

## Musterlösung

### Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik (BSc D-ITET)

1. a) Sei  $W_j$ ,  $j \in \{1, 2, 3\}$ , das Ereignis den Würfel  $j$  auszuwählen. Dann gilt

$$\begin{aligned} P[X = 5] &= P[X = 5|W_1, W_2]P[W_1, W_2] + P[X = 5|W_1, W_3]P[W_1, W_3] + P[X = 5|W_2, W_3]P[W_2, W_3] \\ &= \frac{5}{6} \frac{1}{2} \frac{1}{3} + \frac{5}{6} \frac{1}{3} \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \frac{1}{3} \frac{1}{3} = \frac{31}{108}. \end{aligned}$$

- b) Wir erhalten

$$\begin{aligned} P[W_1|X = 5] &= \frac{P[W_1, X = 5]}{P[X = 5]} \\ &= \frac{P[W_1, W_2, X = 5] + P[W_1, W_3, X = 5]}{P[X = 5]} \\ &= \frac{P[X = 5|W_1, W_2]P[W_1, W_2] + P[X = 5|W_1, W_3]P[W_1, W_3]}{P[X = 5]} \\ &= \frac{\frac{5}{6} \frac{1}{2} \frac{1}{3} + \frac{5}{6} \frac{1}{3} \frac{1}{3}}{\frac{31}{108}} = \frac{75}{93}. \end{aligned}$$

- c)  $N \sim \text{Bin}(10, P[X = 5]) \sim \text{Bin}(10, 31/108)$ .

- d) Das Paar  $(Y_1, X)$  kann die Werte  $(3, 5)$ ,  $(3, 8)$ ,  $(6, 8)$  und  $(6, 11)$  annehmen. Sei  $Y_2$  die Augenzahl des zweiten Würfels. Es gilt

$$P[(Y_1, X) = (3, 5)] = P[Y_1 = 3, Y_2 = 2] = \frac{5}{6} \frac{1}{2} = \frac{5}{12},$$

und analog  $P[(Y_1, X) = (3, 8)] = \frac{5}{12}$ ,  $P[(Y_1, X) = (6, 8)] = \frac{1}{12}$  und  $P[(Y_1, X) = (6, 11)] = \frac{1}{12}$ .

2. a) i) Es muss gelten:

$$1 \stackrel{!}{=} \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \frac{1}{c} \int_{-\infty}^{\mu} e^{\frac{x-\mu}{b}} dx + \frac{1}{c} \int_{\mu}^{\infty} e^{-\left(\frac{x-\mu}{b}\right)} dx.$$

Mittels Substitution  $y = \frac{x-\mu}{b}$  erhält man

$$\begin{aligned} 1 &\stackrel{!}{=} \frac{b}{c} \int_{-\infty}^0 e^y dy + \frac{b}{c} \int_0^{\infty} e^{-y} dy \\ &= \frac{b}{c} \left( e^y \Big|_{-\infty}^0 - e^{-y} \Big|_0^{\infty} \right) \\ &= \frac{2b}{c}, \end{aligned}$$

sodass also  $c = 2b$  gelten muss ( $c$  hängt also nicht von  $\mu \in \mathbb{R}$  ab).

ii) Sei  $\mu = 0$ . Dann gilt für die Verteilungsfunktion  $F_X$  von  $X$

$$\begin{aligned}
 F_X(z) = \int_{-\infty}^z f_X(x) dx &= \begin{cases} \frac{1}{2b} \int_{-\infty}^z e^{\frac{x}{b}} dx, & z < 0, \\ \frac{1}{2b} \left( \int_{-\infty}^0 e^{\frac{x}{b}} dx + \int_0^z e^{-\left(\frac{x}{b}\right)} dx \right), & z \geq 0, \end{cases} \\
 &= \begin{cases} \frac{1}{2b} b e^{\frac{x}{b}} \Big|_{-\infty}^z, & z < 0, \\ \frac{1}{2b} b e^{\frac{x}{b}} \Big|_{-\infty}^0 - b e^{-\left(\frac{x}{b}\right)} \Big|_0^z, & z \geq 0, \end{cases} \\
 &= \begin{cases} \frac{1}{2} e^{\frac{z}{b}}, & z < 0, \\ \frac{1}{2} \left( 1 - 0 - \left( e^{-\left(\frac{z}{b}\right)} - 1 \right) \right), & z \geq 0, \end{cases} \\
 &= \begin{cases} \frac{1}{2} e^{\frac{z}{b}}, & z < 0, \\ 1 - \frac{1}{2} e^{-\left(\frac{z}{b}\right)}, & z \geq 0. \end{cases}
 \end{aligned}$$

b) i) Die Dichte von  $Z$  erhält man aus der vorgegebenen Dichte von  $X$  wie folgt:  
Da  $Z = e^X \geq 0$ , gilt  $F_Z(z) = P(Z \leq z) = 0$  für  $z \leq 0$ . Sei also  $z > 0$ , dann

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(e^X \leq z) = P(X \leq \log z) = F_X(\log z)$$

und somit

$$f_Z(z) = F'_Z(z) = F'_X(\log z) \frac{1}{z} = f_X(\log z) \frac{1}{z}.$$

Also gilt:

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{2b} \frac{1}{z} e^{\frac{\log z}{b}} = \frac{1}{2b} z^{1/b-1}, & 0 < z < 1 \quad (\iff x = \log z < 0), \\ \frac{1}{2b} \frac{1}{z} e^{-\frac{\log z}{b}} = \frac{1}{2b} z^{-1/b-1}, & z \geq 1 \quad (\iff x \geq 0). \end{cases}$$

ii) **Variante 1:**

Der Erwartungswert von  $Z$  lässt sich berechnen durch  $E[Z] = \int_{-\infty}^{\infty} z f_Z(z) dz$ , wobei  $f_Z$  die Dichte von  $Z$  ist. Es gilt somit

$$E[Z] = \int_{-\infty}^{\infty} z f_Z(z) dz = \frac{1}{2b} \int_0^1 z^{1/b} dz + \frac{1}{2b} \int_1^{\infty} z^{-1/b} dz$$

Wegen dem zweiten Integral müssen wir die Fälle  $b \neq 1$  und  $b = 1$  unterscheiden.

