

Musterlösung

Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik (BSc D-ITET)

1. a) [4 Punkte] Es gilt $F_Y(y) = P[Y \leq y] = 0$ für $y \leq 0$. Für $y > 0$ gilt

$$F_Y(y) = 3 \int_0^y \frac{1}{(1+y')^4} dy' = - \frac{1}{(1+y')^3} \Big|_0^y = 1 - \frac{1}{(1+y)^3}.$$

Weiter gilt

$$E[Y] = E[Y+1] - 1 = 3 \int_0^\infty \frac{1}{(1+y')^3} dy' - 1 = - \frac{3}{2(1+y')^2} \Big|_0^\infty - 1 = \frac{3}{2} - 1 = \frac{1}{2}.$$

- b) [4 Punkte] Es gilt $Z \in (0, 1)$. Daher gilt $F_Z(z) = P[Z \leq z] = 0$ für $z \leq 0$, und $F_Z(z) = 1$ für $z \geq 1$. Für $z \in (0, 1)$ gilt

$$F_Z(z) = P[Y \geq 1/z - 1] = 1 - F_Y(1/z - 1) = z^3.$$

Für die Dichtefunktion von Z gilt $f_Z(z) = 0$ für $z \notin (0, 1)$. Für $z \in (0, 1)$ gilt

$$f_Z(z) = \frac{d}{dz} F_Z(z) = 3z^2.$$

- c) [2 Punkte] Es gilt

$$\begin{aligned} P[U \leq 1] &= P[3Y \leq 1, Y \leq 1] + P[Y/3 \leq 1, Y > 1] \\ &= P[Y \leq 1/3] + P[1 < Y < 3] \\ &= F_Y(1/3) + F_Y(3) - F_Y(1) \\ &= 1 - \frac{1}{(4/3)^3} - \frac{1}{4^3} + \frac{1}{2^3} = \frac{64 - 27 - 1 + 8}{64} = \frac{44}{64} = \frac{11}{16}. \end{aligned}$$

2. a) [3 Punkte] Wegen $X, Y \in \{-1, 1\}$ gilt

$$P[X = -1] = \frac{1}{2}, \quad P[Y = 1] = \frac{3}{4}.$$

Also gilt

$$\begin{aligned} P[X = Y = 1] &= p; \\ P[X = 1, Y = -1] &= P[X = 1] - P[X = Y = 1] = \frac{1}{2} - p; \\ P[X = -1, Y = 1] &= P[Y = 1] - P[X = Y = 1] = \frac{3}{4} - p; \\ P[X = Y = -1] &= 1 - \left(p + \frac{1}{2} - p + \frac{3}{4} - p \right) = p - \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Da obige Wahrscheinlichkeiten alle in $[0, 1]$ sein müssen, muss $p \in [1/4, 1/2]$ gelten.

b) [3 Punkte] Es gilt $Z \in \{-1, 1\}$ und

$$\begin{aligned} P[Z = -1] &= P[X \neq Y] = \frac{1}{2} - p + \frac{3}{4} - p = \frac{5}{4} - 2p; \\ P[Z = 1] &= P[X = Y] = p + p - \frac{1}{4} = 2p - \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Weiter gilt für $t \in \mathbb{R}$,

$$\varphi_Z(t) = E[e^{itZ}] = e^{it}P[Z = 1] + e^{-it}P[Z = -1] = e^{it} \left(2p - \frac{1}{4} \right) + e^{-it} \left(\frac{5}{4} - 2p \right).$$

c) [4 Punkte] Da $X^2 = Y^2 = 1$ gilt, folgt $S = (X + Y)Z = X^2Y + Y^2X = X + Y \in \{-2, 0, 2\}$.
Für die Verteilung von S gilt

$$\begin{aligned} P[S = -2] &= P[X = Y = -1] = p - \frac{1}{4}; \\ P[S = 0] &= P[X \neq Y] = \frac{5}{4} - 2p; \\ P[S = 2] &= P[X = Y = 1] = p. \end{aligned}$$

