## Einführung in die Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik

Prof. Dr. Jan Johannes Sergio Brenner Miguel Wintersemester 2020/21



# 3. Übungsblatt - Lösungsskizzen

# Aufgabe 9 (Stetige Verteilungen, 4 = 1.5 + 1.5 + 1 Punkte).

Wir betrachten den Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathscr{A}, \mathbb{P}) = (\mathbb{R}, \mathscr{B}, \operatorname{Pareto}_{\alpha, x_m})$ , wobei die Dichte der Pareto-Verteilung mit Parametern  $\alpha > 0$  und  $x_m > 0$  gegeben ist durch

$$f(x) = C_{\alpha, x_m} \cdot x^{-(\alpha+1)} \mathbb{1}_{\{x \ge x_m\}} = \begin{cases} C_{\alpha, x_m} \cdot x^{-(\alpha+1)}, & x \ge x_m, \\ 0, & x < x_m \end{cases}.$$

- (a) Bestimmen Sie die Konstante  $C_{\alpha,x_m}$  so, dass f tatsächlich eine Wahrscheinlichkeitsdichte ist.
- (b) Bestimmen Sie die zugehörige Verteilungsfunktion F.
- (c) Sei nun  $\alpha = x_m = 1$ . Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeiten  $\mathbb{P}([1,2])$  und  $\mathbb{P}((2,\infty))$ .

**Lösung 9.** (a) Damit f eine Wahrscheinlichkeitsdichte ist, müssen zwei Dinge erfüllt sein:  $f \geq 0$  überall und  $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$ . Die erste Bedingung ist offensichtlich erfüllt, solange  $C_{\alpha,x_m} \geq 0$  ist.

Aus der zweiten Bedingung ermitteln wir  $C_{\alpha,x_m}$ :

$$1 = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{f}(x) \, \mathrm{d}x = C_{\alpha, x_m} \int_{x_m}^{\infty} x^{-(\alpha+1)} \, \mathrm{d}x = C_{\alpha, x_m} \cdot \left[ -\frac{1}{\alpha} \cdot x^{-\alpha} \right]_{x_m}^{\infty} = C_{\alpha, x_m} \cdot \frac{1}{\alpha} \cdot x_m^{-\alpha},$$

die Gleichung ist genau mit  $C_{\alpha,x_m} = \alpha x_m^{\alpha}$  erfüllt.

(b) Es gilt für  $x \geq x_m$ :

$$\begin{split} \mathbb{F}(x) &= \mathbb{P}((-\infty, x]) = \int_{-\infty}^{x} \mathbb{f}(y) \, \mathrm{d}y = C_{\alpha, x_m} \cdot \int_{x_m}^{x} y^{-(\alpha+1)} \, \mathrm{d}y = C_{\alpha, x_m} \cdot \left[ -\frac{1}{\alpha} \cdot y^{-\alpha} \right]_{-\infty}^{x} \\ &= -\frac{C_{\alpha, x_m}}{\alpha} \left[ x^{-\alpha} - x_m^{-\alpha} \right] = 1 - \left( \frac{x_m}{x} \right)^{\alpha}. \end{split}$$

und für  $x < x_m$ :

$$\mathbb{F}(x) = \mathbb{P}((-\infty, x]) = \int_{-\infty}^{x} f(y) \, dy = 0,$$

da über nichts integriert wird (die Dichte f ist erst für Werte größer als  $x_m$  nicht Null). Insgesamt erhalten wir:

$$\mathbb{F}(x) = \begin{cases} 0, & x < x_m, \\ 1 - \left(\frac{x_m}{x}\right)^{\alpha}, & x \ge x_m \end{cases}$$

(c) Es ist mit  $\alpha = x_m = 1 : C_{\alpha, x_m} = 1$  und  $f(x) = x^{-2} \mathbb{1}_{\{x \ge 1\}}$ .

$$\mathbb{P}([1,2]) = \int_{1}^{2} \mathbb{f}(x) \, dx = \left[ -x^{-1} \right]_{1}^{2} = -\frac{1}{2} + 1 = \frac{1}{2}.$$

