

Scheinklausur zur Vorlesung Stochastik II

Muster-Lösung

Dauer: 90 Minuten

Name:

Vorname:

Matrikelnummer:

Diese Klausur hat bestanden, wer mindestens 19 Punkte erreicht.

Hilfsmittel sind nicht zugelassen!

Aufgabe	1 (7)	2 (6)	3 (6)	4 (6)	5 (6)	6 (6)	7 (6)	8 (7)	Σ (50)
Punkte									
Korrektor									

Gesamtpunktzahl	Note

Aufgabe 1 (3+4 Punkte)

- a) Es sei $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ eine differenzierbare Funktion. Zeigen Sie, dass die Ableitung f' (Borel-) meßbar ist.
- b) Zeigen Sie, dass eine monoton fallende Funktion $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ (Borel-) meßbar ist.

Lösung zu Aufgabe 1

- a) f differenzierbar $\implies f$ stetig $\implies f$ (Borel-) meßbar.

Für $n \in \mathbb{N}$ gilt: $x \mapsto x + \frac{1}{n}$ ist Borel-meßbar.

$\implies x \mapsto f(x + \frac{1}{n})$ ist Borel-meßbar.

Definiere

$$f_n : x \mapsto f_n(x) := \frac{f(x + \frac{1}{n}) - f(x)}{1/n}, \quad n \in \mathbb{N}.$$

f_n ist Borel-meßbar ($n \in \mathbb{N}$), und es gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} f_n = f'$ punktweise auf \mathbb{R} .

$\implies f'$ ist Borel-meßbar.

- b) Es seien f monoton fallend und $a \in \mathbb{R}$ beliebig.

Zu zeigen: $\{f \geq a\} \in \mathcal{B}^1$.

(i) Ist $\{f \geq a\} = \emptyset$, so ist $\{f \geq a\} \in \mathcal{B}^1$.

(ii) Ist $\{f \geq a\} \neq \emptyset$, so definiere $M := \sup\{\omega : f(\omega) \geq a\}$.

• Ist $M = \infty$, so folgt $\{f \geq a\} = \mathbb{R} \in \mathcal{B}^1$.

• Ist $M < \infty$, so gilt:

$$M \in \{f \geq a\} \implies \{f \geq a\} = (-\infty, M] \in \mathcal{B}^1,$$

$$M \notin \{f \geq a\} \implies \{f \geq a\} = (-\infty, M) \in \mathcal{B}^1.$$

Aufgabe 2 (2+4 Punkte)

Es seien $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum und f, g \mathcal{A} -meßbare numerische Funktionen auf Ω . Zeigen Sie:

- a) $\|f \cdot g\|_1 \leq \|f\|_1 \cdot \|g\|_\infty$.
- b) Falls $\mu(\Omega) < \infty$, so gilt $\|f\|_q \leq \|f\|_p \cdot \mu(\Omega)^{1/q-1/p}$ ($1 \leq q < p < \infty$).

Lösung zu Aufgabe 2

- a) Mit $|g| \stackrel{\mu}{\leq} \|g\|_\infty$ folgt

$$\|f \cdot g\|_1 = \int |f \cdot g| d\mu = \int |f| \cdot |g| d\mu \leq \|g\|_\infty \cdot \int |f| d\mu = \|f\|_1 \cdot \|g\|_\infty.$$

- b) Sei nun $\mu(\Omega) < \infty$. Ohne Einschränkung sei $\|f\|_p < \infty$, da die Ungleichung sonst trivialerweise erfüllt ist.

Sei $r > 1$ beliebig mit $\frac{1}{r} + \frac{1}{s} = 1$. Mit der Hölderschen Ungleichung gilt

$$\begin{aligned} \int |f|^q d\mu &= \int |f|^q \cdot 1 d\mu \\ &\leq \left(\int (|f|^q)^r d\mu \right)^{1/r} \left(\int 1^s d\mu \right)^{1/s} \\ &= \left(\int |f|^{q \cdot r} d\mu \right)^{1/r} \mu(\Omega)^{1/s}, \end{aligned}$$

und für $r := \frac{p}{q} > 1$, $\frac{1}{s} = 1 - \frac{q}{p}$ ergibt sich

$$\int |f|^q d\mu \leq \left(\int |f|^p d\mu \right)^{q/p} \mu(\Omega)^{1-q/p}$$

und damit die Behauptung $\|f\|_q \leq \|f\|_p \cdot \mu(\Omega)^{1/q-1/p}$.

