

Statistik 1

Prof. Dr. Jan Johannes

Sergio Brenner Miguel

Sommersemester 2019



UNIVERSITÄT
HEIDELBERG
ZUKUNFT
SEIT 1386

08. Übungsblatt

Aufgabe 1	Aufgabe 2	Aufgabe 3	Aufgabe 4	Vorbereitung	Σ

Aufgabe 1 (4 Punkte)

Sei $\mathcal{P} = \{\mathbb{P}_\theta : \theta \in \Theta\}$ eine Familie von Verteilungen auf $(\mathcal{X}, \mathcal{X})$.

- Sei $S : (\mathcal{X}, \mathcal{X}) \rightarrow (\mathcal{Y}, \mathcal{Y})$ minimalerschöpfend und $V : (\mathcal{X}, \mathcal{X}) \rightarrow (\mathcal{Z}, \mathcal{Z})$ vollständig und erschöpfend. Zeigen Sie, dass dann bereits $S^{-1}(\mathcal{Y}) = V^{-1}(\mathcal{Z})$ gelten muss.
Hinweis: Beachten Sie hierzu, dass X \mathcal{F} -messbar genau dann, wenn $\mathbb{E}_\theta[X|\mathcal{F}] = X$ \mathbb{P}_θ -fast sicher gilt.
- Zeigen Sie: Existiert eine minimalerschöpfende Statistik S für \mathcal{P} , so ist jede vollständige und erschöpfende Statistik notwendigerweise minimalerschöpfend.
Hinweis: Verwenden Sie Teilaufgabe a).

Aufgabe 2 (4 Punkte)

Es sei X ein zufälliger Vektor mit $X \odot \{N_{(\mu, \sigma^2)}^n | \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0\}$.

- Sei $\sigma^2 > 0$ beliebig aber fest. Zeigen Sie, dass $T(x) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ eine erschöpfende und vollständige Statistik für $\mathcal{P}_\sigma := \{N_{(\mu, \sigma^2)}^n | \mu \in \mathbb{R}\}$ ist.
- Zeigen Sie, dass für die Statistik $S(x) := \sum_{i=1}^n (x_i - T(x))^2$ die Verteilung $\mathbb{P}_{(\mu, \sigma)}^S$ unabhängig von der Wahl $\mathbb{P}_{(\mu, \sigma)} \in \mathcal{P}_\sigma$ ist.
- Zeigen Sie, dass $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ und $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ stochastisch unabhängig sind.

Aufgabe 3 (4 Punkte)

Es sei X ein $\text{Bin}_{(1,\pi)}^n$ -verteilter zufälliger Vektor mit $n \geq 2$ und unbekanntem Parameter $\pi \in (0, 1)$.

- Zeigen Sie, dass die Statistik $S(x) := \sum_{i=1}^n x_i$ vollständig und erschöpfend ist für $\mathcal{P} = \{\text{Bin}_{(1,\pi)}^n | \pi \in (0, 1)\}$.
- Zeigen Sie, dass der Kleinste-Varianz Schätzer für den abgeleiteten Parameter $\gamma(\pi) = \pi(1 - \pi)$ gegeben ist durch $\hat{\gamma}_o(X) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$, wobei $\bar{X}_n := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

Sei Y eine $\text{Bin}_{(n,\pi)}$ -verteilte Zufallsvariable mit unbekanntem Parameter $\pi \in (0, 1)$.

- Zeigen Sie, dass für den abgeleiteten Parameter $\gamma = 1/\pi$ kein erwartungstreuer Schätzer $\hat{\gamma}(Y)$ existiert.

Aufgabe 4 (4 Punkte)

Es sei X eine Zufallsvariable mit $X \odot \{\mathbb{P}_\theta | \theta \in (0, 1)\}$, \mathbb{P}_θ ist eine diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilung auf $\mathbb{N} \cup \{-1, 0\}$ mit einer Dichte

$$\mathbb{P}_\theta(-1) = \theta, \quad \mathbb{P}_\theta(k) = (1 - \theta)^2 \theta^k, \quad k = 0, 1, \dots$$

bezüglich des Zählmaßes.