Alternativ kann diese Wahrscheinlichkeit auch mittels der Verteilungsfunktion  $\mathbb{F}(x) = \left(1 - \frac{1}{x}\right)\mathbb{1}_{\{x \geq 1\}}$  berechnet werden:

$$\mathbb{P}([1,2]) = \mathbb{P}((-\infty,2]) - \mathbb{P}((-\infty,1]) + \mathbb{P}(\{1\}) = \mathbb{F}(2) - \mathbb{F}(1) + 0 = \left(1 - \frac{1}{2}\right) - \left(1 - 1\right) = \frac{1}{2}.$$

Aufgrund Feststellung  $\mathbb{P}((-\infty,1]) = \mathbb{F}(1) = 0$  (sieht man auch an der Wahrscheinlichkeitsdichte f selbst) gilt

$$\mathbb{P}((2,\infty)) = 1 - \mathbb{P}((-\infty,1]) - \mathbb{P}([1,2]) = \frac{1}{2}.$$

Bemerkung: Wir haben in (c) ohne weiteren Kommentar benutzt, dass  $\mathbb{P}(\{x\}) = 0$  bei stetigen Verteilungen gilt. Die Wahrscheinlichkeit, dass eine stetig verteilte Zufallsvariable genau einen bestimmten Wert  $x \in \mathbb{R}$  annimmt, ist Null.

### Aufgabe 10 (Neyman-Pearson-Tests, Poisson-Verteilung, 4 = 1.5 + 1.5 + 1 Pkte).

Die Anzahl der im Laufe eines Jahres bei einer Versicherung eingehenden Schadensmeldungen wird als Poisson-verteilt mit einem unbekannten Parameter  $\lambda > 0$  angenommen. Aufgrund der Daten des Vorjahres möchten Sie die Hypothese  $H_0: \{\mathbb{P}_{\lambda_0}\}$  gegen die Alternative  $H_1: \{\mathbb{P}_{\lambda_1}\}$  mit einem  $\lambda_1 > \lambda_0$  testen.

- (a) Geben Sie die Neyman-Pearson-Tests für dieses Testproblem an. Was muss erfüllt sein, damit einer dieser Test ein bester Test zum Niveau  $\alpha \in (0,1)$  ist?
- (b) Unter welchen Voraussetzungen ist ein bester Test  $\varphi$  zum Niveau  $\alpha$  aus (a) ein gleichmäßig bester Test für  $H_0: \{\mathbb{P}_{\lambda_0}\}$  gegen  $H'_1: \{\mathbb{P}_{\lambda}, \ \lambda > \lambda_0\}$ ?
- (c) Im letzten Jahr sind 9876 Schadensmeldungen eingegangen. Wir interessieren uns für folgendes Testproblem:

 $H_0$ : Es werden 9000 Schadensmeldungen eingehen.

 $H_1$ : Es werden mehr als 9000 Schadensmeldungen eingehen.

Können Sie die Nullhypothese mit einem Neyman-Pearson-Test zum Signifikanzniveau  $\alpha=0.05$  ablehnen?

Hinweis: Es gilt:  $\sum_{k=0}^{9156} \frac{\lambda_0^k}{k!} \exp(-\lambda_0) \ge 0.95$ .

### Lösung 10.

(a) Es handelt sich hier um das statistische Experiment  $(\Omega, \mathscr{A}, \mathbb{P}_{\Lambda})$  mit  $\Omega = \mathbb{N}_0$ ,  $\mathscr{A} = \mathcal{P}(\mathbb{N}_0)$ ,  $\Lambda = \mathbb{R}^+$ . Die Wahrscheinlichkeitsverteilungen  $\mathbb{P}_{\lambda}$ ,  $\lambda \in \Lambda = \lambda_0, \lambda_1$  sind Poisson-Verteilungen mit Parameter  $\lambda > 0$  und Zähldichten

$$\mathbb{p}_{\mathrm{Poi}_{\lambda}}(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k}}{k!} =: \mathbb{p}_{\lambda}(k)$$

