

Wahrscheinlichkeitstheorie für Informatikstudien (Kapitel #9)

Siegfried Hörmann

TU Graz

WS 2020/21

Kursaufbau

1. Wahrscheinlichkeitsräume.
2. Laplace-Experimente.
3. Wichtige diskrete Verteilungen.
4. Zufallsvariablen.
5. Zufallsvektoren.
6. Momente.
7. Bedingte Wahrscheinlichkeiten.
8. Unabhängigkeit.
9. Konvergenz von Zufallsvariablen.
10. Der zentrale Grenzwertsatz.

Konvergenz von Zufallsvariablen

- 9.1. Konvergenz im quadratischen Mittel.
- 9.2. Gesetz der großen Zahlen (LLN).
- 9.3. Konvergenz in Wahrscheinlichkeit.
- 9.4. Anwendungen.

Konvergenz im quadratischen Mittel

Wir betrachten eine Folge von ZVen ($X_n: n \geq 1$). In diesem Kapitel wollen wir uns überlegen, wie wir Konvergenz von X_n zu einem Grenzwert X (der womöglich auch zufällig ist) definieren können.

Beispiel

Sei X_n der Mittelwert von n (unabhängigen) Würfelresultaten ξ_k :

$$X_n := \frac{1}{n}(\xi_1 + \cdots + \xi_n).$$

Konvergiert X_n ? Und wie sollten wir Konvergenz überhaupt definieren?

Konvergenz im quadratischen Mittel

Das Problem ist nicht ganz einfach. Im letzten Beispiel ist $\Omega = \{1, \dots, 6\}^\infty$ und $\xi_k(\omega) = \omega_k$, wobei $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots)$.

Offensichtlich ist der Grenzwert von $X_n(\omega)$ —sofern dieser überhaupt existiert—nicht für alle ω gleich:

$$\lim X_n(\omega) = \begin{cases} 1 & \omega = (1, 1, 1, \dots); \\ 1.5 & \omega = (1, 2, 1, 2, \dots); \\ 6 & \omega = (6, 6, 6, \dots); \\ \text{existiert nicht} & \omega = (1, 6, \dots, 6, \underbrace{1, 1, \dots, 1, 1}_{2^{k^2}}, \dots); \\ \dots & \end{cases}$$

Konvergenz im quadratischen Mittel

Anstelle sich die Konvergenz in jedem ω einzeln anzusehen, schauen wir zuerst die erwartete Abweichung vom vermeintlichen Grenzwert an. So wie bei der Varianz, sind quadratische Abweichungen einfacher.

Sei $(X_n: n \geq 1)$ eine Folge von ZVen in L^2 (also $E(X_n^2) < \infty$). Wir sagen X_n konvergiert zu X im quadratischen Mittel falls

$$E(|X_n - X|^2) \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty).$$

Kurz: $X_n \xrightarrow{L^2} X$.

Konvergenz im quadratischen Mittel

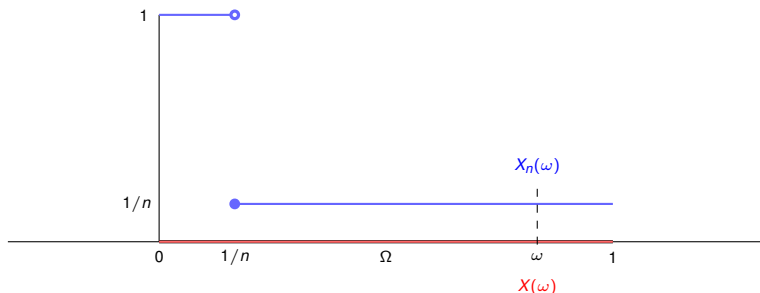
Beispiel (ZVen auf Einheitsintervall)

Am besten veranschaulicht man das Problem mit $\Omega = [0, 1]$. Dann sind $X_n: [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ und können graphisch skizziert werden.

Nehmen wir weiters $P((a, b]) = b - a$ für $0 \leq a < b \leq 1$.

Seien

$$X_n(\omega) = I\{\omega < 1/n\} + \frac{1}{n}I\{\omega \geq 1/n\} \quad \text{und} \quad X(\omega) \equiv 0.$$



Konvergenz im quadratischen Mittel

Wir sehen:

$$X_n(\omega) \rightarrow \begin{cases} 0 & \text{wenn } \omega \in (0, 1]; \\ 1 & \text{wenn } \omega = 0. \end{cases}$$

Also $X_n(\omega)$ konvergiert gegen $X(\omega)$ für alle $\omega \in \Omega$, außer $\omega = 0$.

