

Übungen zur Vorlesung „Mathematische Statistik“

Blatt 13

Abgabetermin: Mittwoch, 30.01.2019, bis 12.00 Uhr im zugehörigen Briefkasten im UG des Mathematischen Instituts, Ernst-Zermelo-Straße 1.
(Geben Sie auf jedem Lösungsblatt Ihren Namen an.
Sie dürfen maximal zu zweit abgeben.)

Aufgabe 1

(4 Punkte)

Sei $(\mathbb{P}_\vartheta)_{\vartheta \in \mathbb{R}}$ eine Familie von Wahrscheinlichkeitsmaßen auf $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$, die Dichten f_ϑ bzgl. des Lebesguemaßes besitzt und für die ϑ ein Lokationsparameter ist, d.h. $f_\vartheta(x) = f(x - \vartheta)$. Sei $\mathcal{M} = (\Omega, \mathcal{F}, (\mathbb{P}_\vartheta : \vartheta \in \mathbb{R}))$ das zugehörige statistische Modell und $\mathcal{M}^{\otimes n}$ das entsprechende Produktmodell sowie $n \geq 3$. Ferner seien die folgenden Bedingungen erfüllt:

- Die Dichtefunktion $f(x)$ ist differenzierbar in x , und die Ableitung $f'(x)$ ist zumindest in einem Punkt x_0 stetig.
- Für jede mögliche Menge x_1, \dots, x_n von Beobachtungen (mit $n \geq 3$) ist $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ eine Lösung der Log-Likelihood-Gleichung $\frac{\partial}{\partial \vartheta} \sum_{i=1}^n \log(f(x_i - \vartheta)) = 0$.

Zeigen Sie, dass dann schon $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}$ gelten muss für ein $\sigma^2 > 0$, d.h. $\mathbb{P}_\vartheta = N(\vartheta, \sigma^2)$.

HINWEISE: Nutzen Sie Eigenschaft ii) und betrachten sie ganz spezielle Stichproben, um daraus Eigenschaften der logarithmischen Ableitung $g(x) = \frac{\partial}{\partial x} \log(f(x)) = -\frac{\partial}{\partial \vartheta} \log(f(x - \vartheta))$ herzuleiten. Zeigen Sie insbesondere $g(u) + g(v) = g(u + v)$ und verwenden Sie (ohne Beweis), dass Lösungen dieser *Cauchyschen Funktionalgleichung*, die zumindest in einem Punkt x_0 stetig sind, die Form $g(x) = cx$ für ein $c \in \mathbb{R}$ haben müssen.

Aufgabe 2

(4 Punkte)

- Sei $Y \sim N(0, 1)$ und Z definiert durch $Z := Y \mathbb{1}_{\{|Y| \leq a\}} - Y \mathbb{1}_{\{|Y| > a\}}$ für ein beliebiges, aber festes $a > 0$. Zeigen Sie, dass auch $Z \sim N(0, 1)$, aber der Zufallsvektor $X = (Y, Z)$ nicht zweidimensional normalverteilt ist.
- Seien X_1 und X_2 unabhängig und identisch $N(0, 1)$ -verteilt. Zeigen Sie, dass dann auch $X_1 + X_2$ und $X_1 - X_2$ unabhängig sind.
- Seien X, Y gemeinsam normalverteilt mit $\text{Var}[X] = \text{Var}[Y]$ und $\text{Corr}[X, Y] = \rho$. Zeigen Sie, dass X und $Y - \rho X$ unabhängig sind.

Aufgabe 3

(5 Punkte)

- Seien $(X, Y) \sim N(\mu, \Sigma^2)$ zweidim. normalverteilt mit Mittelwertvektor $\mu = (\mathbb{E}[X], \mathbb{E}[Y])^\top$ und Covarianzmatrix

$$\Sigma^2 = \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \rho\sigma_X\sigma_Y \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_Y^2 \end{pmatrix}, \quad \text{wobei } \sigma_X^2 = \text{Var}[X], \sigma_Y^2 = \text{Var}[Y] \text{ und } \rho = \text{Corr}[X, Y].$$

Ist $|\rho| < 1$, so ist Σ^2 invertierbar, und (X, Y) hat eine gemeinsame Dichte der Form

$$f_{(X,Y)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{\det(\Sigma^2)}} e^{-\frac{1}{2}\left\langle \begin{pmatrix} x - \mathbb{E}[X] \\ y - \mathbb{E}[Y] \end{pmatrix}, (\Sigma^2)^{-1} \begin{pmatrix} x - \mathbb{E}[X] \\ y - \mathbb{E}[Y] \end{pmatrix} \right\rangle},$$

wobei $\langle x, y \rangle = x_1y_1 + x_2y_2$ das Skalarprodukt im \mathbb{R}^2 bezeichne.

Zeigen Sie, dass die bedingte Verteilung $\mathbb{P}^{Y|X=x}$ von Y gegeben $X = x$ die Normalverteilung $N(\mathbb{E}[Y] + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}(x - \mathbb{E}[X]), \sigma_Y^2(1 - \rho^2))$ ist.

b) Sei (X, Y) ein Paar reeller Zufallsvariablen, deren gemeinsame Dichte die Form

$$f_{(X,Y)}(x, y) = c e^{-(1+x^2)(1+y^2)}$$

hat, wobei $c > 0$ so gewählt sei, dass $f_{(X,Y)}$ eine Wahrscheinlichkeitsdichte auf $(\mathbb{R}^2, \mathcal{B}^{\otimes 2})$ ist. Zeigen Sie, dass $f_{(X,Y)}$ *nicht* die Dichte einer zweidimensionalen Normalverteilung ist, jedoch die bedingten Dichten $f_{Y|X=x}(y)$ und $f_{X|Y=y}(x)$ jeweils (eindimensionale) Normalverteilungsdichten sind.

HINWEIS: Sie dürfen (ohne Beweis) die *Bayessche Formel für Dichten* verwenden:

$$f_{Y|X=x}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y)}{\int_{-\infty}^{\infty} f_{(X,Y)}(x, y) dy}, \quad \text{d.h. } f_{Y|X=x}(y) \text{ ist die Dichte von } \mathbb{P}^{Y|X=x}.$$

Aufgabe 4

(3 Punkte)

Beweisen Sie Satz 5.1.2 der Vorlesung.