

# Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik

## Serie 8 - Lösungen

**MC 8-1.** Betrachten Sie die gemeinsame Dichte

$$f_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{9}, & 1 \leq x \leq 4 \text{ und } 1 \leq y \leq 4, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

(Genau eine Antwort ist in jeder Frage richtig.)

1. Sind  $X$  und  $Y$  identisch verteilt, d.h. haben  $X$  und  $Y$  die gleiche Verteilung?

- (a) Ja.
- (b) Nein.

2. Sind  $X$  und  $Y$  unabhängig?

- (a) Ja.
- (b) Nein.

3. Sind  $X$  und  $Y$  i.i.d.?

- (a) Ja.
- (b) Nein.

4. Welche dieser Funktionen ist die Dichtefunktion  $f_X$  von  $X$ ?

- (a)  $x \mapsto 1$  für  $x \in \mathbb{R}$ .
- (b)  $x \mapsto \frac{1}{9}$  für  $x \in \mathbb{R}$ .
- (c)  $x \mapsto \frac{1}{3}$  für  $x \in \mathbb{R}$ .

(d)  $x \mapsto \begin{cases} \frac{x}{9}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 1, & \text{falls } x > 4, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$

(e)  $x \mapsto \begin{cases} \frac{x-1}{3}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 1, & \text{falls } x > 4, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$

(f)  $x \mapsto \begin{cases} \frac{1}{9}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$

(g)  $x \mapsto \begin{cases} \frac{1}{3}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$

(h)  $x \mapsto \begin{cases} \frac{x}{9}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$

5. Welche der Funktionen aus Frage 4 ist die Verteilungsfunktion  $F_X$  von  $X$ ?

**Lösung:**

- (a). Ja,  $X$  und  $Y$  sind identisch verteilt, weil  $F_X = F_Y$  (siehe die Lösungen von 4 und 5).
- (a). Ja,  $X$  und  $Y$  sind unabhängig. Das folgt aus  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y), \forall x,y \in \mathbb{R}$  (siehe die Lösung von 4 für  $f_X$  und  $f_Y$ ).
- (a). Ja,  $X$  und  $Y$  sind i.i.d. Das folgt direkt aus 1 und 2, weil i.i.d. nichts anderes bedeutet als unabhängig (englisch **independent**) und identisch verteilt (englisch **identically distributed**).
- (g). Die Randdichte von  $X$  kann wie folgt berechnet werden:

$$f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y)dy = \int_1^4 \frac{1}{9} \mathbf{1}_{[1,4]}(x)dy = \frac{3}{9} \mathbf{1}_{[1,4]}(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & \text{falls } x \in [1, 4], \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Randdichte  $f_Y$  von  $Y$  berechnet

$$f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y)dx = \int_1^4 \frac{1}{9} \mathbf{1}_{[1,4]}(y)dx = \frac{3}{9} \mathbf{1}_{[1,4]}(y) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & \text{falls } y \in [1, 4], \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

wie für  $f_X$ .

- (e). Die Verteilungsfunktion  $F_X$  von  $X$  kann folgendermassen berechnet werden:

$$F_X(a) = \int_{-\infty}^a f_X(x) dx = \int_{-\infty}^a \frac{1}{3} \mathbf{1}_{[1,4]}(x) dx = \begin{cases} 0, & \text{falls } a < 1, \\ \int_1^a \frac{1}{3} dx, & \text{falls } a \in [1, 4], \\ \int_1^4 \frac{1}{3} dx, & \text{sonst,} \end{cases}$$
$$= \begin{cases} 0, & \text{falls } a < 1, \\ \frac{a-1}{3}, & \text{falls } a \in [1, 4], \\ 1, & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Verteilungsfunktion  $F_Y$  von  $Y$  berechnet man analog und erhält wegen Symmetrie das gleiche Ergebnis wie für  $F_X$ .

**Aufgabe 8-2.** Wir betrachten einen Kreis mit zufälligem Radius  $R$ . Der Radius  $R$  sei exponentialverteilt mit Erwartungswert  $1/\lambda$ . Bestimmen Sie

- die Verteilungsfunktion und Dichtefunktion des Flächeninhalts  $A$  des zufälligen Kreises;
- den Erwartungswert von  $A$ .