Das statistische Testproblem mit einfachen Hypothese ist:

$$H_0: \{\mathbb{P}_{\lambda_0}\}$$
 vs.  $H_1: \{\mathbb{P}_{\lambda_1}\}$ 

wobei  $\lambda_1 > \lambda_0$ . Um die Ablehnbereiche

$$\mathcal{A}_c = \left\{ k \in \mathbb{N}_0 \mid \mathbb{p}_{\lambda_1}(k) \ge c \mathbb{p}_{\lambda_0}(k) \right\} = \left\{ k \in \mathbb{N}_0 \mid \frac{\mathbb{p}_{\lambda_1}(k)}{\mathbb{p}_{\lambda_0}(k)} \ge c \right\}$$

zu bestimmen, berechnen wir den Likelihoodquotienten:

$$L(k) := \frac{\mathbb{p}_{\lambda_1}(k)}{\mathbb{p}_{\lambda_0}(k)} = \frac{e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^k}{k!}}{e^{-\lambda_0} \frac{\lambda_0^k}{k!}} = \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)^k \cdot e^{\lambda_0 - \lambda_1}. \tag{1}$$

Die Neyman-Pearson-Tests für dieses Testproblem lauten daher:

$$\varphi_{\mathcal{A}_c} : \mathbb{N} \longrightarrow \{0, 1\}, \quad \varphi_{\mathcal{A}_c}(k) = \begin{cases} 0 & L(k) < c, \\ 1 & L(k) \ge c, \end{cases}$$

 $\varphi_{\mathcal{A}_c}$  ist ein bester Neyman-Pearson-Test zum Niveau  $\alpha$ , sofern die Gleichung  $\mathbb{P}_{\lambda_0}(\varphi_{\mathcal{A}_c} = 1) = \alpha$  für ein  $c \in \mathbb{R}$  erfüllt werden kann.

(b) Da  $k \mapsto L(k)$  für festes  $\lambda_1 > \lambda_0 > 0$  streng monoton wachsend ist (siehe 1), können wir die Bedingungen  $L(k) \geq c$  bzw. L(k) < c umformen zu  $k \geq c^*$  bzw.  $k \leq c^*$ . Die Neyman-Pearson-Tests sind also von der Form

$$\varphi_{c^*}(k) = \begin{cases} 0 & k < c^*, \\ 1, & k \ge c^*, \end{cases}$$

jeweils zum Niveau  $\mathbb{P}_{\lambda_0}(\varphi_{c^*}=1)=\mathbb{P}_{\lambda_0}([c^*,\infty))$ . Der Neyman-Pearson-Test ist ein bester Test zum Niveau  $\alpha$ , sofern die Gleichung  $\mathbb{P}_{\lambda_0}([c^*,\infty))=\alpha$  für ein  $c^*\in\mathbb{R}$  erfüllt werden kann

Offensichtlich hängt die Existenz eines Neyman-Pearson-Tests zum Niveau  $\alpha$  daher nicht vom konkreten Wert von  $\lambda_1$  ab (sondern nur von der Eigenschaft von  $\lambda_1$ , größer als  $\lambda_0$  zu sein).

Nehmen wir nun also an, dass für ein vorgegebenes  $\alpha \in (0,1)$  ein  $c^* \in \mathbb{R}$  existiert, so dass  $\mathbb{P}_{\lambda_0}(k \geq c^*) = \alpha$ , wir nennen den zugehörigen besten Neyman-Pearson Test  $\varphi^*$ . Dann gilt für jedes  $\lambda_1 > \lambda_0$  nach dem Neyman-Pearson-Lemma der Vorlesung: Für jede Entscheidungsfunktion  $\varphi : \Omega \to \{0,1\}$  mit  $\mathbb{P}_{\lambda_0}(\varphi = 1) \leq \alpha$ :

$$\mathbb{P}_{\lambda_1}(\varphi=0) \ge \mathbb{P}_{\lambda_1}(\varphi^*=0).$$

Anders formuliert bedeutet das: Für vorgegebenes  $\lambda_0$ ,  $\alpha$  haben wir ein festes  $\varphi^*$  gefunden, sodass für alle  $\lambda_1 > \lambda_0$  gilt:  $\varphi^*$  minimiert  $\varphi \longmapsto \mathbb{P}_{\lambda_1}(\varphi = 0)$  unter der Nebenbedingung  $\mathbb{P}_{\lambda_0}(\varphi = 1) \leq \alpha$ .

