

Musterlösungen

Übung 2: Zufallsvariablen und spezielle Verteilungen

Teil B: Multiple Choice

Kreuzen Sie bitte in den folgenden Mehrfachwahl-Aufgaben die richtigen Aussagen an. Dabei kann es sein, dass von den zu einer Aufgabe vorgeschlagenen Lösungsmöglichkeiten keine, eine, mehrere oder alle richtig sind.

1. Diskret ist eine Zufallsvariable, wenn
 - die Zufallsvariable nur abzählbar viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable überabzählbar viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable nur endlich viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable unendlich viele Werte annehmen kann.
 - ihre Verteilungsfunktion nur als Treppenfunktion gezeichnet werden kann.
2. Stetig ist eine Zufallsvariable, wenn
 - die Zufallsvariable nur abzählbar viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable überabzählbar viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable nur endlich viele Werte annehmen kann.
 - die Zufallsvariable unendlich viele Werte annehmen kann.
 - ihre Verteilungsfunktion nur als Treppenfunktion gezeichnet werden kann.
3. Der Erwartungswert einer Verteilung
 - ist der Wert, unter dem 50% der Wahrscheinlichkeitsmasse liegt.
 - ist der erwartete Wert einer Zufallsvariable vor Durchführung des Zufallsexperimentes.

O ist bei stetigen Verteilungen der Wert, an dem die Dichtefunktion maximal ist.

X ist der Schwerpunkt einer Verteilung.

O bei diskreten Verteilungen der Wert mit der grössten Wahrscheinlichkeit.

4. Die Varianz einer diskreten Zufallsvariable X ist

$$\text{X } \sum_{i=1}^n x_i^2 f(x_i) - E[X]^2.$$

X ein Mass für die Streuung einer Verteilung.

O ein Mass für den Schwerpunkt einer Verteilung.

X die quadrierte Standardabweichung.

$$\text{O } \sum_{i=1}^n x_i^2 f(x_i) - E[X^2].$$

5. X sei diskret verteilt. Die Wahrscheinlichkeit $P[1 \leq X < 2]$ ist dann:

O $F(2) - F(1)$

O $F(2) - F(1) - P[X = 2]$

O $F(2) - F(1) + P[X = 1]$

X $F(2) - F(1) - P[X = 2] + P[X = 1]$

O $F(2) - F(1) + P[X = 2]$

6. Eine Funktion $f(x) \geq 0$ ist eine Dichtefunktion, wenn

O $\sum_{i=1}^n f(x_i) = 1.$

X $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1.$

X die Fläche unterhalb der Dichtefunktion gleich 1 ist.

O $F(-\infty) = 1$ und $F(+\infty) = +\infty.$

X $F(-\infty) = 0$ und $F(+\infty) = 1.$

7. Sei $f(x) = \frac{1}{2}x^2 - b$ für $1 \leq x \leq 2$ und $= 0$ sonst. Bestimme b so, dass $f(x)$ eine Dichtefunktion ist.

- $b = 1/2$
 $b = 1/3$
 $b = 1/6$
 $b = 1$
 $f(x)$ ist keine Dichtefunktion
8. Eine Zufallsvariable X habe die Dichtefunktion $f(x) = \frac{1}{18}x$ im Intervall $[0, 6]$. Die Varianz $V(X)$ ist dann
- $V(X) = 3$
 $V(X) = 18$
 $V(X) = 9$
 $V(X) = 14/3$
 $V(X) = 2$
9. Eine Binomialverteilung liegt vor, wenn nach der Wahrscheinlichkeit gefragt ist,
- beim x -ten Versuch “Erfolg” zu haben.
 bei n Versuchen x -mal “Erfolg” zu haben (mit Zurücklegen).
 innerhalb eines bestimmten Intervalls x -mal “Erfolg” zu haben.
 bei n Versuchen x -mal “Erfolg” zu haben (ohne Zurücklegen).
 bei x Versuchen n -mal “Erfolg” zu haben.
10. Eine Binomialverteilung kann approximiert werden durch
- eine Exponentialverteilung wenn $n > 30$ und $p \leq 0.10$.
 eine Normalverteilung wenn $np(1 - p) > 9$.
 eine Normalverteilung wenn $n > 30$ und $p \leq 0.10$.
 eine Poissonverteilung wenn $np(1 - p) > 9$.
 eine Poissonverteilung wenn $n > 30$ und $p \leq 0.10$.
11. Die Wahrscheinlichkeit, dass Miguel I. die “Giro d’Italia” gewinnt, liege konstant bei 30%. Wie gross ist die Wahrscheinlichkeit, dass er bei fünf Giroteilnahmen mindestens zweimal die “Giro d’Italia” gewinnt?

- O 0.63985
 X 0.47178
 O 0.6
 O 0.36015
 O 0.52822
12. Karl kauft eine neue Autobatterie, deren erwartete Lebensdauer mit 10000 km angegeben wird. Wie gross ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Autobatterie länger als 20000 km läuft?
- O 0.864665
 O 0.606531
 O 0.5
 O 0.393469
 X 0.135335
13. Die Zufallsvariable X sei normalverteilt mit den Parametern ($\mu = 30, \sigma^2 = 9$). Wie gross ist $P[X < 21]$?
- O $P[X < 21] = 0.99865$
 O $P[X < 21] = 0.84134$
 O $P[X < 21] = 0.15866$
 X $P[X < 21] = 0.00135$
14. Die Zufallsvariable X sei normalverteilt mit den Parametern ($\mu = 30, \sigma^2 = 9$). Für welchen Wert t gilt $P[X \geq t] = 0.06681$.
- X $t = 34.5$
 O $t = 33$
 O $t = 31.5$
 O $t = 30$
15. Die Zufallsvariable X sei normalverteilt mit den Parametern ($\mu = 30, \sigma^2 = 9$). Geben Sie die Grenzen des zentralen Schwankungsintervalls an, in dem 95 Prozent aller Werte liegen.