**Lösung:**

- Sei  $X$  exponentialverteilt mit Parameter  $\mu$ , d.h. die Dichte von  $X$  ist  $f_X(x) = \mu e^{-\mu x}$  für  $x \geq 0$  und 0 sonst. Es folgt mit partieller Integration, dass

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^{\infty} x \mu e^{-\mu x} dx = -x e^{-\mu x} \Big|_{x=0}^{\infty} - \int_0^{\infty} (-e^{-\mu x}) dx = 0 + \frac{1}{\mu} \int_0^{\infty} \mu e^{-\mu x} dx = \frac{1}{\mu}.$$

Also ist  $R$  exponentialverteilt mit Parameter  $\mu = \lambda$ .

Der Flächeninhalt des Kreises mit Radius  $R$  ist gegeben durch die Zufallsvariable  $A = \pi R^2$ . Die Verteilungsfunktion von  $A$  ist

$$F_A(x) = \mathbb{P}[A \leq x] = \mathbb{P}\left[R \leq \sqrt{x/\pi}\right] = F_R\left(\sqrt{x/\pi}\right) = \int_0^{\sqrt{x/\pi}} \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda\sqrt{x/\pi}}, \text{ falls } x \geq 0,$$

und 0 sonst. Die Dichtefunktion ist dann gegeben durch  $f_A(x) = \frac{d}{dx} F_A(x) = \frac{\lambda}{2\sqrt{\pi x}} e^{-\lambda\sqrt{x/\pi}}$ , falls  $x \geq 0$ , und 0 sonst. Alternativ ist  $F_A(x) = F_R(\sqrt{x/R})$  und damit nach der Kettenregel

$$f_A(x) = f_R\left(\sqrt{x/\pi}\right) \frac{d}{dx} \sqrt{\frac{x}{\pi}} = \frac{1}{2\sqrt{x/\pi}} \frac{1}{\pi} f_R\left(\sqrt{x/\pi}\right) = \frac{1}{2\sqrt{x\pi}} \lambda e^{-\lambda\sqrt{x/\pi}} \quad \text{für } x \geq 0,$$

und 0 sonst.

(b) Mit partieller Integration und wie in (a) ist

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[A] &= \mathbb{E}[\pi R^2] = \int_0^\infty \pi t^2 f_R(t) dt = \pi \lambda \int_0^\infty t^2 e^{-\lambda t} dt = \pi \lambda \left( t^2 \frac{e^{-\lambda t}}{-\lambda} \Big|_{t=0}^\infty - \int_0^\infty 2t \frac{e^{-\lambda t}}{-\lambda} dt \right) \\ &= 2\pi \int_0^\infty t e^{-\lambda t} dt = \frac{2\pi}{\lambda^2}. \end{aligned}$$

**Bemerkung:** Es ist natürlich auch möglich, den Erwartungswert mit Hilfe der Dichte  $f_A$  aus Aufgabe (a) zu bestimmen.

**Aufgabe 8-3.** Eine Zufallsvariable  $X$  habe die Dichtefunktion

$$f(x) = \begin{cases} \frac{c}{(1+x)^5}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

(a) Finden Sie  $c$  und die Verteilungsfunktion von  $X$ .

(b) Finden Sie  $\mathbb{E}[X]$  und  $\mathbb{E}[X^2]$ .

**Hinweis:** Berechnen Sie zuerst  $\mathbb{E}[1+X]$  und  $\mathbb{E}[(1+X)^2]$ .

(c) Was sind die Verteilungsfunktion und die Dichte von  $Y := e^X$ ?

**Lösung:**

(a) Es muss gelten  $\int_{-\infty}^\infty f(x) dx = 1$ . Wir berechnen also

$$\int_0^\infty \frac{c}{(1+x)^5} dx = c \left( -\frac{1}{4}(1+x)^{-4} \right) \Big|_{x=0}^\infty = \frac{c}{4}$$

und erhalten so  $c = 4$ .

Die Verteilungsfunktion ist gegeben durch

$$F_X(x) = \mathbb{P}[X \leq x] = \int_{-\infty}^x f(y)dy = \int_0^x \frac{4}{(1+y)^5} dy = -(1+y)^{-4} \Big|_{y=0}^x = 1 - \frac{1}{(1+x)^4} \text{ für } x \geq 0$$

und 0 sonst.