- Zeigen Sie, dass $\hat{\theta}_0(X) := \mathbb{1}_{\{-1\}}(X)$ erwartungstreu für θ ist. Definieren Sie für einen beliebigen erwartungstreuen Schätzer $\hat{\theta}(X)$ für θ die Zufallsvariable $U(X) := \hat{\theta}(X) - \mathbb{1}_{\{-1\}}(X)$ und bestimmen Sie $U(k)$, $k \in \mathbb{N} \cup \{-1, 0\}$ um zu zeigen, dass für alle erwartungstreue Schätzer $\hat{\theta}(X)$ ein $a \in \mathbb{R}$ existiert, sodass $\hat{\theta}(X) = \mathbb{1}_{\{-1\}}(X) + aX =: \hat{\theta}_a(X)$ gilt.
- Bestimmen Sie die Varianz des Schätzers $\hat{\theta}_a(X)$ und minimieren Sie über $a \in \mathbb{R}$ um zu zeigen, dass es keinen Kleinste-Varianz-Schätzer für θ gibt.
Hinweis: Verwenden Sie ohne Beweis, dass für $\theta \in (0, 1)$: $\sum_{i=0}^{\infty} i^2 \theta^i = (\theta + \theta^2)(1 - \theta)^{-3}$ gilt.
- Zeigen Sie, dass alle erwartungstreue Schätzer $\hat{\gamma}(X)$ des abgeleiteten Parameters $\gamma(\theta) = (1 - \theta)^2$ der Form $\hat{\gamma}(X) = \mathbb{1}_{\{0\}}(X) + aX =: \hat{\gamma}_a(X)$ für ein $a \in \mathbb{R}$ sind.
- Bestimmen Sie einen Kleinste-Varianz-Schätzer für $\gamma(\theta) = (1 - \theta)^2$.

Klausurvorbereitung:

Die folgende Aufgabe dient zur Wiederholung des Vorlesungsstoffes und als Hilfsmittel zum gezielten Lernen auf die Klausur.

Aufgabe 5 (Vorbereitung; 4 Bonuspunkte)

Sei $\vartheta \sim \Gamma_{(\alpha, \beta)}$ mit Wahrscheinlichkeitsdichte bezüglich des Lebesguemaßes

$$f^{\vartheta}(\theta) \propto \theta^{\alpha-1} \exp(-\beta\theta) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(\theta), \quad \theta \in \mathbb{R},$$

wobei $\alpha, \beta > 0$. Hierbei bedeutet für zwei Funktion $f, g : \mathcal{X} \rightarrow \mathbb{R}$ die Notation $f(x) \propto g(x) \Leftrightarrow \exists C \in \mathbb{R} : \forall x \in \mathcal{X} : f(x) = cg(x)$.

a) Sei $C_{\alpha, \beta}$ die eindeutige Konstante, die die Gleichheit

$$f^{\vartheta}(\theta) = C_{\alpha, \beta} \theta^{\alpha-1} \exp(-\beta\theta) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(\theta), \quad \theta \in \mathbb{R},$$

erfüllt. Zeigen Sie, dass $C_{\alpha, \beta} = \beta^{\alpha} / \Gamma(\alpha)$ gilt, wobei $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} \exp(-x) dx$ die Gammafunktion ist.

b) Zeigen Sie, dass $\mathbb{E}^{\vartheta}[\vartheta] = \alpha/\beta$ und $\text{Var}^{\vartheta}[\vartheta] = \alpha/\beta^2$.

c) Sei für $\theta \in (0, \infty)$

- i) $X|\vartheta = \theta \sim \text{Poi}_{\theta}$;
- ii) $Y|\vartheta = \theta \sim \Gamma_{s, \theta}$, $s > 0$ und
- iii) $Z|\vartheta = \theta \sim N_{(\mu, 1/\theta)}$, $\mu \in \mathbb{R}$.

Bestimmen Sie jeweils die Verteilung von $\vartheta|X = k$, $\vartheta|Y = y$ und $\vartheta|Z = z$, wobei $k \in \mathbb{N}_0$, $y \in (0, \infty)$, $z \in \mathbb{R}$.

d) Bestimmen Sie in den Fällen i)-iii) aus Aufgabenteil c) den Bayes-optimalen Schätzer des Parameters θ gegeben einer Stichprobe X (bzw. Y, Z) zum quadratischen Risiko. Bestimmen Sie für den Fall i) das quadratische Risiko des Bayesschätzer als Funktion in θ und das zugehörige Bayesrisiko.

Abgabe:

In Zweiergruppen, bis spätestens Montag, den **17. Juni 2019, 11:15 Uhr**.

(Die Übungszettelkästen sind im 1. OG, INF 205, vor dem Dekanat.)

Homepage:

<https://sip.math.uni-heidelberg.de/vl/st1-ss19/>