

Wahrscheinlichkeitstheorie
FSU Jena - WS 09/10
Serie 13 - Lösungen

Stilianos Louca

February 2, 2010

Aufgabe 01

(a) Die Folge von Wahrscheinlichkeitsmaßen

$$\mathcal{P}_n := \left(1 - \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \cdot \delta_0 + \frac{\delta_n}{\sqrt{n}}$$

auf \mathbb{R} geht schwach gegen δ_0 , denn

$$\hat{\mathcal{P}}_n(t) = \left(1 - \frac{1}{\sqrt{n}}\right) + \frac{e^{itn}}{\sqrt{n}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 = \hat{\delta}_0(t) \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

Jedoch gilt

$$\mathbb{E}\mathcal{P}_n = \sqrt{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty \neq \mathbb{E}\delta_0$$

(b) Definiert seien die stetigen, beschränkten Abbildungen

$$f_k : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad f_k(t) := \begin{cases} |t| & : |t| \leq k \\ k & : |t| \geq k \end{cases}, \quad k \in \mathbb{N}$$

Da $f_k \nearrow |\cdot|$ gilt nach dem Satz über monotone Konvergenz

$$\mathbb{E}|Y| = \int_{\mathbb{R}} |t| d\mathcal{P}_Y(t) = \lim_{k \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} f_k d\mathcal{P}_Y(t) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}f_k(Y)$$

Fall: $\mathbb{E}|Y| < \infty$. Sei $\varepsilon > 0$. Dann lässt sich für genügend großes k abschätzen

$$\mathbb{E}|Y| \leq \mathbb{E}f_k(Y) + \varepsilon \stackrel{f_k \in \mathcal{C}_b}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}f_k(Y_n) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}|Y_n| + \varepsilon$$

Da $\varepsilon > 0$ beliebig war folgt die Behauptung.

Fall: $\mathbb{E}|Y| = \infty$. Dann existiert für jedes $R \in \mathbb{N}$ ein genügend großes k mit

$$R \leq \mathbb{E}f_k(Y) \stackrel{f_k \in \mathcal{C}_n}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}f_k(Y_n) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}|Y_n|$$

Da R beliebig war, folgt die Behauptung.

(c) Sei (Y_n) gleichgradig integrierbar. Dann ist

$$\sup_n \mathbb{E}|Y_n| \stackrel{\forall k \in \mathbb{N}}{\leq} \sup_n \underbrace{\int_{|t| \leq k} |t| d\mathcal{P}_{Y_n}}_{\leq k} + \sup_n \underbrace{\int_{|t| \geq k} |t| d\mathcal{P}_{Y_n}}_{\leq 1 \text{ für irgendein } k \in \mathbb{N}} < \infty$$

und nach (b) auch $\mathbb{E}|Y| < \infty$. Insbesondere wird die Funktionenfolge $|\text{Id}| \cdot 1_{\{|\text{Id}| \geq k\}}$, $k \in \mathbb{N}$ majorisiert durch die \mathcal{P}_Y -integrierte $|\text{Id}|$ so dass nach Lebesgue gilt

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \int \underbrace{|t| \cdot 1_{\{|\text{Id}| \geq k\}}(t)}_{\substack{\xrightarrow{k \rightarrow \infty} 0 \\ \text{punkweise}}} d\mathcal{P}_Y = 0 \quad (0.1)$$

Sei nun $\varepsilon > 0$, dann existiert nach Voraussetzung bzw. Gl. (0.1) ein $k_0 \in \mathbb{N}$ mit

$$\int_{|t| \geq k_0} |t| d\mathcal{P}_{Y_n} \leq \frac{\varepsilon}{4} \quad \forall n \in \mathbb{N} \quad (0.2)$$

und

$$\int_{|t| \geq k_0} |t| d\mathcal{P}_Y \leq \frac{\varepsilon}{4} \quad (0.3)$$

Definieren nun die Folge beschränkter, stetiger Funktionen

$$f_k : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad f_k(t) := \begin{cases} t & : |t| \leq k \\ k & : t \geq k \\ -k & : t \leq -k \end{cases}, \quad k \in \mathbb{N}$$

so dass gilt

$$\int f_k d\mathcal{P}_{Y_n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int f_k d\mathcal{P}_Y \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

bzw.

$$\begin{aligned} |\mathbb{E}Y_n - \mathbb{E}Y| &\leq \left| \int f_{k_0} d\mathcal{P}_{Y_n} - \int f_{k_0} d\mathcal{P}_Y \right| \\ &+ \left| \int_{t > k_0} (t - k_0) d\mathcal{P}_{Y_n} + \int_{t < -k_0} (t + k_0) d\mathcal{P}_{Y_n} \right| + \left| \int_{t > k_0} (t - k_0) d\mathcal{P}_Y + \int_{t < -k_0} (t + k_0) d\mathcal{P}_Y \right| \\ &\leq \left| \int f_{k_0} d\mathcal{P}_{Y_n} - \int f_{k_0} d\mathcal{P}_Y \right| + \int_{|t| \geq k_0} |t| d\mathcal{P}_{Y_n} + \int_{|t| \geq k_0} |t| d\mathcal{P}_Y \\ &\stackrel{(0.2) \& (0.3)}{\leq} \underbrace{\left| \int f_{k_0} d\mathcal{P}_{Y_n} - \int f_{k_0} d\mathcal{P}_Y \right|}_{\substack{\leq \frac{\varepsilon}{2} \quad \forall n \geq n_0 \\ \text{für irgendein } n_0 \in \mathbb{N}}} + \frac{\varepsilon}{2} \leq \varepsilon \quad \forall n \geq n_0 \end{aligned}$$

was zu zeigen war.

