

# Übungsblatt 08

## Stochastik 2

Abgabe von: **Linus Mußmächer**

15. Juni 2023

### 8.1 Zentralübung

$(X_n)$  konvergiert  $\mathbb{P}$  stochastisch gegen  $X = 0$ . Sei dazu  $\varepsilon > 0$  (und o.B.d.A.  $< 1$ ) beliebig. Dann existiert ein  $N \in \mathbb{N}$  mit  $\frac{1}{N} < \varepsilon$  und es gilt  $|X_n - X| \geq \varepsilon \Leftrightarrow X_n = n$  für alle  $n \geq N$ . Somit folgt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|X_n - X| \geq \varepsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} = 0$ .

$(X_n)$  konvergiert nicht in  $L_p$ , denn wäre sie  $L_p$ -konvergent gegen eine Grenzvariable  $\tilde{X}$ , dann wäre  $(X_n)$  auch stochastisch konvergent gegen  $\tilde{X}$  und aufgrund der Eindeutigkeit des Grenzwertes folgt  $X = \tilde{X}$ . Wir zeigen daher, dass  $(X_n)$  nicht in  $L_p$  gegen  $X$  konvergieren kann. Es ist  $X = 0$ , also  $|X_n - X|^p = X_n^p$ . Dann gilt

$$\mathbb{E}[|X_n - X|^p] = \mathbb{E}[X_n^p] = \left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdot 0^p + \frac{1}{n} \cdot n^p = n^{p-1}$$

wobei  $n^{p-1} = 1 \rightarrow 1$  für  $p = 1$  und  $n^{p-1} \rightarrow \infty$  für  $p > 1$  gilt. Die  $L_p$ -Konvergenz ist also für kein  $p$  gegeben.

Die fast sichere Konvergenz kann nicht entschieden werden. Wie oben muss  $(X_n)$ , falls  $\mathbb{P}$ -fast sicher konvergent, gegen  $X$  konvergieren. Sind die  $X_n$  unabhängig verteilt, so gilt für beliebiges  $\varepsilon > 0$  (und o.B.d.A.  $< 1$ )

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} \{|X_k - X| \geq \varepsilon\}\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} \{X_k = k\}\right) = \sum_{k=n}^{\infty} k = n^{\infty} \mathbb{P}(\{X_k = k\}) = \sum_{k=n}^{\infty} \frac{1}{k}$$

und diese Summe kann für  $k \rightarrow \infty$  nicht gegen 0 konvergieren, da dann die harmonische Reihe beschränkt wäre. Also gilt für unabhängige  $X_n$ , dass  $X_n$  nicht fast sicher konvergiert.

Für abhängige  $X_n$  lassen sich allerdings fast sicher konvergente Beispiele formulieren. Wir wollen dazu  $X_n = 0 \Rightarrow X_{n+1} = 0$  festlegen und im Fall  $X_n = n$  verlangen, dass  $X_{n+1} = n + 1$  mit bedingter Wahrscheinlichkeit  $\frac{n}{n+1}$  und  $X_{n+1} = 0$  mit bedingter Wahrscheinlichkeit  $\frac{1}{n+1}$ . Dann erfüllt die Folge  $(X_n)$  alle Forderungen und es gilt  $X_{n+1} \neq 0 \Rightarrow X_n \neq 0$  für alle  $n$ , also  $\bigcup_{k=n}^{\infty} \{X_k = k\} = \bigcup_{k=n}^{\infty} \{X_k \neq 0\} \subseteq \{X_n \neq 0\} = \{X_n = n\}$  und somit

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} \{|X_k - X| \geq \varepsilon\}\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} \{X_k = k\}\right) \leq \mathbb{P}(\{X_n = n\}) = \frac{1}{n} \rightarrow 0$$

und die  $X_n$  sind fast sicher konvergent.

### 8.2

### 8.3

(i) Sei  $\varepsilon > 0$  beliebig. Dann gilt  $\mathbb{P}(X_1 \geq 1 - \varepsilon) = \varepsilon$  und es ist

$$\mathbb{P}(|X_{(n)} - 1| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(X_{(n)} < 1 - \varepsilon) = \mathbb{P}(X_k < 1 - \varepsilon \ \forall_{1 \leq k \leq n}) = (1 - \varepsilon)^n \rightarrow 0,$$

da  $1 - \varepsilon < 1$ . Dies zeigt die stochastische Konvergenz.

(ii) Wir berechnen zuerst die Dichte von  $Y_n = n(1 - X_{(n)})$ . Für ein  $t \geq 0$  gilt:

$$\mathbb{P}(Y_n \geq t) = \mathbb{P}(X_{(n)} \leq 1 - \frac{t}{n}) = \mathbb{P}(X_k \leq 1 - \frac{t}{n} \quad \forall 1 \leq k \leq n) = (1 - \frac{t}{n})^n.$$

Diese Dichte konvergiert punktweise gegen die Grenzdichte  $\lim_{n \rightarrow \infty} (1 - \frac{t}{n})^n \cdot 1_{[0, \infty)}(t) = \exp(-t) \cdot 1_{[0, \infty)}(t)$ , also konvergiert auch ihre Verteilung punktweise gegen die Grenzverteilung  $\int_0^t \exp(-\tau) \cdot 1_{[0, \infty)}(\tau) d\tau = (1 - \exp(-t)) \cdot 1_{[0, \infty)}(t)$ . Dies ist eine Exponentialverteilung zum Parameter 1.