Jetzt sehen wir uns $E((X_n - X)^2)$ an. Es gilt in unserem Beispiel $X_n - X = X_n \in \{1/n, 1\}$. Also ist

$$\begin{aligned} E((X_n - X)^2) &= E(X_n^2) \\ &= \frac{1}{n^2} \times P(X_n = 1/n) + 1^2 \times P(X_n = 1) \\ &= \frac{1}{n^2} \times P(\{\omega \geq 1/n\}) + 1 \times P(\{\omega < 1/n\}) \\ &= \frac{1}{n^2} \left(1 - \frac{1}{n}\right) + \frac{1}{n} \rightarrow 0. \end{aligned}$$

Konvergenz im quadratischen Mittel

Beispiel (Gleicher Erwartungswert)

Nehmen wir den wichtigen Spezialfall, wo alle ZVen X_n den gleichen Erwartungswert μ haben. Dann konvergiert X_n definitionsgemäß im quadratischen Mittel gegen μ , falls

$$E((X_n - \mu)^2) = \text{Var}(X_n) \rightarrow 0.$$

Mit dieser einfachen Beobachtung erhalten wir fast unmittelbar den folgenden fundamentalen Satz.

Gesetz der großen Zahlen (LLN)

Satz (L^2 Version des Gesetzes der großen Zahlen)

Sei $(X_n: n \geq 1)$ eine i.i.d. Folge in L^2 mit $E(X_1) = \mu$. Dann gilt:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n}(X_1 + \cdots + X_n) \xrightarrow{L^2} \mu.$$

Genauer gesagt, haben wir

$$E(|\bar{X}_n - \mu|^2) = \frac{1}{n} \text{Var}(X_1).$$

Gesetz der großen Zahlen (LLN)

Beweis. Da $E(\bar{X}_n) = \mu$ gilt

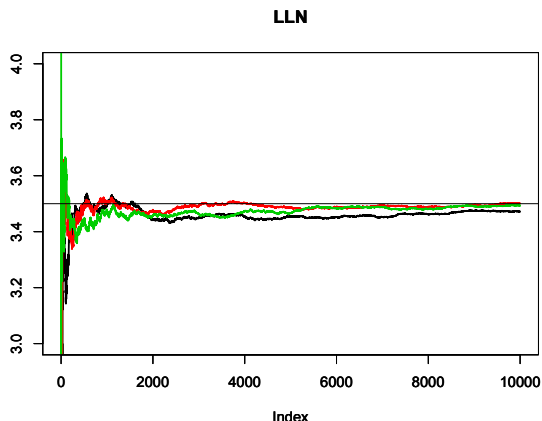
$$\begin{aligned} E(|\bar{X}_n - \mu|^2) &= \text{Var}(\bar{X}_n) \\ &= \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n} \text{Var}(X_1). \end{aligned}$$



Bemerkung: Beachte, dass wir in diesem Argument nur $\text{Cov}(X_i, X_j) = 0$ ($i \neq j$) benutzt haben. **Damit bleibt das LLN auch für unkorrelierte ZV erhalten.**

Gesetz der großen Zahlen (LLN)

Illustration mit $10000 \times$ Würfeln. Die Graphen zeigen jeweils \bar{X}_n für $n = 1, \dots, 10000$. Wir zeigen drei Versuche dieses Experiments.



Konvergenz in Wahrscheinlichkeit

Die folgende Art der Konvergenz wird üblicherweise in der Statistik verwendet.

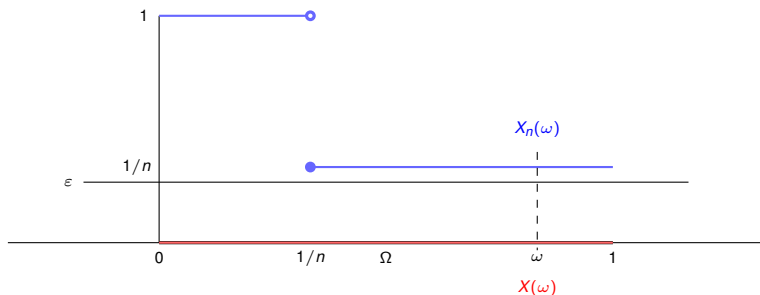
Sei $(X_n: n \geq 1)$ eine Folge von ZVen. Wir sagen, dass X_n zu X in Wahrscheinlichkeit konvergiert falls für alle $\varepsilon > 0$ gilt

$$P(|X_n - X| > \varepsilon) \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty).$$

Kurz: $X_n \xrightarrow{P} X$.

Konvergenz in Wahrscheinlichkeit

Wir betrachten wieder das Beispiel von oben:



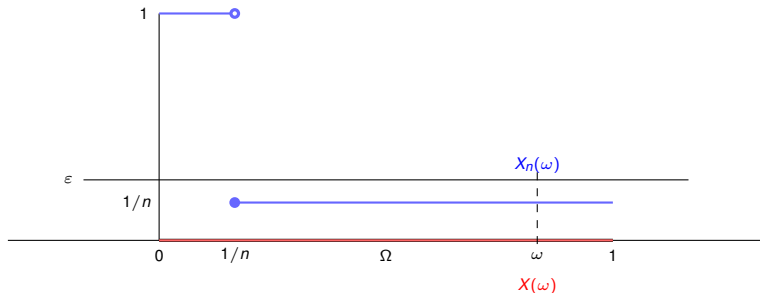
Das n ist noch recht klein und es gilt

$$\{\omega: |X_n - X| > \varepsilon\} = [0, 1].$$

Somit ist $P(|X_n - X| > \varepsilon) = 1$.