Bemerkung: Obige Aussage impliziert auch umgekehrt den Satz von Lebesgue. Sind nämlich $f_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{f.s.}} f$ auf dem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathfrak{G}, \mathcal{P})$ und $|f_n| \leq g \quad \forall n \in \mathbb{N}$ für irgendeine integrierte $g : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$, so gehen insbesondere auch $f_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{d}} f$ als Zufallsvariablen. Andererseits lässt sich abschätzen

$$\sup_n \mathbb{E} |f_n| 1_{\{|f_n| \geq a\}} = \sup_n \int_{\{|f_n| \geq a\}} \underbrace{|f_n|}_{\leq g} d\mathcal{P} \leq \sup_n \int_{\{|f_n| \geq a\}} g d\mathcal{P} \leq \int_{\{|g| \geq a\}} g d\mathcal{P} = \int \underbrace{g \cdot 1_{\{|g| \geq a\}}}_{\substack{\xrightarrow{a \rightarrow \infty} 0 \\ \text{f.s.}}} d\mathcal{P} \stackrel{\text{monotone Konvergenz}}{\xrightarrow{a \rightarrow \infty}} 0$$

da g f.ü. endlich

spricht die (f_n) sind gleichgradig integrierbar, was $\mathbb{E}f_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}f$ impliziert.

(d) Es sei

$$S := \sup_n \mathbb{E} |Y_n|^{1+\varepsilon} < \infty$$

und $\delta > 0$ beliebig. Dann existiert ein $k \in \mathbb{N}$ so dass

$$|t|^{1+\varepsilon} \geq \frac{S}{\delta} \cdot |t| \quad \forall |t| \geq k$$

Folglich lässt sich abschätzen

$$\int_{\{|t| \geq k\}} |t| d\mathcal{P}_{Y_n} \leq \frac{\delta}{S} \int_{\{|t| \geq k\}} |t|^{1+\varepsilon} d\mathcal{P}_{Y_n} \leq \frac{\delta}{S} \underbrace{\int_{\{|t| \geq k\}} |t|^{1+\varepsilon} d\mathcal{P}_{Y_n}}_{\leq S} \leq \delta \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

(e) Nach dem CLT gehen

$$\frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} Z \sim \mathcal{N}_{0,1}$$

Da die Abbildung $x \mapsto |x|^p$ stetig ist, gehen auch

$$\left| \frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \right|^p \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} |Z|^p$$

Wegen

$$\sup_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{E} \left| \frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \right|^2 = \sup_n \frac{\mathbb{V}S_n}{n\sigma^2} = 1 < \infty$$

sind

$$\left| \frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \right|^p$$

nach (d) gleichgradig integrierbar ($\varepsilon > 0$ so dass $p(1 + \varepsilon) = 2$). Nach (c) gehen also

$$\mathbb{E} \left| \frac{S_n - na}{\sigma\sqrt{n}} \right|^p \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E} |Z|^p$$

Andererseits ist

$$\mathbb{E} |Z|^p = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} |x|^p e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\infty} x^p e^{-\frac{x^2}{2}} dx \stackrel{x^2 =: 2y}{=} \frac{2^{p/2}}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} y^{\frac{p}{2}-\frac{1}{2}} e^{-y} dy = \frac{2^{p/2}}{\Gamma(1/2)} \cdot \Gamma\left(\frac{p}{2} + \frac{1}{2}\right)$$

(f)

$$\mathbb{E} \left| \frac{S_n - n}{\sqrt{n}} \right| = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \mathcal{P}(|S_n - n| = k) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot [\mathcal{P}(S_n = n+k) + \mathcal{P}(S_n = n-k)]$$

$$\begin{aligned} & \stackrel{\text{Hilfsaussage (0.0.1)}}{=} \frac{e^{-n}}{\sqrt{n}} \left[\sum_{k=0}^{\infty} \frac{kn^{n+k}}{(n+k)!} + \sum_{k=0}^n \frac{kn^{n-k}}{(n-k)!} \right] = \frac{e^{-n}}{\sqrt{n}} \left[\sum_{k=n}^{\infty} \frac{(k-n)n^k}{k!} + \sum_{k=0}^n \frac{(n-k)n^k}{k!} \right] \\ & = \frac{ne^{-n}}{\sqrt{n}} \left[\sum_{k=n-1}^{\infty} \frac{n^k}{k!} - \sum_{k=n}^{\infty} \frac{n^k}{k!} + \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{n^k}{k!} \right] = \frac{ne^{-n}}{\sqrt{n}} \left[\frac{n^{n-1}}{(n-1)!} + \frac{n^n}{n!} \right] = 2\sqrt{n} \cdot \frac{n^n}{n!} \cdot e^{-n} \end{aligned}$$