Das bedeutet gerade, dass  $\varphi^*$  ein gleichmäßig bester Test für die Hypothesen  $H_0: \{\mathbb{P}_{\lambda_0}\}$  gegen  $H_1': \{\mathbb{P}_{\lambda}, \lambda > \lambda_0\}$  ist.

(c) Nach (b) sind die Neyman-Pearson-Tests sind von der Form

$$\varphi_{c^*}(k) = \begin{cases} 0 & k < c^*, \\ 1, & k \ge c^*, \end{cases}$$

Wir suchen nun diejenigen  $c^*$ , für die die Neyman-Pearson-Tests das Signifikanzniveau  $\alpha$  einhalten. Es gilt nach dem Hinweis für alle  $c^* \geq 9156$ :

$$\mathbb{P}_{\lambda_0}(\varphi_{c^*} = 1) = \mathbb{P}_{\lambda_0}([c^*, \infty)) = 1 - \mathbb{P}_{\lambda_0}([0, c^*)) \le 1 - \mathbb{P}_{\lambda_0}([0, c^* - 1])$$
$$\le 1 - \mathbb{P}_{\lambda_0}([0, 9156]) = 1 - \sum_{k=0}^{9156} \frac{\lambda_0^k}{k!} \exp(-\lambda_0) \le 0.05$$

Damit sind alle Neyman-Pearson-Tests mit  $c^* \geq 9156$  Tests zum Niveau  $\alpha$ , insbesondere können wir mit

$$\varphi_{9156}(k) = \begin{cases} 0 & k < 9156, \\ 1, & k \ge 9156, \end{cases}$$

die Nullhypothese mit dem Signifikanzniveau  $\alpha = 0.05$  ablehnen (d.h.  $\varphi_{9156}(9876) = 1$ ).

Aufgabe 11 (Messbarkeit kombinierter Abbildungen, 4 = 1 + 0.5 + 0.5 + 2 Pkte). Sei  $(\Omega, \mathscr{A})$  ein Messraum und  $X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}}, n \in \mathbb{N}$ , eine Folge von  $(\mathcal{A}, \overline{\mathscr{B}})$ -messbaren Abbildungen.

- (a) (1) Sei  $m \in \mathbb{N}$ . Zeigen Sie, dass folgende Abbildungen  $(\mathcal{A}, \overline{\mathcal{B}})$ -messbar sind:
  - (i)  $\sup_{n\geq m} X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}}$
  - (ii)  $\inf_{n\geq m} X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}}$
  - (2) Zeigen Sie, dass folgende Abbildungen  $(\mathcal{A}, \overline{\mathscr{B}})$ -messbar sind:
    - (i)  $\limsup_{n\to\infty} X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}}$
    - (ii)  $\liminf_{n\to\infty} X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}}$
  - (3) Es existiere der punktweise Limes der Folge  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ , den wir mit  $X=\lim_{n\to\infty}X_n$  bezeichnen. Zeigen Sie: Dann ist X eine  $(\mathcal{A},\overline{\mathscr{B}})$ -messbare Abbildung.
- (b) Zeigen Sie, dass die Abbildung

$$Y: \Omega \longrightarrow \mathbb{R}, \quad Y(\omega) := \begin{cases} 1 & X_1(\omega) > X_2(\omega), \\ 0 & \text{sonst}, \end{cases}$$

 $(\mathcal{A}, \mathcal{B})$ -messbar ist.

#### Lösung 11.

(a) (1) Es ist bekannt, dass  $\{[-\infty, a] : a \in \overline{\mathbb{R}}\}$  ein Erzeugendensystem von  $\mathscr{B}_{\overline{\mathbb{R}}}$  ist. Sei  $a \in \overline{\mathbb{R}}$  beliebig. Es gilt

$$\left(\sup_{n\geq m} X_n\right)^{-1} \left([-\infty, a]\right) = \left\{\omega \in \Omega : \sup_{n\geq m} X_n(\omega) \leq a\right\}$$

$$= \left\{\omega \in \Omega : \forall n \geq m : X_n(\omega) \leq a\right\}$$

$$= \bigcap_{n\geq m} \left\{\omega \in \Omega : X_n(\omega) \leq a\right\}$$

$$= \bigcap_{n\geq m} \underbrace{X_n^{-1}([-\infty, a])}_{n\geq m} \in \mathscr{A}. \text{ da } X_n \text{ messbar}$$

