

11. Übung am 9. Jänner 2024

[LVA 405.161 UE Statistik, Link zur Ankreuzliste siehe www.trutschnig.net/courses mit * versehene Aufgaben sind freiwillig]

Übungsaufgabe 53 Seien F, F_1, F_2, \dots eindimensionale Verteilungsfunktionen. Beweisen Sie die Äquivalenz der folgenden zwei Aussagen:

1. $(F_n)_{n \in \mathbb{N}}$ konvergiert schwach gegen F (siehe Definition 8.10 und/oder VO Wahrscheinlichkeitsrechnung).
2. Es existiert eine dichte Teilmenge D von \mathbb{R} mit $\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x)$ für jedes $x \in D$.

Übungsaufgabe 54 Angenommen F, F_1, F_2, \dots sind eindimensionale Verteilungsfunktionen und $(F_n)_{n \in \mathbb{N}}$ konvergiert schwach gegen F . Falsifizieren oder beweisen Sie die folgende Aussage: Wenn F stetig ist, dann gilt sogar $\lim_{n \rightarrow \infty} \|F_n - F\|_\infty = 0$.

Übungsaufgabe 55 Berechnen Sie $\mathbb{E}(X^k)$ für $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ und beliebiges $k \in \mathbb{N}$ mit Hilfe der charakteristischen Funktion φ_X von X^\dagger .

Hinweis: Lesen Sie Satz 8.8. und arbeiten Sie mit Potenzreihen (anstatt mit mühsam zu berechnenden Ableitungen).

Übungsaufgabe 56 (R) Illustrieren Sie das CLT mit Hilfe von Simulationen in R und gehen Sie wie folgt vor, wobei $n = 1000$:

1. Wähle Sie eine feste Verteilungsfunktion F mit $\mathbb{V}(X) \in (0, \infty)$ für $X \sim F$.
2. Erzeugen Sie eine Stichprobe X_1, \dots, X_n von $X \sim F$ und berechnen Sie \bar{X}_n .
3. Wiederholen Sie obigen Vorgang mindestens $R = 1000$ Mal und plotten Sie ein Histogramm der so erhaltenen Werte $\bar{X}_n^1, \bar{X}_n^2, \dots, \bar{X}_n^R$, in das Sie auch die Dichte von $\mathcal{N}(0, 1)$ einzeichnen (*dnorm* in R).
4. Wiederholen Sie obigen Schritte für ein andere Verteilungsfunktion G .

Übungsaufgabe 57 Seien X_1, \dots, X_n i.i.d., $X_1 \sim \text{Bin}(1, p)$ mit $p \in (0, 1)$, und $n = 1000$. Nachdem n 'groß' ist, scheint es naheliegend, das folgende, auf dem CLT basierende (asymptotische) Konfidenzintervall $CI_{1-\alpha}$ für p zu verwenden[†]

$$CI_{1-\alpha}(p) = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}, \quad \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)} \right].$$

Leiten Sie dieses Intervall her und überprüfen Sie dann für $p = 0.5$ und $p = 0.001$, ob das Intervall das tut, was es tun soll (also ob es den echten Parameter p in ca. $100(1 - \alpha)$ Prozent aller Fälle enthält).

Frohe Weihnachten, erholsame Feiertage und ein gesundes Jahr 2024!

[†] $\varphi_X(t) = e^{-t^2/2}$ darf ohne Beweis verwendet werden

[†] $\Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})$ bezeichnet wie gewohnt das $(1 - \alpha/2)$ -Quantil der Standard-Normalverteilung