

# Übungsblatt 04

## Stochastik 2

Abgabe von: **Linus Mußmächer**

15. Mai 2023

### 4.1 Zentralübung

Ein Varianz-Kovarianzmatrix muss positiv definit sein. Gilt  $|\rho| \leq 1$ , so ist

$$2 \geq 0 \quad 2 - \rho^2 \geq 0 \quad 4 - 4\rho^2 \geq 0$$

und  $\Sigma$  nach dem Hurwitz-Kriterium positiv definit. Nach der Varianz-Kovarianz-Formel ist

$$\text{Var}[X_1 + X_2 + X_3] = \sum_{i=1}^3 \text{Var}[X_i] + \sum_{1 \leq i < j \leq 3} 2\text{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^3 \Sigma_{ii} + \sum_{1 \leq i < j \leq 3} 2 \cdot \Sigma_{ij} = 5 + 8\rho.$$

Weiterhin ist die Kovarianz der Zufallsvariablen  $X_1, -X_2, -X_3$  wegen der Bilinearität der Kovarianz gleich

$$\Sigma' = \begin{pmatrix} 2 & -\rho & 0 \\ -\rho & 1 & \rho \\ 0 & \rho & 2 \end{pmatrix}$$

und somit gilt erneut mit der Varianz-Kovarianz-Formel

$$\text{Var}[X_1 - X_2 - X_3] = \sum_{i=1}^3 \Sigma'_{ii} + \sum_{1 \leq i < j \leq 3} 2 \cdot \Sigma'_{ij} = 5.$$

Setzen wir  $Y_1 = X_1 + X_2 + X_3$  sowie  $Y_2 = X_1 - X_2 - X_3$ , so gilt

$$\text{Var}(Y_1 + Y_2) = \text{Var}(Y_1) + \text{Var}(Y_2) + \text{Cov}(Y_1, Y_2)$$

unter Verwendung von  $\text{Var}(Y_1 + Y_2) = \text{Var}(2X_1) = 4 \cdot \text{Var}(X_1) = 8$  folgt damit

$$\text{Cov}(Y_1, Y_2) = \text{Var}(Y_1 + Y_2) - \text{Var}(Y_1) - \text{Var}(Y_2) = 8 - (5 + 8\rho) - 5 = -2 + 8\rho$$

und damit sind  $Y_1, Y_2$  genau für  $\rho = \frac{1}{4}$  (mit  $|\rho| < 1$ ) unkorreliert.

### 4.2

- (i) Wir erhalten die Marginalverteilungen durch Addition über die Reihen/Spalten der Tabelle der gemeinsamen Verteilung:

X	$\Sigma$
-1	$\frac{3}{8}$
0	$\frac{1}{4}$
1	$\frac{1}{4}$

Y	-2	-1	1	2
$\Sigma$	$\frac{3}{16}$	$\frac{5}{16}$	$\frac{5}{16}$	$\frac{3}{16}$

(ii) Wir bestimmen zuerst die Verteilung von  $X \cdot Y$ :

$$P(X \cdot Y = -2) = P(X = 1, Y = -2) + P(X = -1, Y = 2) = \frac{1}{16} + \frac{1}{16} = \frac{1}{8}$$

$$P(X \cdot Y = -1) = P(X = 1, Y = -1) + P(X = -1, Y = 1) = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} = \frac{1}{4}$$

$$P(X \cdot Y = 0) = P(X = 0) = \frac{1}{4}$$

$$P(X \cdot Y = 1) = P(X = 1, Y = 1) + P(X = -1, Y = -1) = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} = \frac{1}{4}$$

$$P(X \cdot Y = 2) = P(X = 2, Y = -1) + P(X = -1, Y = 2) = \frac{1}{16} + \frac{1}{16} = \frac{1}{8}.$$

Aus der Symmetrie folgern wir  $\mathbb{E}[X \cdot Y] = 0$ , aus den obigen (ebenfalls symmetrischen) Verteilungen analog  $\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y] = 0$ . Dies zeigt

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X \cdot Y] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y] = 0 - 0 \cdot 0 = 0$$

(iii) Die beiden Variablen sind unkorreliert, aber wegen

$$P(Y = 1 \mid X = 0) = \frac{P(Y = 1, X = 0)}{P(X = 0)} = \frac{\frac{1}{16}}{\frac{4}{16}} = \frac{1}{4}$$

$$P(Y = 1 \mid X = 1) = \frac{P(Y = 1, X = 1)}{P(X = 1)} = \frac{\frac{1}{8}}{\frac{3}{8}} = \frac{1}{3}$$

nicht unabhängig.

### 4.3

(i) Wir berechnen das Integral über  $f_Z$ :

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} f_Z(x, y) dy dx &= \int_1^2 \frac{2}{3} \int_0^\infty x^2 \exp(-xy) dy dx \\ &= \frac{2}{3} \int_1^2 x^2 \left[ \frac{1}{-x} \exp(-xy) \right]_0^\infty dx \\ &= \frac{2}{3} \int_1^2 -x \underbrace{(0 - 1)}_{\text{da } x > 0} dx = \frac{2}{3} \int_1^2 x dx \\ &= \frac{2}{3} \left[ \frac{x^2}{2} \right]_1^2 = \frac{2}{3} \left( \frac{4}{2} - \frac{1}{2} \right) = \frac{2}{3} \cdot \frac{3}{2} = 1. \end{aligned}$$

und somit handelt es sich bei  $f_Z$  um eine Verteilungsfunktion.

(ii) Wir berechnen zuerst für  $t \in [1, 2]$ :

$$\begin{aligned} F_X(t) &= P(X \leq t) = \int_1^t \int_0^\infty f_Z(x, y) dy dx \\ &= \mathbf{1}_{t \in [1, 2]} \frac{2}{3} \int_1^t x dx = \frac{t^2 - 1}{3}. \end{aligned}$$

Dies zeigt

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 1 \\ \frac{t^2-1}{3} & t \in [1, 2] \\ 1 & t > 2 \end{cases}$$

Analog betrachten wir  $Y$  für  $t > 0$  (da der Fall  $t = 0$  als Nullmenge vernachlässigt werden darf):

$$\begin{aligned} F_Y(t) &= P(Y \leq t) = \int_1^2 \int_0^t f_Z(x, y) dy dx = \frac{2}{3} \int_1^2 x^2 \frac{1}{-x} [\exp(-xy)]_0^t dx \\ &= \frac{2}{3} \int_1^2 -x(\exp(-xt) - 1) = \frac{2}{3} \int_1^2 x dx - \frac{2}{3} \int_1^2 x \exp(-xt) dx \\ &= 1 - \frac{2}{3} \left[ -\frac{x}{t} \exp(-xt) - \frac{1}{t^2} \exp(-xt) \right]_1^2 \\ &= 1 - \frac{2}{3} \left( \frac{t+1}{t^2} \exp(-t) - \frac{2t+1}{t^2} \exp(-2t) \right) \end{aligned}$$

#### 4.4

(i) Kontingenztafel:

M S	0	1	2	3	4	5	$\Sigma$
0	$\frac{1}{8}$	0	0	0	0	0	$\frac{1}{8}$
1	0	$\frac{1}{8}$	0	0	0	0	$\frac{1}{8}$
2	0	0	$\frac{2}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{4}$
$\Sigma$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

(ii) Die beiden Zufallsvariablen sind nicht unabhängig, denn es ist

$$P(S = 0 \mid M = 0) = 1 \neq 0 = P(S = 0 \mid M = 1).$$