Aufgabe 3 (2+3+1 Punkte)

Es sei $\mathcal{A} := \{A \subset \Omega : A \text{ abzählbar oder } A^c \text{ abzählbar}\}$ die σ -Algebra der co-abzählbaren Mengen auf einer überabzählbaren Menge Ω . Die Maße ν und μ seien durch

$$\nu(A) := \begin{cases} 0 & , \text{ falls } A \text{ abzählbar} \\ \infty & , \text{ falls } A^c \text{ abzählbar} \end{cases} \quad \text{und} \quad \mu(A) := \begin{cases} |A| & , \text{ falls } A \text{ endlich} \\ \infty & , \text{ sonst} \end{cases}$$

definiert. Zeigen Sie:

- $\nu \ll \mu$.
- ν besitzt keine Dichte bezüglich μ .
- Warum stehen a) und b) nicht im Widerspruch zum Satz von Radon-Nikodym?

Lösung zu Aufgabe 3

- Wenn $\mu(A) = 0$ für eine Teilmenge A von Ω ist, so gilt nach Definition $|A| = 0$, also zwangsläufig $A = \emptyset$. Daraus folgt auch $\nu(A) = 0$.
- Wir nehmen an, es existiert eine Funktion $f : (\Omega, \mathcal{A}) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathcal{B}^1})$ mit $\nu = f\mu$, d.h.

$$\nu(A) = \int_A f d\mu \quad (A \in \mathcal{A}).$$

Damit gilt für beliebiges $\omega \in \Omega$

$$0 = \nu(\{\omega\}) = \int_{\{\omega\}} f d\mu = f(\omega) \cdot \mu(\{\omega\}) = f(\omega),$$

also $f \equiv 0$. Andererseits ist

$$\nu(\Omega) = \infty \neq \int_{\Omega} 0 d\mu = 0. \quad \text{Widerspruch!}$$

- μ ist nicht σ -endlich. Denn wenn μ σ -endlich wäre, müsste eine aufsteigende Folge $A_n \subseteq A_{n+1} \subseteq \dots$ von Mengen mit $\mu(A_n) < \infty$ und $\Omega = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$ existieren. Nach Definition von μ wären alle diese A_n endlich, und Ω wäre als abzählbare Vereinigung endlicher Mengen selbst abzählbar, im Widerspruch zur Voraussetzung.

Aufgabe 4 (3+3 Punkte)

Es seien X, Y zwei stochastisch unabhängige reelle Zufallsvariablen auf einem Wahrscheinlichkeitsraum (Ω, \mathcal{A}, P) .

- a) Die Verteilungsfunktion von X und Y seien stetig. Zeigen Sie: $P(X = Y) = 0$.
- b) Es gelte $X = Y$ P -fast sicher. Zeigen Sie, dass X und Y P -fast sicher konstant sind.

Lösung zu Aufgabe 4

a) Es gilt

$$\begin{aligned} P(X = Y) &= P^X \otimes P^Y (\{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : x = y\}) \\ &= \int \mathbf{1}\{x = y\} dP^X \otimes P^Y(x, y) \\ &\stackrel{\text{Tonelli}}{=} \int \int \mathbf{1}_{\{x\}}(y) P^Y(dy) P^X(dx) = \int \underbrace{P^Y(\{x\})}_{=0} P^X(dx) = 0. \end{aligned}$$

b) LÖSUNG 1: Für $t \in \mathbb{R}$ gilt nach Voraussetzung

$$P(X \leq t, Y \leq t) = P(X \leq t) \cdot P(Y \leq t) = P(X \leq t) \cdot P(X \leq t),$$

andererseits ist $P(X \leq t, Y \leq t) = P(X \leq t, X \leq t) = P(X \leq t)$. Also gilt

$$P(X \leq t) = (P(X \leq t))^2,$$

und somit $P(X \leq t) \in \{0, 1\}$. Für $u := \inf\{x \in \mathbb{R} : F(x) = 1\}$ gilt dann $u \in (-\infty, \infty)$ und $P(X = u) = 1$.