(g) Nach (e) & (f) gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} 2\sqrt{n} \cdot \frac{n^n}{n!} \cdot e^{-n} \stackrel{p:=1}{=} \sqrt{2} \frac{\Gamma(1)}{\Gamma(1/2)} = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

was genau zu zeigen war.

0.0.1 Hilfsaussage über die Poissonverteilung

Sind X_1, X_2, \dots unabhängig, poissonverteilt mit Parametern $\lambda_1, \lambda_2, \dots$ und $S_n := \sum_{k=1}^n X_k$, so gilt

$$\mathcal{P}(S_n = m) = \frac{1}{m!} \left(\sum_{k=1}^n \lambda_k \right)^m \cdot \exp \left[- \sum_{k=1}^n \lambda_k \right], \quad m \in \mathbb{N}_0$$

Insbesondere sind S_n poissonverteilt mit Parameter $\sum_{k=1}^n \lambda_k$.

Beweis durch Induktion über n : Der Fall $n = 1$ ist klar. Gilt die Aussage nun für irgendein $n \in \mathbb{N}$, so folgt

$$\begin{aligned} \mathcal{P}(S_{n+1} = m) &= \sum_{l=0}^m \mathcal{P}(S_n = l; X_{n+1} = m - l) \stackrel{\text{unabh.}}{=} \sum_{l=0}^m \mathcal{P}(S_n = l) \cdot \mathcal{P}(X_{n+1} = m - l) \\ &\stackrel{\text{Vor.}}{=} \sum_{l=0}^m \frac{1}{l!} \left(\sum_{k=1}^n \lambda_k \right)^l \cdot \exp \left[- \sum_{k=1}^n \lambda_k \right] \cdot \frac{\lambda_{n+1}^{m-l}}{(m-l)!} e^{-\lambda_{n+1}} \\ &= \frac{1}{m!} \exp \left[- \sum_{k=1}^{n+1} \lambda_k \right] \cdot \sum_{l=1}^m \binom{m}{l} \left(\sum_{k=1}^n \lambda_k \right)^l \cdot \lambda_{n+1}^{m-l} = \frac{1}{m!} \exp \left[- \sum_{k=1}^{n+1} \lambda_k \right] \cdot \left(\sum_{k=1}^{n+1} \lambda_k \right)^m \end{aligned}$$

□

Aufgabe 02

Betrachten die unabhängigen, standardnormalverteilten $\xi_1, \xi_2, \dots \sim \mathcal{N}_{0,1}$, dazu die Summen

$$S_n := \sum_{k=1}^{2n} \xi_k^2 \sim \chi_{2n}^2$$

Dann erfüllen die S_n das CLT, sprich

$$\frac{S_n - \mathbb{E}S_n}{\sqrt{\mathbb{V}S_n}} = \frac{S_n - 2n}{\sqrt{4n}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \mathcal{N}_{0,1}$$

Daher konvergieren auch die Verteilungsfunktionen von S_n gegen die VF Φ von $\mathcal{N}_{0,1}$. Insbesondere

$$\frac{1}{2} = \Phi(0) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathcal{P} \left(\frac{S_n - \mathbb{E}S_n}{\sqrt{\mathbb{V}S_n}} \leq 0 \right) = \mathcal{P}(S_n \leq 2n) \stackrel{S_n \sim \chi_{2n}^2}{=} \frac{1}{\Gamma(n)} \int_0^{2n} \frac{x^{n-1} e^{-\frac{x}{2}}}{2^n} dx \stackrel{x=2u}{=} \frac{1}{\Gamma(n)} \int_0^n u^{n-1} e^{-u} du$$

Aufgabe 03

Richtung "⇒": Da jede Menge $\{k\} \subseteq (\mathbb{N}, |\cdot|)$ sowohl abgeschlossen als auch offen ist, gilt

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathcal{P}_n(\{k\}) \leq \mathcal{P}(\{k\}) \leq \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathcal{P}_n(\{k\})$$

woraus die Behauptung folgt.

Richtung "⇐": Nach Fatou folgt für jede (insbesondere offene) Menge $A \subseteq \mathbb{N}$

$$\mathcal{P}(A) = \sum_{a \in A} \mathcal{P}(\{a\}) = \sum_{a \in A} \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathcal{P}_n(\{a\}) \stackrel{\text{Fatou}}{\leq} \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sum_{a \in A} \mathcal{P}_n(\{a\}) = \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathcal{P}_n(A)$$

woraus die schwache Konvergenz folgt.

□