(b) Wir berechnen zunächst

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[1+X] &= \int_{-\infty}^{\infty} (1+x)f(x)dx = \int_0^{\infty} \frac{4}{(1+x)^4} dx = 4 \left( -\frac{1}{3}(1+x)^{-3} \right) \Big|_{x=0}^{\infty} = \frac{4}{3}, \\ \mathbb{E}[(1+X)^2] &= \int_0^{\infty} \frac{4}{(1+x)^3} dx = 4 \left( -\frac{1}{2}(1+x)^{-2} \right) \Big|_{x=0}^{\infty} = 2. \end{aligned}$$

Damit erhalten wir

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \mathbb{E}[1+X] - 1 = \frac{1}{3}, \text{ und} \\ \mathbb{E}[X^2] &= \mathbb{E}[(1+X)^2] - 2\mathbb{E}[X] - 1 = 2 - \frac{2}{3} - 1 = \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

(c) Wegen  $X \geq 0$  ist  $Y = e^X \geq 1$ . Für  $y < 1$  gilt für die Verteilungsfunktion  $F_Y$  von  $Y$  also

$$F_Y(y) = \mathbb{P}[Y \leq y] = \mathbb{P}[e^X \leq y] \leq \mathbb{P}[e^X < 1] = \mathbb{P}[X < 0] = 0.$$

Für  $y \geq 1$  erhält man

$$F_Y(y) = \mathbb{P}[e^X \leq y] = \mathbb{P}[X \leq \log y] = F_X(\log y) = 1 - \frac{1}{(1+\log y)^4}.$$

Durch Differenzieren der Verteilungsfunktion erhalten wir die Dichte  $f_Y$  von  $Y$  als:

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{für } y < 1, \\ \frac{4}{y(1+\log y)^5} & \text{für } y \geq 1. \end{cases}$$

**Aufgabe 8-4.** Seien  $S \sim \mathcal{N}(-5, 4^2)$  und  $T \sim \mathcal{N}(10, 3^2)$  unabhängig.

**Hinweis:** Sie können die folgende Tatsache verwenden: Wenn  $X$  und  $Y$  **unabhängig** und normalverteilt sind, dann ist auch  $X+Y$  normalverteilt.

- (a) Berechnen Sie  $\mathbb{P}[S < T]$ .
- (b) Wäre die Berechnung von  $\mathbb{P}[S < T]$  auch ohne die Unabhängigkeits-Annahme korrekt?
- (c) Berechnen Sie die Varianz  $\text{Var}[R]$  von  $R := S - 2T$ .
- (d) Wäre die Berechnung von  $\text{Var}[R]$  auch ohne die Unabhängigkeits-Annahme korrekt?

Seien  $U \sim \text{Unif}[1, 3]$  und  $V \sim \text{Unif}[0, 4]$  (d.h.  $f_U(u) = \frac{1}{2}\mathbf{1}_{[1,3]}(u)$  und  $f_V(v) = \frac{1}{4}\mathbf{1}_{[0,4]}(v)$ ) unabhängig.

- (e) Berechnen Sie  $\mathbb{E}[2U + V^3]$ .
- (f) Wäre die Berechnung von  $\mathbb{E}[2U + V^3]$  auch ohne die Unabhängigkeits-Annahme korrekt?

**Lösung:**

- (a)  $\mathbb{P}[S < T] = \mathbb{P}[S - T < 0]$ . Nun sind aber  $S$  und  $-T$  unabhängig wie  $S$  und  $T$ , und  $-T \sim \mathcal{N}(-10, 3^2)$ . Also,  $S - T \sim \mathcal{N}(-5 - 10, 4^2 + 3^2) = \mathcal{N}(-15, 25)$ . Wir betrachten die normierte Zufallsvariable  $Z := \frac{S-T+15}{5} \sim \mathcal{N}(0, 1)$  und berechnen

$$\mathbb{P}[S < T] = \mathbb{P}[S - T < 0] = \mathbb{P}\left[\frac{S - T + 15}{5} < \frac{15}{5}\right] = \Phi(3) \approx 0.9987.$$

- (b) Nein. Wählt man z.B.  $T := \frac{55}{4} + \frac{3}{4}S$ , so ist  $T \sim \mathcal{N}(10, 3^2)$  und  $S - T = \frac{1}{4}S - \frac{55}{4} \sim \mathcal{N}(-15, 1)$ , also  $S - T + 15 \sim \mathcal{N}(0, 1)$  und damit  $\mathbb{P}[S - T < 0] = \Phi(15) > \Phi(3)$ .
- (c) Wegen Unabhängigkeit von  $S$  und  $-2T$  ist  $\text{Var}[R] = \text{Var}[S - 2T] = \text{Var}[S] + 2^2\text{Var}[T] = 4^2 + 2^2 \cdot 3^2 = 16 + 36 = 52$ .
- (d) Im Allgemeinen ist die Antwort Nein. Falls aber  $S$  und  $T$  unkorreliert sind (und damit auch  $S$  und  $-2T$ ), so bleibt das Ergebnis gleich.
- (e) Zunächst berechnen wir

$$\mathbb{E}[U] = \int_{-\infty}^{\infty} u f_U(u) du = \int_1^3 \frac{u}{2} du = \frac{u^2}{4} \Big|_{u=1}^3 = 2.$$