Damit ist gezeigt:  $\left(\sup_{n\geq m} X_n\right)^{-1}(\mathcal{E}) \subseteq \mathscr{A}$ , es folgt (mit Proposition 07.08):  $\sup_{n\geq m} X_n$  ist  $(\mathscr{A}, \overline{\mathscr{B}})$ -messbar.

Nun verwenden wir das Erzeugendensystem  $\{[-\infty, a) : a \in \overline{\mathbb{R}}\}$  von  $\mathscr{B}_{\overline{\mathbb{R}}}$  und erhalten analog

$$\left(\inf_{n\geq m} X_n\right)^{-1} \left([-\infty, a)\right) = \left\{\omega \in \Omega : \inf_{n\geq m} X_n(\omega) < a\right\}$$

$$= \left\{\omega \in \Omega : \exists n \geq m : X_n(\omega) < a\right\}$$

$$= \bigcup_{n\geq m} \left\{\omega \in \Omega : X_n(\omega) < a\right\}$$

$$= \bigcup_{n\geq m} \underbrace{X_n^{-1}([-\infty, a))}_{\in \mathscr{A}, \text{ da } X_n \text{ messbar}} \in \mathscr{A}.$$

Damit ist gezeigt:  $\left(\inf_{n\geq m}X_n\right)^{-1}(\mathcal{E})\subseteq\mathscr{A}$ , d.h.  $\inf_{n\geq m}X_n$  ist  $(\mathscr{A},\overline{\mathscr{B}})$ -messbar. Alternativ kann beim Infimum auch mit  $\inf_{n\geq m}X_n=-\sup_{n\geq m}(-X_n)$  argumentieren. Man muss dann nur begründen, warum auch die Multiplikation einer Funktion  $mit\ (-1)$  die Messbarkeit erhält. Das ist klar, denn  $(-X_n)^{-1}([-\infty,a])=X_n^{-1}([-a,\infty])\in\mathscr{A}$ , da auch  $[-a,\infty]\in\overline{\mathscr{B}}$ .

- (2) Aus (1)(i) ist bekannt, dass jede Abbildung  $Y_m := \sup_{n \geq m} X_n : \Omega \longrightarrow \overline{\mathbb{R}} \ (\mathscr{A}, \overline{\mathscr{B}})$ messbar ist. Aus (1)(ii) folgt:  $\inf_{m \geq 1} Y_m = \inf_{m \in \mathbb{N}} \sup_{n \geq m} X_n = \limsup_{n \to \infty} X_n$  ist  $(\mathscr{A}, \overline{\mathscr{B}})$ -messbar.
  Die Argumentation für  $\liminf_{n \to \infty} X_n$  ist analog.
- (3) Existiert  $X = \lim_{n \to \infty} X_n$ , so gilt für alle  $\omega \in \Omega : X(\omega) = \limsup_{n \to \infty} X_n(\omega)$ . Daher ist X nach (2)  $(\mathscr{A}, \overline{\mathscr{B}})$ -messbar.
- (b) Y hat die Form  $Y = \mathbb{1}_A$  mit  $A := \{ \omega \in \Omega : X_1(\omega) > X_2(\omega) \}$ . Offensichtlich gilt für eine beliebige Menge  $B \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ :

$$Y^{-1}(B) = \begin{cases} \emptyset, & 0, 1 \notin B, \\ A, & 1 \in B, 0 \notin B, \\ A^c, & 1 \notin B, 0 \in B, \\ \Omega, & 0, 1 \in B. \end{cases}$$

Es ist also  $Y^{-1}(B) \in \mathcal{A}$ , falls wir zeigen können, dass  $A \in \mathcal{A}$ .