Weiter gilt

$$\begin{aligned} E[X] &= \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = 0; \\ E[Y] &= \frac{3}{4} - \frac{1}{4} = \frac{1}{2}; \\ E[XY] &= E[Z] = 2p - \frac{1}{4} - \left(\frac{5}{4} - 2p \right) = 4p - \frac{6}{4}. \end{aligned}$$

Daraus folgt, da $X^2 = Y^2 = 1$,

$$\begin{aligned} \text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)^2] - E[X + Y]^2 \\ &= 2 + 2E[XY] - (E[X] + E[Y])^2 = 2 + 8p - \frac{12}{4} - \frac{1}{4} = 8p - \frac{5}{4}. \end{aligned}$$

3. a) [4 Punkte] Es gilt $F_{X_1}(x) = P[X_1 \leq x] = P[Z \leq x - \alpha]$ für $x \in \mathbb{R}$. Also ist $F_{X_1}(x) = 0$ für $x < \alpha$ und für $x \geq \alpha$ gilt $F_{X_1}(x) = 1 - e^{\alpha-x}$.
Für die Dichtefunktion von X_1 gilt $f_{X_1}(x) = 0$ für $x < \alpha$, und $f_{X_1}(x) = e^{\alpha-x}$ für $x \geq \alpha$. Also gilt für $x \in \mathbb{R}$,

$$f_{X_1}(x) = e^{\alpha-x} \mathbf{1}_{\{x \geq \alpha\}}.$$

Für die Likelihood-Funktion gilt

$$L(\alpha; x_1, x_2) = f_{X_1}(x_1)f_{X_1}(x_2) = e^{\alpha-x_1} \mathbf{1}_{\{x_1 \geq \alpha\}} e^{\alpha-x_2} \mathbf{1}_{\{x_2 \geq \alpha\}} = e^{2\alpha-x_1-x_2} \mathbf{1}_{\{\alpha \leq \min(x_1, x_2)\}}.$$

Diese Funktion ist maximal für $\hat{\alpha} = \min(x_1, x_2)$.

- b) [3 Punkte] Wegen der Unabhängigkeit von X_1 und X_2 gilt

$$E[X_1 e^{-X_2}] = E[X_1]E[e^{-X_2}] = 2 \int_0^\infty e^{-1-x} e^{-x} dx = e^{-1}.$$

Für $y \in \mathbb{R}$ gilt wegen der Unabhängigkeit von X_1 und X_2 ,

$$\begin{aligned} P[Y \leq y] &= 1 - P[\min(X_1, X_2) > y] \\ &= 1 - P[X_1 > y, X_2 > y] = 1 - P[1 + Z > y]^2 = 1 - (1 - P[Z \leq y - 1])^2. \end{aligned}$$

Also ist $F_Y(y) = P[Y \leq y] = 0$ für $y < 1$, und $F_Y(y) = 1 - e^{2-2y}$ für $y \geq 1$.

- c) [3 Punkte] Es ist

$$\text{Var}(X_1) = \text{Var}(1 + Z) = \text{Var}(Z) = 1,$$

und

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_1, U) &= E[X_1 U] - E[X_1]E[U] \\ &= E[X_1^2 - 4X_1 X_2] - E[X_1](E[X_1] - E[4X_2]) \\ &= E[X_1^2] - E[4X_1 X_2] - E[X_1]^2 + E[4X_1 X_2] = \text{Var}(X_1) = 1. \end{aligned}$$

Die beste lineare Prognose von U durch X_1 ist gegeben durch

$$\begin{aligned} V &= \frac{\text{cov}(X_1, U)}{\text{Var}(X_1)}(X_1 - E[X_1]) + E[U] \\ &= X_1 - E[X_1] + E[X_1] - 4E[X_2] = X_1 - 4(1 + E[Z]) = X_1 - 8. \end{aligned}$$