LÖSUNG 2: Wegen $X \stackrel{P}{=} Y$ gilt $P^X = P^Y$. Damit und aus der Unabhängigkeit von X und Y folgt

$$\begin{aligned} 1 &= P(X = Y) = \int P^Y(\{x\}) P^X(dx) \\ &= \int P^X(\{x\}) P^X(dx) = \sum_{x: P^X(\{x\}) > 0} (P^X(\{x\}))^2. \end{aligned} \tag{1}$$

Also existiert ein $x \in \mathbb{R}$ mit $P^X(\{x\}) = 1$. Beim letzten Gleichheitszeichen in (1) ist zu beachten, dass

$$B = \{x \in \mathbb{R} : P^X(\{x\}) > 0\} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \left\{x \in \mathbb{R} : P^X(\{x\}) > \frac{1}{n}\right\}$$

abzählbar ist.

Aufgabe 5 (4+2 Punkte)

Es seien $X_n, Y_n, n \geq 1$, reelle Zufallsvariablen auf einem Wahrscheinlichkeitsraum (Ω, \mathcal{A}, P) sowie $(a_n)_{n \geq 1}$ eine beschränkte Zahlenfolge. Es gelte $X_n = O_P(1)$ und $Y_n = O_P(1)$ (d.h. die Mengen $\{P^{X_n} : n \geq 1\}$ und $\{P^{Y_n} : n \geq 1\}$ sind straff). Zeigen Sie:

- a) $X_n + Y_n = O_P(1), \quad X_n \cdot Y_n = O_P(1)$
b) $X_n + a_n = O_P(1), \quad a_n \cdot X_n = O_P(1)$

Lösung zu Aufgabe 5

- a) Sei $\varepsilon > 0$ beliebig. Wegen $X_n = O_P(1)$ und $Y_n = O_P(1)$ existiert ein $k > 0$ mit

$$P(-k \leq X_n, Y_n \leq k) \geq 1 - \varepsilon \quad \text{für jedes } n .$$

Es gilt

$$P(-2k \leq X_n + Y_n \leq 2k) \geq P(-k \leq X_n, Y_n \leq k) \geq 1 - \varepsilon$$

und

$$P(-k^2 \leq X_n \cdot Y_n \leq k^2) \geq P(-k \leq X_n, Y_n \leq k) \geq 1 - \varepsilon ,$$

woraus die Straffheit von $X_n + Y_n$ und $X_n \cdot Y_n$ folgt.

- b) Definiere eine Folge von konstanten Zufallsvariablen $Z_n := a_n$, wobei $|a_n|$ beschränkt durch ein $k > 0$ ist. Dann gilt

$$P^{Z_n}([-k, k]) = 1 \geq 1 - \varepsilon \quad \text{für jedes } \varepsilon > 0 .$$

Somit folgt die Straffheit von $\{P^{Z_n} : n \geq 1\}$ sowie $Z_n = O_P(1)$. Mit Hilfe von a) folgt die Behauptung.

Aufgabe 6 (6 Punkte)

Es seien X_1, X_2, \dots unabhängige und identisch verteilte positive Zufallsvariablen mit $\mu := E(X_1) > 0$ und $0 < \sigma^2 := V(X_1) < \infty$. Weiter sei $\bar{X}_n := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$. Zeigen Sie:

$$\sqrt{n} \left(\frac{\mu^2}{\bar{X}_n} - \bar{X}_n \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{D}} \mathcal{N}(0, 4\sigma^2).$$

Lösung zu Aufgabe 6

Nach Voraussetzung ist $X_j > 0$ für $j \geq 1$ und somit $\bar{X}_n > 0$. Weiter gilt

$$\begin{aligned} \sqrt{n} \left(\frac{\mu^2}{\bar{X}_n} - \bar{X}_n \right) &= \frac{\sqrt{n}}{\bar{X}_n} (\mu^2 - \bar{X}_n^2) = \frac{\sqrt{n}}{\bar{X}_n} (\mu - \bar{X}_n) (\mu + \bar{X}_n) \\ &= \frac{(-\sigma)(\mu + \bar{X}_n)}{\bar{X}_n} \cdot \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma} \\ &= \underbrace{\frac{(-\sigma)(\mu + \bar{X}_n)}{\bar{X}_n}}_{\text{f.s.}, -2\sigma} \cdot \underbrace{\frac{\sum_{j=1}^n X_j - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}}_{\xrightarrow{\mathcal{D}} \mathcal{N}(0,1)} \xrightarrow{\mathcal{D}} \mathcal{N}(0, 4\sigma^2) \end{aligned}$$

nach dem Zentralen Grenzwertsatz, und da \bar{X}_n nach dem starken Gesetz großer Zahlen fast sicher gegen $\mu > 0$ konvergiert.

