p^2 = p - p^2 = p(1 - p)$ . Durch Einsetzen erhalten wir:

$$\sigma_S^2 = n \cdot p(1 - p).$$

Im Allgemeinen erhalten wir für Summen von u.i.v. Z.V. stets  $\mathbb{E}[S] = n \cdot p$  und  $\sigma_S = \sqrt{n} \cdot \sqrt{p(1 - p)}$ .

### 0.3 Kovarianz

**Def:** Seien  $X, Y$  zwei Z.V. mit endlichen zweiten Momenten  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$  und  $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$ . Wir definieren die **Kovarianz zwischen  $X$  und  $Y$**  durch

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y].$$

Die Kovarianz verschwindet wenn  $X$  und  $Y$  unabhängig sind, somit gilt:

$$X, Y \text{ unabhängig} \implies \text{Cov}(X, Y) = 0.$$

**Achtung:** Die umgekehrte Implikation ist falsch!

## 1 Gemeinsame Verteilungen

### 1.1 Gemeinsame diskrete Verteilungen

#### 1.1.1 Definition

**Def:** Seien  $X_1, \dots, X_n$   $n$  diskrete Zufallsvariablen, sei  $W_i \subset \mathbb{R}$  endlich oder abzählbar, wobei  $X_i \in W_i$  fast sicher gilt. Die gemeinsame Verteilung von  $(X_1, \dots, X_n)$  ist eine Familie  $p = (p(x_1, \dots, x_n))_{x_1 \in W_1, \dots, x_n \in W_n}$ , wobei jedes Mitglied definiert ist durch:

$$p(x_1, \dots, x_n) = \mathbb{P}[X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n].$$

**Beispiel:** Seien  $X, Y$  zwei unabhängige Bernoulli Z.V. mit Parameter  $1/2$ . Die gemeinsame Verteilung von  $(X, Y)$  ist gegeben durch

$$\forall x, y \in \{0, 1\} \quad p(x, y) = \frac{1}{4}.$$

Die gemeinsame Verteilung von  $(X, X)$  ist gegeben durch

$$\forall x, y \in \{0, 1\} \quad p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & x = y \\ 0, & x \neq y. \end{cases}$$

**Satz:** Eine gemeinsame Verteilung von Z.V.  $X_1, \dots, X_n$  erfüllt

$$\sum_{x_1 \in W_1, \dots, x_n \in W_n} p(x_1, \dots, x_n) = 1.$$

**Bemerkung:** Man kann auch **Gewichtsfunktion** anstatt Verteilung sagen.