

# Übungsblatt 09

## Stochastik 2

Abgabe von: **Linus Mußmächer**

22. Juni 2023

### 9.1 Zentralübung

- (i) Es ist  $(X_i)$  gleichgradig integrierbar, d.h. es ist

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int_{\{|X_i| \geq n\}} |X_i| d\mathbb{P} = 0.$$

Insbesondere existiert ein  $N \in \mathbb{N}$  mit  $\int_{\{|X_i| \geq n\}} |X_i| d\mathbb{P} < 1$  für alle  $i \in I$  und damit ist

$$\mathbb{E}[|X_i|] = \int |X_i| d\mathbb{P} = \int_{\{|X_i| \geq n\}} |X_i| d\mathbb{P} + \int_{\{|X_i| < n\}} |X_i| d\mathbb{P} < 1 + n$$

für alle  $i \in I$ . Sei nun  $\varepsilon > 0$  beliebig. Dann existiert folglich ein  $r > 0$  mit  $\frac{1}{r} \mathbb{E}[|X_i|] < \varepsilon$  für alle  $i \in I$  und damit

$$\mathbb{P}(X_i \notin \overline{K_r(0)}) = \mathbb{P}(|X_i| > r) \leq \frac{1}{r} \mathbb{E}[|X_i|] \leq \frac{1}{r} \mathbb{E}[|X_i|] < \varepsilon$$

und damit  $\mathbb{P}(X_i \in \overline{K_r(0)}) \geq 1 - \varepsilon$ . Da  $\overline{K_r(0)}$  kompakt ist, zeigt dies die Straffheit.

- (ii) Betrachte die Familie  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  mit  $X_n = n \cdot \mathbb{1}_{[0, 1/n]}$  (wobei  $\mathbb{P}$  der uniformen Verteilung auf  $[0, 1]$  entspreche). Dann ist  $X_n$  straff, denn für die kompakte Menge  $[0, 1]$  gilt  $\mathbb{P}(X_n \in [0, 1]) = 1 \geq 1 - \varepsilon$  für alle  $\varepsilon > 0$ . Allerdings ist  $(X_n)$  nicht uniform integrierbar, denn für beliebiges  $N \in \mathbb{N}$  ist  $\int_{|X_N| \geq N} |X_N| d\mathbb{P} = N \cdot \frac{1}{N} = 1$ , also  $\sup_{n \in \mathbb{N}} \int_{|X_n| \geq N} |X_n| d\mathbb{P} \geq 1$ . Somit kann der Limes  $n \rightarrow \infty$  auch nur größer oder gleich 1 sein und es  $(X_n)$  ist nicht uniform integrierbar.

### 9.2

### 9.3

### 9.4

- (i) Die Wahrscheinlichkeitsfunktionen zu  $X$  bzw.  $X_n$  sind

$$F(k) = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^k}{k!} \quad F_n(k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}.$$

Dann gilt

$$F_n(k) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{n!}{(n-k)! \cdot n^k} \frac{\lambda^k}{k!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \\
&= \left( \prod_{m=n-k+1}^n \underbrace{\frac{m}{n}}_{\rightarrow 1} \right) \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \underbrace{\left(1 + \frac{-\lambda}{n}\right)^n}_{\rightarrow \exp(-\lambda)} \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}}_{\rightarrow 1} \\
&\rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} \exp(-\lambda) = F(k).
\end{aligned}$$

Man beachte insbesondere, dass das Produkt stets eine feste Anzahl an Faktoren hat, die einzeln gegen 1 konvergieren, wenn  $n$  und damit auch  $m$  gegen  $\infty$  strebt. Da die Verteilungsfunktionen von  $X$  bzw.  $X_n$  jeweils nur aus Summen der obigen Terme bestehen und diese Summen daher summandenweise konvergieren, konvergieren auch die Verteilungsfunktionen punktweise. Dies zeigt  $X_n \rightarrow X$ .

- (ii) Wir wissen, dass die Summe unabhängiger Poisson-verteilter Zufallsvariablen wiederum Poisson-verteilt ist. Daher gilt  $\tilde{X}_n := \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Pois}(\lambda \cdot n)$ . Wir bezeichnen im Folgenden die Verteilungsfunktion dieser Summe mit  $\tilde{F}_n$ . Dann ist für  $x \geq 0$ :

$$\begin{aligned}
\tilde{F}_n(\log_{1+1/n}(x)) &= \mathbb{P}(\tilde{X}_n < \log_{1+1/n}(x)) = \sum_{k=0}^{\log_{1+1/n}(x)} \mathbb{P}(\tilde{X}_n = k) \\
&= \sum_{k=0}^{\log_{1+1/n}(x)} \frac{n^k \lambda^k}{k!} \exp(-\lambda n) = \exp(-\lambda n) x^n = (e^{-\lambda} x)^n \\
&\rightarrow \begin{cases} 1 & x \geq e^\lambda \\ 0 & x < e^\lambda \end{cases} = \mathbb{1}_{[e^\lambda, \infty)}
\end{aligned}$$

Sei nun  $F_n$  die Verteilungsfunktion von  $Y_n$ , die Verteilungsfunktion von  $e^\lambda$  ist  $F = \mathbb{1}_{[e^\lambda, \infty)}$  und ist stetig für alle  $x \in \mathbb{R}$  außer  $e^\lambda$ .

Sei  $x \in \mathbb{R}$  beliebig. Falls  $x < 0$ , so ist  $F_n(x) = 0 = F(x)$  für alle  $n$ . Sei daher  $x \in [0, \infty)$  und sei  $\varepsilon > 0$  beliebig. Dann gilt:

$$F_n(x) = \mathbb{P}(Y_n < x) = \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^n X_i < \log_{1+1/n} x\right) = \tilde{F}_n(\log_{1+1/n}(x)) \rightarrow \mathbb{1}_{[e^\lambda, \infty)}$$

d.h.  $Y_n$  konvergiert schwach gegen  $e^\lambda$ . Satz 3.20 zeigt nun, dass  $Y_n$  auch stochastisch gegen  $e^\lambda$  konvergiert.