In unserem Fall gilt ( $\mathbb{Q}$  liegt dicht in  $\mathbb{R}$ , daher liegt in jedem Intervall ( $X_2(\omega), X_1(\omega)$ ) eine rationale Zahl):

$$A = \{\omega \in \Omega : X_{1}(\omega) > X_{2}(\omega)\}$$

$$= \{\omega \in \Omega : \exists q \in \mathbb{Q} : X_{1}(\omega) > q \text{ und } q > X_{2}(\omega)\}$$

$$= \bigcup_{q \in \mathbb{Q}} \left( \{\omega \in \Omega : X_{1}(\omega) > q\} \cap \{\omega \in \Omega : q > X_{2}(\omega)\} \right)$$

$$= \bigcup_{q \in \mathbb{Q}} \left( \underbrace{X_{1}^{-1}((q, \infty))}_{\in \mathscr{A}} \cap \underbrace{X_{2}^{-1}((-\infty, q))}_{\in \mathscr{A}} \right) \in \mathscr{A},$$

da  $\mathbb Q$  abzählbar ist und abzählbare Schnitte / Vereinigungen wieder in der  $\sigma$ -Algebra  $\mathscr A$  enthalten sind.

## Aufgabe 12 (Messbarkeit reellwertiger Abbildungen, 4 = 1.5 + 1.5 + 1 Punkte).

- (a) Sei  $f: \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$  eine monoton wachsende Funktion. Zeigen Sie, dass f dann schon eine  $(\mathcal{B}, \mathcal{B})$ -messbare Abbildung ist.
- (b) Die Funktion  $g: \mathbb{R} \times [0,1] \longrightarrow \mathbb{R}$ ,  $(s,x) \longmapsto g(s,x)$  sei für alle  $x \in [0,1]$  stetig in s. Außerdem sei g für alle  $s \in \mathbb{R}$  Riemann-integrierbar in x. Zeigen Sie, dass  $h(s) := \int_0^1 g(s,x) \, \mathrm{d}x \, (\mathscr{B},\mathscr{B})$ -messbar ist.
- (c) Sei  $\kappa : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$  eine Abbildung. Es gelte  $\{x : \kappa(x) = c\} \in \mathcal{B}$  für alle  $c \in \mathbb{R}$ . Folgt hieraus bereits die Messbarkeit von  $\kappa$ ? Beweisen Sie ihre Antwort! (Und vergleichen Sie das Ergebnis mit Proposition 08.04.)

Hinweis: Sie dürfen ohne Beweis  $\mathscr{B} \neq 2^{\mathbb{R}}$  verwenden.

### Lösung 12.

(a) Möglichkeit 1: Wir nutzen folgende Charakterisierung:

I Interval 
$$\iff$$
  $(\forall a, b \in I : \forall x \in \mathbb{R} : a \le x \le b \Rightarrow x \in I)$ 

Wir betrachten  $\mathcal{E} := \{I \subseteq \mathbb{R}, I \text{ Intervall }\}$ . Dies ist ein Erzeugendensystem von  $\mathcal{B}$ . Für die  $(\mathcal{B}, \mathcal{B})$ -Messbarkeit von f genügt es zu zeigen, dass  $f^{-1}(\mathcal{E}) \subseteq \mathcal{B}$  ist.

Sei dazu  $I \in \mathcal{E}$  ein Intervall. Wir zeigen mittels obiger Charakterisierung, dass  $f^{-1}(I)$  ein Intervall ist: Seien  $a, b \in f^{-1}(I)$  und  $x \in \mathbb{R}$  mit  $a \leq x \leq b$ . Dann gilt (weil f monoton wachsend ist)

$$f(a), f(b) \in I, \quad f(x) \in \mathbb{R}, \quad f(a) \le f(x) \le (b).$$

Da I ein Intervall ist, folgt  $f(x) \in I$ , d.h.  $x \in f^{-1}(I)$ .

Damit ist  $f^{-1}(I)$  ein Intervall, also  $f^{-1}(I) \in \mathcal{B}$  und also  $f^{-1}(\mathcal{E}) \subseteq \mathcal{B}$ .