1) **Fall  $b \neq 1$ :** Integrieren liefert

$$E[Z] = \frac{1}{2b} \left( \frac{1}{1/b+1} z^{1/b+1} \Big|_0^1 + \frac{1}{-1/b+1} z^{-1/b+1} \Big|_1^{\infty} \right),$$

und für den Fall  $b > 1$

$$E[Z] = \frac{1}{2b} \left( \underbrace{\frac{1}{1/b+1} z^{1/b+1} \Big|_0^1}_{=\frac{1}{1/b+1}} + \underbrace{\frac{1}{-1/b+1} z^{-1/b+1} \Big|_1^{\infty}}_{=\infty} \right) = \infty.$$

Für den Fall  $b < 1$  gilt:

$$\begin{aligned}
 E[Z] &= \frac{1}{2b} \left( \frac{1}{1/b+1} z^{1/b+1} \Big|_0^1 + \frac{1}{-1/b+1} z^{-1/b+1} \Big|_1^{\infty} \right) \\
 &= \frac{1}{2b} \left( \frac{1}{1/b+1} + \frac{1}{1/b-1} \right) = \frac{1/b^2}{(1/b+1)(1/b-1)}.
 \end{aligned}$$

**Siehe nächstes Blatt!**

2) Fall  $b = 1$ :

$$\begin{aligned} E[Z] &= \int_{-\infty}^{\infty} z f_Z(z) dz = \frac{1}{2} \int_0^1 z dz + \frac{1}{2} \int_1^{\infty} z^{-1} dz \\ &= \frac{1}{2} \left( \frac{z^2}{2} \Big|_0^1 + \log z \Big|_1^{\infty} \right) = \infty. \end{aligned}$$

Insgesamt erhalten wir also, dass  $E[Z] = \infty$  für  $b \geq 1$  und  $E[Z] = \frac{1/b^2}{(1/b+1)(1/b-1)}$  falls  $b < 1$ .

Variante 2:

$$\begin{aligned} E[Z] = E[e^X] &= \int_{-\infty}^{\infty} e^x f_X(x) dx \\ &= \frac{1}{2b} \int_{-\infty}^0 e^{x(1+1/b)} dx + \frac{1}{2b} \int_0^{\infty} e^{x(1-1/b)} dx \end{aligned}$$

Restliche Rechnung und Fallunterscheidung ( $b = 1$  vs.  $b \neq 1$ ) analog zu Variante 1.

3. a) Zuerst berechnen wir die Verteilungsfunktion  $F_X$  von  $X$ :

$$\begin{aligned} F_X(u) &= P[X \leq u] = \text{Fläche}[\{(x, y) \in \mathbb{R}^2; x \in [0, u], 0 \leq y \leq x/L\}] / \text{Fläche}[K] \\ &= \begin{cases} 0, & \text{wenn } u < 0, \\ \frac{u^2}{L^2}, & \text{wenn } u \in [0, L] \text{ und} \\ 1 & \text{sonst.} \end{cases} \end{aligned}$$

Damit, erhalten wir dass

$$f_X(u) = F'_X(u) = \begin{cases} \frac{2u}{L^2} & \text{wenn } u \in [0, L], \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

und

$$E[X] = \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx = \int_0^L \frac{2x^2}{L^2} dx = \frac{2}{3}L.$$

b) i)

$$\begin{aligned} P[A] &= F_X(L/3) = 1/9. \\ P[B] &= \text{Fläche}[\{(x, y) \in \mathbb{R}^2; x \in [0, L], 0 \leq y \leq x/(2L)\}] / \text{Fläche}[K] \\ &= 1/2. \end{aligned}$$

ii)

$$\begin{aligned} P[A \cap B] &= \text{Fläche}[\{(x, y) \in \mathbb{R}^2; x \in [0, L/3], 0 \leq y \leq x/(2L)\}] / \text{Fläche}[K] \\ &= 1/18 = P[A]P[B]. \end{aligned}$$

und damit stellen wir fest, dass  $A$  und  $B$  unabhängig sind.

c) Gegeben  $x_1, \dots, x_k \geq 0$ , die Likelihoodsfunktion  $f_L(x_1, \dots, x_k)$  ist

$$f_L(x_1, \dots, x_k) = \left( \prod_{i=1}^k \frac{2x_i}{L^2} \right) 1_{\{x_i \leq L, \forall i=1, \dots, k\}}.$$

So dass die Maximum-Likelihood gleich

$$\hat{L} = \underset{L}{\operatorname{argmax}} f_L(x_1, \dots, x_k) = \min\{L \geq 0; x_i \leq L, \forall i = 1, \dots, k\} = \max\{x_1, \dots, x_k\}.$$