Aufgabe 7 (6 Punkte)

Es sei $X = (X_1, \dots, X_d)^T$ ein d -dimensionaler Zufallsvektor. φ_X bzw. φ_{X_j} bezeichne die charakteristische Funktion von X bzw. X_j . Zeigen Sie:

$$X_1, \dots, X_d \text{ unabhängig} \iff \varphi_X(t) = \prod_{j=1}^d \varphi_{X_j}(t_j) \quad \forall t = (t_1, \dots, t_d) \in \mathbb{R}^d.$$

Lösung zu Aufgabe 7

„ \Rightarrow “: Sind X_1, \dots, X_d unabhängig, so gilt dies nach dem Blockungslemma auch für $e^{it_1 X_1}, \dots, e^{it_d X_d}$.
Daraus folgt für alle $t = (t_1, \dots, t_d) \in \mathbb{R}^d$

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \varphi_X(t_1, \dots, t_d) = E \left(e^{i \sum_{j=1}^d t_j X_j} \right) \\ &= E \left(\prod_{j=1}^d e^{it_j X_j} \right) = \prod_{j=1}^d E(e^{it_j X_j}) = \prod_{j=1}^d \varphi_{X_j}(t_j). \end{aligned}$$

„ \Leftarrow “: Seien umgekehrt Y_1, \dots, Y_d stochastisch unabhängige Zufallsvariablen mit $Y_j \sim X_j$ ($j = 1, \dots, d$) und $Y := (Y_1, \dots, Y_d)$. Dann gilt $\varphi_{X_j} = \varphi_{Y_j}$ für alle $j = 1, \dots, d$, und es folgt nach dem bereits bewiesenen Teil „ \Rightarrow “ sowie nach Voraussetzung

$$\varphi_Y(t_1, \dots, t_d) \stackrel{“\Rightarrow”}{=} \prod_{j=1}^d \varphi_{Y_j}(t_j) = \prod_{j=1}^d \varphi_{X_j}(t_j) \stackrel{\text{Vor.}}{=} \varphi_X(t_1, \dots, t_d).$$

Nach dem Eindeutigkeitssatz folgt $P^X = P^Y$, und insbesondere sind X_1, \dots, X_d stochastisch unabhängig.

Aufgabe 8 (7 Punkte)

Die Zufallsvariablen T_1 und T_2 seien unabhängig und jeweils exponentialverteilt mit Parametern λ_1 und λ_2 . Wir setzen $X := \min(T_1, T_2)$. Bestimmen Sie die bedingte Verteilung von X gegeben T_1 und berechnen Sie $E[X|T_1]$.

Hinweis: $\int_0^t x \lambda e^{-\lambda x} dx = -te^{-\lambda t} + \frac{1}{\lambda} (1 - e^{-\lambda t})$, ($t > 0, \lambda > 0$).

Lösung zu Aufgabe 8

Es gilt

$$P(X = T_1 | T_1 = t_1) = P(T_2 > T_1 | T_1 = t_1) = P(T_2 > t_1 | T_1 = t_1) = P(T_2 > t_1) = e^{-\lambda_2 t_1}$$

und für $0 \leq x < t_1$

$$P(X \leq x | T_1 = t_1) = P(T_2 \leq x | T_1 = t_1) = P(T_2 \leq x) = 1 - e^{-\lambda_2 x}.$$

Also hat die Verteilung von X gegeben $T_1 = t_1$ Masse $e^{-\lambda_2 t_1}$ auf t_1 und Lebesgue-Dichte $\lambda_2 e^{-\lambda_2 x}$ auf $[0, t_1)$. Deshalb gilt

$$\begin{aligned} E[X|T_1 = t_1] &= \int x P^{X|T_1=t_1}(t_1, dx) = t_1 e^{-\lambda_2 t_1} + \int_0^{t_1} x \lambda_2 e^{-\lambda_2 x} dx \\ &= t_1 e^{-\lambda_2 t_1} - t_1 e^{-\lambda_2 t_1} + \frac{1}{\lambda_2} (1 - e^{-\lambda_2 t_1}) \\ &= \frac{1}{\lambda_2} (1 - e^{-\lambda_2 t_1}) \end{aligned}$$

bzw.

$$E[X|T_1] = \frac{1}{\lambda_2} (1 - e^{-\lambda_2 T_1})$$