**Möglichkeit 2:**  $\mathcal{E} := \{(-\infty, y] : y \in \mathbb{R}\}$  ist ein Erzeugendensystem der Borelschen  $\sigma$ -Algebra  $\mathcal{B}$ , d.h.  $\sigma(\mathcal{E}) = \mathcal{B}$ . Für die  $(\mathcal{B}, \mathcal{B})$ -Messbarkeit von f genügt es zu zeigen, dass  $f^{-1}(\mathcal{E}) \subseteq \mathcal{B}$  ist.

Sei also  $(-\infty, y] \in \mathcal{E}$  mit  $y \in \mathbb{R}$  beliebig. Definiere  $M := \{x \in \mathbb{R} : f(x) \leq y\}$  und  $c := \sup M$ . (Im Falle  $M = \emptyset$  setze  $c := -\infty$ , im Falle  $M = \mathbb{R}$  setze  $c := \infty$ ). Dann gilt:

$$(-\infty,c)\subseteq f^{-1}((-\infty,y])\subseteq (-\infty,c]\cap\mathbb{R}$$
 (und somit  $f^{-1}((-\infty,y])\in\mathcal{B}$ ),

denn:

- ▶ Sei  $x \in (-\infty, c)$ . Dann ist x < c. Angenommen f(x) > y, so wäre nach Def. des Supremums  $c \le x$ , Widerspruch! Also ist  $f(x) \le y$ , d.h.  $x \in f^{-1}((-\infty, y])$ .
- ▶ Sei  $x \in f^{-1}((-\infty, y])$ . Dann ist  $f(x) \leq y$ . Nach Def. des Supremums folgt  $x \leq c$ , also  $x \in (-\infty, c]$ .
- (b) Da g für alle  $s \in \mathbb{R}$  in x Riemann-integrierbar ist, gilt

$$h(s) = \int_0^1 g(s, x) \, \mathrm{d}x = \lim_{n \to \infty} \sum_{t=1}^n g\left(s, \frac{t}{n}\right) \cdot \left(\frac{t}{n} - \frac{t-1}{n}\right) = \lim_{n \to \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n g\left(s, \frac{t}{n}\right)$$

(das Riemann-Integral ist Grenzwert von Riemann-Summen mit der Partition  $\left[\frac{t-1}{n}, \frac{t}{n}\right)$ , t=1,...,n des Intervalls [0,1)). Definiere nun

$$h_n: \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}, \quad h_n(s) := \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n g\left(s, \frac{t}{n}\right).$$

Die  $h_n$  sind stetig, da g(s,x) stetig in s ist für alle  $x \in \mathbb{R}$ . Damit sind die  $h_n$   $(\mathcal{B},\mathcal{B})$ messbar. Wegen  $h = \lim_{n \to \infty} h_n$  ist damit auch h  $(\mathcal{B},\mathcal{B})$ -messbar nach Aufgabe 11.

(c)  $\kappa$  muss nicht notwendigerweise messbar sein. Wir geben ein Gegenbeispiel an: Sei  $A\in 2^{\mathbb{R}}\setminus \mathcal{B}$ . Definiere die Funktion

$$\kappa : (\mathbb{R}, \mathscr{B}) \longrightarrow (\mathbb{R}, \mathscr{B}), \qquad \kappa(x) := \begin{cases} |x| & x \in A, \\ -|x| - 1 & x \in A^c. \end{cases}$$

Dann gilt für alle  $c \in \mathbb{R}$ :

$$\kappa^{-1}(\{c\}) = \underbrace{(|x|^{-1}(\{c\})) \cap A)}_{\subseteq \{c, -c\}} \dot{\cup} \underbrace{((-|x|-1)^{-1})(\{c\}) \cap A^c)}_{\subseteq \{1+c, -1-c\}}$$

d.h.  $\kappa^{-1}(\{c\}) \in \mathcal{B}$ . Aber es gilt auch  $[0, \infty) \in \mathcal{B}$  und

$$\kappa^{-1}([0,\infty)) = A \notin \mathscr{B}$$

also ist  $\kappa$  nicht  $(\mathcal{B}, \mathcal{B})$  -messbar.

### Abgabe:

In Zweiergruppen, bis spätestens Montag, den 30. November 2020, 09:00 Uhr.

## Homepage der Vorlesung:

https://sip.math.uni-heidelberg.de/vl/ews-ws20/