Konvergenz in Wahrscheinlichkeit

Wir machen n größer:



Jetzt ist

$$\{\omega: |X_n - X| > \varepsilon\} = [0, 1/n).$$

Somit ist $P(|X_n - X| > \varepsilon) = 1/n$.

Konvergenz in Wahrscheinlichkeit

Bevor wir fortfahren, untersuchen wir den Zusammenhang dieser beiden Konzepte.

Proposition

Wenn $X_n \xrightarrow{L^2} X$ so gilt auch $X_n \xrightarrow{P} X$. Die Gegenrichtung gilt i.A. nicht.

Beweis. Wegen der Markov-Ungleichung haben wir

$$P(|X_n - X| > \varepsilon) \leq \frac{E(|X_n - X|^2)}{\varepsilon^2} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty).$$

Insbesondere gilt:

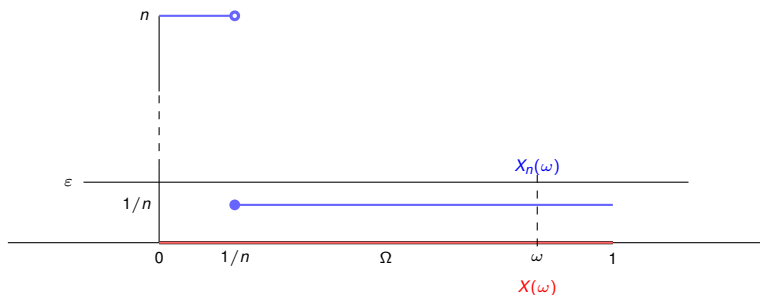
Satz (Schwaches Gesetz der großen Zahlen)

Sei $(X_n: n \geq 1)$ eine i.i.d. Folge in L^2 mit $E(X_1) = \mu$. Dann gilt:

$$P(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) \rightarrow 0 \quad \forall \varepsilon > 0, n \rightarrow \infty.$$

Konvergenz in Wahrscheinlichkeit

Um zu sehen, dass die Gegenrichtung i.A. falsch ist, betrachten wir wieder unser Beispiel, aber diesmal ist X_n sehr groß auf $[0, 1/n)$:



Jetzt ist wieder $\{\omega: |X_n - X| > \varepsilon\} = [0, 1/n)$ und somit $P(|X_n - X| > \varepsilon) = 1/n$. Aber:

$$E(|X_n - X|^2) = n^2 \times \frac{1}{n} + \frac{1}{n^2} \times \left(1 - \frac{1}{n}\right) \rightarrow \infty.$$

Anwendungen

Beispiel (Monte-Carlo-Integration)

Sei $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ eine integrierbare Funktion. Wir sind daran interessiert, $\mathcal{I} = \int_0^1 f(x) dx$ zu berechnen. Oft ist das nicht so einfach. Für eine komplizierte Funktion f kann man oft keine explizite Form finden.

Wenn wir allerdings i.i.d. ZV $U_i \sim \text{Unif}([0, 1])$ generieren, dann gilt

$$E(f(U_i)) = \mathcal{I},$$

und mit dem LLN

$$P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(U_k) - \mathcal{I}\right| > \varepsilon\right) \leq \frac{\text{Var}(f(U_1))}{n\varepsilon^2}.$$

Anwendungen

Beispiel (Der Fundamentalsatz der Statistik)

Angenommen wir erheben i.i.d. Daten $(X_n: n \geq 1)$ wobei die X_i der Verteilungsfunktion $F(x) = P(X \leq x)$ folgen. In der Praxis kennen wir $F(x)$ nicht. Ist es möglich, $F(x)$ basierend auf unseren Beobachtungen zu bestimmen?

Wir definieren die **empirische Verteilungsfunktion**

$$F_n(x) := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n I\{X_k \leq x\}.$$

Die Variablen $Y_k := I\{X_k \leq x\}$ sind wieder i.i.d. und $Y_k \sim B_{1, F(x)}$. Daher folgt mit dem Gesetz der großen Zahlen

$$P(|F_n(x) - F(x)| > \varepsilon) \leq \frac{F(x)(1 - F(x))}{n\varepsilon^2} \leq \frac{1}{4n\varepsilon^2}.$$

Anwendungen

Beispiel (Casino)

Wir haben gesehen: egal wie man setzt, der erwartete Gewinn des Spielers beim Roulette ist $-\frac{\text{Einsatz}}{37}$, und somit der erwartete Gewinn des Casinos $\frac{\text{Einsatz}}{37}$.

Sagen wir in einem Casino wird im Monat n Mal (n ist sehr groß) Roulette gespielt und der Einsatz ist jeweils 5 Euro. Sei X_i der Gewinn beim i -ten Spiel. Dann ist der durchschnittliche Gewinn des Casinos:

$$\frac{1}{n}(X_1 + \cdots + X_n) \approx \frac{5}{37}.$$

Und somit ist der Gesamtgewinn $X_1 + \cdots + X_n \approx n \times \frac{5}{37}$.