



Übungsblatt 10

Aufgabe 1

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum. Wir definieren den Zufallsvektor $X = (X_1, \dots, X_d) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ mit $\mu \in \mathbb{R}^d$ und $\Sigma \in \mathbb{R}^{d \times d}$ symmetrisch positiv definit. Zeigen Sie die folgenden Aussagen.

(i) Die Funktion

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu)\right),$$

wobei $x = (x_1, \dots, x_d)' \in \mathbb{R}^d$, ist eine Wahrscheinlichkeitsdichte auf \mathbb{R}^d .

(ii) X_1, \dots, X_d sind genau dann unabhängig und normalverteilt mit $X_i \sim \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2)$ für $i = 1, \dots, d$, wenn $X \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ mit $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_d^2)$.

(iii) Für alle $i, j = 1, \dots, d$ gilt $\mathbb{E}[X_i] = \mu_i$ und $\text{Kov}(X_i, X_j) = \Sigma_{ij}$.

Hinweis: Nutzen Sie ohne Beweis die unten stehende Regel (). Zeigen Sie die Aussage zuerst für $\Sigma = I_{d \times d}$. Betrachten Sie dann $\text{Kov}(Y_i, Y_j)$ mit $Y := \Sigma^{-1/2}(X - \mu)$ für $i, j = 1, \dots, d$ und nutzen Sie die Bilinearität der Kovarianz, um auf $\text{Kov}(X_i, X_j)$ für $i, j = 1, \dots, d$ zu schließen.*

(iv) Beweisen Sie die unten stehende Regel (*) im zwei-dimensionalen Fall.

Regel (): Sei $X = (X_1, \dots, X_d) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ mit $\mu \in \mathbb{R}^d$ und $\Sigma \in \mathbb{R}^{d \times d}$ symmetrisch positiv definit. Sei ferner $p \leq d$, $A \in \mathbb{R}^{p \times d}$ mit $\text{Rang}(A) = p$, und $b \in \mathbb{R}^p$. Dann gilt $AX + b \sim \mathcal{N}(A\mu + b, A\Sigma A')$.*

(1+2+2+2) Punkte)

Aufgabe 2

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $X_1, \dots, X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ unabhängig identisch verteilte Zufallsvariablen mit $\mathbb{E}[X_{1i} X_{1j}] < \infty$ für $i, j = 1, \dots, n$, wobei $X_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n})$. Zeigen Sie, dass der folgende Schätzer für die Kovarianzmatrix Σ ,

$$\hat{\Sigma}_{ij} := \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_{ki} - X_{.i})(X_{kj} - X_{.j}), \quad X_{.i} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_{ki}$$

ein erwartungstreuer Schätzer für Σ ist, d.h. dass $\mathbb{E}[\hat{\Sigma}_{ij}] = \Sigma_{ij}$ gilt.

(2 Punkte)

Aufgabe 3

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $\sigma > 0$ sowie $\theta \in (-1, 1)$. Wir definieren $\varepsilon_0, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ unabhängige und normalverteilte Zufallsvariablen mit $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$, $i = 0, \dots, n$. Weiter seien X_1, \dots, X_n gegeben durch

$$X_t := \varepsilon_t + \theta \cdot \varepsilon_{t-1} \quad (t = 1, \dots, n).$$

(i) Berechnen Sie $\mathbb{E}[X_t]$, $\text{Kov}(X_t, X_{t-k})$ und $\rho(X_t, X_{t-k})$ für $t = 1, \dots, n$ und $k = 0, \dots, t-1$.

(ii) Zeigen Sie, dass $(X_1, \dots, X_n) \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$ multivariat normalverteilt ist mit $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$ und

$$\Sigma_{ij} = \sigma^2 \left((1 + \theta^2) \cdot \mathbb{1}_{\{|i-j|=0\}} + \theta \cdot \mathbb{1}_{\{|i-j|=1\}} \right) \quad (i, j = 1, \dots, n).$$

Hinweis: Nutzen Sie die Regel () aus Aufgabe 1.*

(iii) Zeigen Sie, dass $\hat{c}_n(0) := \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t^2 \xrightarrow{\mathbb{P}} \mathbb{E}[X_1^2]$.

Hinweis: Nutzen Sie die Tschebyscheff-Ungleichung und zur Berechnung der auftretenden Terme folgende Aussage: „Für $(X_1, \dots, X_n) \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$ gilt, dass $\mathbb{E}[X_i X_j X_k X_l] = \Sigma_{ij} \Sigma_{kl} + \Sigma_{ik} \Sigma_{jl} + \Sigma_{il} \Sigma_{jk}$.“

(iv) Analog zu (iii) kann gezeigt werden, dass $\hat{c}_n(1) := \frac{1}{n} \sum_{t=2}^n X_t X_{t-1} \xrightarrow{\mathbb{P}} \mathbb{E}[X_2 X_1]$. Geben Sie auf Basis von $\hat{c}_n(0)$ und $\hat{c}_n(1)$ einen konsistenten Schätzer für $\sigma^2(1 - \theta)^2$ an.

Hinweis: Nutzen Sie Aufgabe 1(a) von Blatt 9.

(2+2+3+1) Punkte)

Aufgabe 4

Sei (X, Y, Z) ein Punkt im dreidimensionalen Koordinatensystem. Wir nehmen an, dass $(X, Y, Z) \sim N(0, I_{3 \times 3})$ multivariat normalverteilt ist. Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass (X, Y, Z) zum Koordinatenursprung $(0, 0, 0)$ höchstens den Abstand 1 besitzt.

Hinweis: Verwenden Sie Transformationsformel

$$\int_{\mathbb{R}^3} f(x) dx = \int_{\Phi^{-1}(\mathbb{R}^3)} f(\Phi(y)) |\det J_\Phi(y)| dy$$

mit der Transformation

$$\Phi : (0, \infty) \times (0, \pi) \times (0, 2\pi) \rightarrow \mathbb{R}^3, \Phi(r, \theta, \phi) = (r \sin(\theta) \cos(\phi), r \sin(\theta) \sin(\phi), r \cos(\theta))$$

mit $|\det J_\Phi(r, \theta, \phi)| = r^2 \sin(\theta)$. Hinweis: Es ist $\int_0^1 r^2 \exp(-r^2/2) dr \approx \frac{1}{4}$.

(2 Punkte)

Geben Sie die Lösungen bis spätestens **Freitag, den 20. Januar 2023 um 11:15 Uhr** im 1. Stock in INF 205 (Mathematikon) vor dem Dekanat in den dafür vorgesehenen Zettelkasten ab.