

Aufgabe	A36	A37	A38	A39	A40	$\Sigma$
Punkte						

**Aufgabe 36.** Sei  $X \in \mathcal{A}^n$  die Flughöhe von  $n$  Barock-Raketen und  $Y \in \mathcal{A}^m$  die Flughöhe von  $m$  Renaissance-Raketen. Laut Aufgabenstellung ist  $(X, Y) \sim (N_{(\mu_B, \sigma^2)}^n \otimes N_{(\mu_R, \sigma^2)}^m)$ . Sei außerdem  $\mathcal{H}_0: \mu_B \geq \mu_R$ . Nach Satz 26.43 hält dann der linksseitige Test

$$\varphi_c^l = \mathbb{1}_{\{\bar{X}_n - \bar{Y}_m \leq -c \frac{\sqrt{n+m}}{\sqrt{nm}} \hat{S}_{n,m}\}} = \mathbb{1}_{\left\{-\frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m}{\hat{S}_{n,m}} \frac{\sqrt{nm}}{\sqrt{n+m}} \geq c\right\}}$$

mit  $c = t_{(n+m-2), (1-\alpha)}$  das Niveau  $\alpha$  ein. Einsetzen aller Werte ergibt

$$-\frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m}{\hat{S}_{n,m}} \frac{\sqrt{nm}}{\sqrt{n+m}} \approx 0.941 < 1.734 = t_{18, 0.95}.$$

Also kann  $\mathcal{H}_0$  nicht zum Signifikanzniveau 0.05 abgelehnt werden.

**Aufgabe 37.** (a) Für alle  $\delta > 0$  gilt per Definition

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|Y_n - y| > \delta) &= 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|Z_n - z| > \delta) &= 0 \end{aligned}$$

Da  $h$  eine stetige Funktion ist und  $y$  und  $z$  bereits feststehen gilt

$$\begin{aligned} \forall \epsilon > 0 \exists \delta > 0 : \|(Y_n, Z_n) - (y, z)\|_1 \leq \delta &\implies |h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| \leq \epsilon \\ |Y_n - y| + |Z_n - z| \leq \delta &\implies |h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| \leq \epsilon \\ \{|h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| \leq \epsilon\} &\supset \{|Y_n - y| + |Z_n - z| \leq \delta\} \\ \{|h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| > \epsilon\} &\subset \{|Y_n - y| + |Z_n - z| > \delta\} \\ \mathbb{P}(|h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| > \epsilon) &\leq \mathbb{P}(|Y_n - y| + |Z_n - z| > \delta) \\ \mathbb{P}(|h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| > \epsilon) &\leq \mathbb{P}(|Y_n - y| > \delta) + \mathbb{P}(|Z_n - z| > \delta) \end{aligned}$$

$$Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} y, Z_n \xrightarrow{\mathbb{P}} z$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|h(Y_n, Z_n) - h(y, z)| > \epsilon) = 0.$$

(b) Auch  $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$  kann als eine Folge von (konstanten) Zufallsvariablen aufgefasst werden. Weil

$h(a, X) = aX$  eine stetige Funktion ist, gilt  $a_n X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} aX$ . Weil  $h(X, Y) = X + Y$  eine stetige Funktion ist, gilt  $a_n X_n + Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} aX + Y$ .

**Aufgabe 38.** Sei  $X, X_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  für  $n \in \mathbb{N}$ .  $X_n \xrightarrow{\text{f.s.}} X \implies X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  nach VL. Sei also  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ . Sei weiter  $\mathcal{X} := \{\omega \in \Omega \mid \mathbb{P}(\omega) > 0\}$ . Dann ist  $\mathbb{P}(\Omega \setminus \mathcal{X}) = 0$ . Es genügt also zu zeigen, dass  $\lim_{n \rightarrow \infty} |X_n(\omega) - X(\omega)| = 0$  für  $\omega \in \mathcal{X}$ . Sei dazu  $\epsilon > 0$  und  $\omega \in \mathcal{X}$ . Da  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|X_n - X| > \epsilon) = 0$  ex. ein  $n_0 \in \mathbb{N}$ , s.d.  $\forall n \geq n_0$ :

$$\mathbb{P}(|X_n - X| > \epsilon) < \mathbb{P}(\omega).$$

Damit folgt  $\omega \notin \{|X_n - X| > \epsilon\}$ , also  $|X_n(\omega) - X(\omega)| = 0$ .

**Aufgabe 39.** Zunächst berechne für  $n \in \mathbb{N}$ :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}^U([n, \infty)) &= 1 - \mathbb{P}^U((-\infty, n)) = 1 - \int_0^n \exp(-v) dv = \exp(-n) \\ \mathbb{P}^V([n, \infty)) &= 1 - \mathbb{P}^V((-\infty, n)) = 1 - \int_1^n \frac{1}{v^2} dv = \frac{1}{n}. \end{aligned}$$

(a) Sei  $\epsilon > 0$  und  $n \in \mathbb{N}$  mit  $n > \epsilon$ . Dann gilt

$$\mathbb{P}(|X_n| > \epsilon) = \mathbb{P}(n \mathbb{1}_{[n, \infty)}(U) > \epsilon) \stackrel{n > \epsilon}{=} \mathbb{P}(\mathbb{1}_{[n, \infty)}(U) > 0) = \mathbb{P}^U([n, \infty)) = \exp(-n).$$

Also folgt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|X_n| > \epsilon) = 0$  also  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ .

Sei nun  $\sqrt{n} > \epsilon$ . Dann gilt

$$\mathbb{P}(|Y_n| > \epsilon) = \mathbb{P}(\sqrt{n} \mathbb{1}_{[n, \infty)}(V) > \epsilon) \stackrel{\sqrt{n} > \epsilon}{=} \mathbb{P}^V([n, \infty)) = \frac{1}{n}.$$

Also folgt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|Y_n| > \epsilon) = 0$  also  $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ .

(b) Betrachte

$$\mathbb{E}(|X_n|^2) = \mathbb{E}(n^2 \mathbb{1}_{[n, \infty)}(U)) = n^2 \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{[n, \infty)}(v) f^U(v) dv = n^2 \mathbb{P}^U((n, \infty)) = n^2 \exp(-n).$$

Betrachte  $f(x) := x^2 \exp(-x) \in C^\infty(\mathbb{R})$ . Dann ist durch mehrfache Anwendung von de l'Hospital (\*):

$$\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow \infty} x^2 \exp(-x) = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{x^2}{\frac{1}{\exp(-x)}} \stackrel{(*)}{=} \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{2x}{\exp(x)} \stackrel{(*)}{=} \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{2}{\exp(x)} = 0.$$

Mit der Folge  $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$  mit  $a_n := n$  folgt also  $\lim_{n \rightarrow \infty} n^2 \exp(-n) = f(n) = \lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = 0$ .

Also folgt insgesamt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n\|_{L^2} = 0$  und damit  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}_2} 0$ .

Weiter folgt

$$\mathbb{E}(|Y_n|^2) = \mathbb{E}(n \mathbb{1}_{[n, \infty)}(V)) = n \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{[n, \infty)}(v) f^V(v) dv = n \mathbb{P}^V((n, \infty)) = n \frac{1}{n} = 1.$$

Damit folgt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \|Y_n\|_{L^2} = \sqrt{1} = 1 \neq 0$ . Da  $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$  konvergiert  $Y_n$  nicht in  $\mathcal{L}_2$  gegen ein  $Y \in \overline{\mathcal{A}}$  mit  $Y \neq 0$   $\mathbb{P}$  f.s., da sonst auch  $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} Y \neq 0$  und stochastische Grenzwerte  $\mathbb{P}$  f.s. übereinstimmen. Also konvergiert  $Y_n$  nicht in  $\mathcal{L}_2$ .

**Aufgabe 40.** (a) Es gilt für  $0 < \epsilon < 1$

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n > \epsilon) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\sqrt{n} \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{n}]}(U) > \epsilon) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\mathbb{1}_{[0, \frac{1}{n}]}(U)) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \\ &= 0. \end{aligned}$$

Also gilt  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$  Gleichzeitig erhalten wir

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(|X_n|^2) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} (X_n)^2 \mathbb{P}(dx) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} n \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{n}]}(U) \mathbb{P}(dx) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} n \frac{1}{n} \\ &= 1 \\ &\neq 0. \end{aligned}$$

Daraus folgt  $X_n \not\xrightarrow{L^2} 0$ .

(b) Es gilt

$$\mathbb{E}(|X - X_n|^2) = \mathbb{E}(|X - X_n|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| > \epsilon}) + \mathbb{E}(|X - X_n|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| \leq \epsilon})$$

Wir nutzen die Hölder-Ungleichung  $\mathbb{E}(|X_n X|) \leq \sqrt{\mathbb{E}(|X|^2) \mathbb{E}(|X_n|^2)}$  und erhalten

$$= \mathbb{E}(|X|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| > \epsilon}) + \mathbb{E}(|X_n|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| > \epsilon}) - 2\mathbb{E}(|X X_n| \mathbb{1}_{|X_n - X| > \epsilon}) + \mathbb{E}(|X - X_n|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| \leq \epsilon})$$

Wegen  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  ist  $\{|X_n - X| > \epsilon\}$  eine Nullmenge und es gilt

$$\begin{aligned} &= 0 + \mathbb{E}(|X - X_n|^2 \mathbb{1}_{|X_n - X| \leq \epsilon}) \\ &= \epsilon^2 \mathbb{E}(\mathbb{1}_{|X_n - X| \leq \epsilon}) \\ &= \epsilon^2 (1 - \mathbb{P}(|X_n - X| > \epsilon)) \\ &= \epsilon^2 \end{aligned}$$

Für  $\epsilon \rightarrow 0$  erhalten wir daraus die Behauptung.

(c) Betrachte

$$\begin{aligned} \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(|X_n|^{2+\alpha}) &= \limsup_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} \sqrt{n}^{2+\alpha} \cdot \mathbb{1}_{[0,1]}(U) \mathbb{P}^U(\mathrm{d}x) \\ &= \limsup_{n \rightarrow \infty} n \cdot n^{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{1}{n} \\ &= \limsup_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{\alpha}{2}} \\ &= \infty \end{aligned}$$