Alternativ können wir verwenden, dass für  $X \sim \text{Unif}[a, b]$  gilt  $\mathbb{E}[X] = (a+b)/2$ . Daraus erhalten wir direkt

$$\mathbb{E}[U] = \frac{1+3}{2} = 2.$$

Weiter ist

$$\mathbb{E}[V^3] = \int_{-\infty}^{\infty} v^3 f_V(v) dv = \int_0^4 \frac{v^3}{4} dv = \frac{1}{4 \times 4} 4^4 = 4^2 = 16.$$

Mit der Linearität des Erwartungswertes folgt also

$$\mathbb{E}[2U + V^3] = 2\mathbb{E}[U] + \mathbb{E}[V^3] = 4 + 16 = 20.$$

- (f) Ja, denn wir haben Linearität, aber nicht Unabhängigkeit verwendet. Das Ergebnis ist also dasselbe, wenn  $U$  und  $V$  nicht unabhängig sind.

**Aufgabe 8-5.** Gegeben sei ein Rechteck mit den zufälligen Seitenlängen  $X$  und  $Y$ . Die gemeinsame Dichtefunktion von  $X$  und  $Y$  ist gegeben durch

$$f_{X,Y}(x, y) := \begin{cases} C(x^2 + y^2), & 0 \leq x, y \leq 1, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

- (a) Bestimmen Sie den Parameter  $C$ .
- (b) Berechnen Sie die Randdichten von  $X$  und  $Y$ .
- (c) Sind  $X$  und  $Y$  unabhängig? Begründen Sie Ihre Antwort.
- (d) Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass die Seite  $X$  mehr als doppelt so lang wie die Seite  $Y$  ist.

(e) Berechnen Sie die erwartete Fläche des Rechtecks.

**Lösung:**

(a) Wegen  $\iint f_{X,Y}(x,y)dx dy = 1$  berechnen wir

$$\int_0^1 \int_0^1 C(x^2 + y^2)dx dy = C \int_0^1 \left(\frac{1}{3} + y^2\right)dy = C\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right) = \frac{2}{3}C.$$

Damit findet man  $C = \frac{3}{2}$ .

(b) Für die Randdichte von  $X$  hat man für  $0 \leq x \leq 1$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y)dy = \frac{3}{2} \int_0^1 (x^2 + y^2)dy = \frac{3}{2}x^2 + \frac{1}{2}.$$

Also hat man

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}x^2 + \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

Für die Randdichte von  $Y$  hat man für  $0 \leq y \leq 1$  völlig analog

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y)dx = \frac{3}{2} \int_0^1 (x^2 + y^2)dx = \frac{3}{2}y^2 + \frac{1}{2}.$$

Also hat man

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}y^2 + \frac{1}{2}, & 0 \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

(c)  $X$  und  $Y$  sind unabhängig voneinander genau dann, wenn  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$  gilt, was nicht der Fall ist. Folglich sind  $X$  und  $Y$  nicht unabhängig.

(d)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[X > 2Y] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{1}_{\{x > 2y\}} f_{X,Y}(x,y)dx dy = \frac{3}{2} \int_0^1 \int_0^{\frac{x}{2}} (x^2 + y^2)dy dx \\ &= \frac{3}{2} \int_0^1 \left(\frac{x^3}{2} + \frac{x^3}{2^3 \times 3}\right)dx = \frac{3}{2} \left(\frac{1^4}{4 \times 2} + \frac{1^4}{4 \times 2^2 \times 3}\right) \\ &= \frac{3}{2^4} \left(1 + \frac{1}{2^2 \times 3}\right) = \frac{3}{2^4} \left(\frac{13}{2^2 \times 3}\right) = \frac{13}{2^6} = \frac{13}{64} \approx 0.2031. \end{aligned}$$

(e) Es gilt

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X,Y}(x,y)dx dy = \frac{3}{2} \int_0^1 \int_0^1 (x^3y + xy^3)dx dy = \frac{3}{2} \int_0^1 \left(\frac{1}{4}y + \frac{1}{2}y^3\right)dy \\ &= \frac{3}{2} \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8}\right) = \frac{3}{8}. \end{aligned}$$

**Tabelle der Standardnormalverteilung**

	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990

Zum Beispiel ist  $\mathbb{P}[Z \leq 1.96] = 0.975$ .