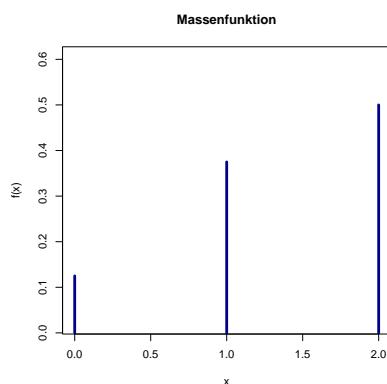
- 29.05 und 30.95
- 27.00 und 33.00
- 25.05 und 34.95
- 24.12 und 35.88

Teil C1: Aufgaben zu Zufallsvariablen

1. (a) $P[X = 0] + P[X = 1] + P[X = 2]$

$$1(a - \frac{1}{2}) + (a - \frac{1}{4}) + (a - \frac{1}{8}) \stackrel{!}{=} 1 \Leftrightarrow 3a = \frac{15}{8} \Leftrightarrow a = \frac{5}{8}$$

(b) Grafik



(c) $\frac{1}{2}; \frac{1}{2}$

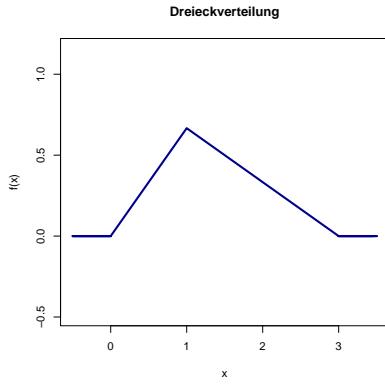
(d) 1

(e) $E[X] = 0 \cdot \frac{1}{8} + 1 \cdot \frac{3}{8} + 2 \cdot \frac{4}{8} = \frac{11}{8}$

$$E[X^2] = 0^2 \cdot \frac{1}{8} + 1^2 \cdot \frac{3}{8} + 2^2 \cdot \frac{4}{8} = \frac{19}{8} \quad \left. \right\} V(X) = \frac{19}{8} - \frac{121}{64} = \frac{31}{64}$$

2. (a) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx \stackrel{!}{=} 1 \Rightarrow \frac{3 \cdot 2a}{2} \stackrel{!}{=} 1 \Leftrightarrow a = \frac{1}{3}$. Zudem gilt $f(x) \geq 0$ für alle x falls $a \geq 0$. Daher ist die Lösung $a = 1/3$.

(b) Grafik



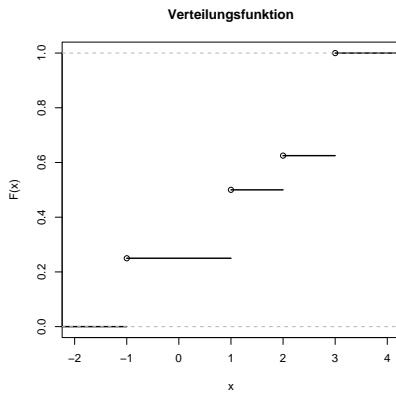
(c) $P[X = 1] = 0;$

$$P[0.5 < x < 2] = 1 - \frac{0.5+2a\cdot0.5}{2} - \frac{1\cdot a}{2} = 1 - \frac{1}{12} - \frac{1}{6} = \frac{9}{12} = \frac{3}{4}$$

$$P[X < 2] = 1 - \frac{1}{6} = \frac{5}{6}.$$

(d) 1.

3. (a) Grafik



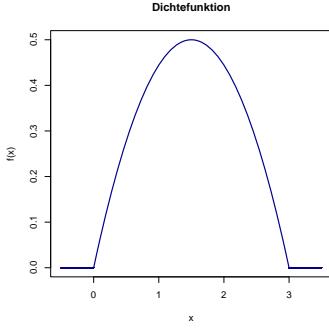
(b) $f(-1) = \frac{1}{4}; f(1) = \frac{1}{4}; f(2) = \frac{1}{6}; f(3) = \frac{1}{3}$

(c) $P[X \leq 1] = f(-1) + f(1) = \frac{1}{2}$

$$P[X = 1] = f(1) = \frac{1}{4}$$

$$P[1.5 \leq X < 2.7] = f(2) = \frac{1}{6}$$

4. (a) Grafik



$$(b) P[X \leq 2] = \frac{2}{9} \int_0^2 (3x - x^2) dx = \frac{2}{9} \left[\frac{3x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^2 = \frac{2}{9} \cdot [6 - \frac{8}{3}] = \frac{20}{27}$$

(c) Aus Symmetriegründen: 1.5

$$\rightarrow \text{aber auch: } E[X] = \int_0^3 x \cdot \frac{2}{9}x(3-x) dx = 1.5$$

$$5. (a) E[X] = \frac{a+b}{2} = 1.5$$

$$(b) E[g(X)] = E[4x + 2] = 4 \cdot E(X) + 2 = 8$$

$$g(E[X]) = 4 \cdot E[X] + 2 = 8$$

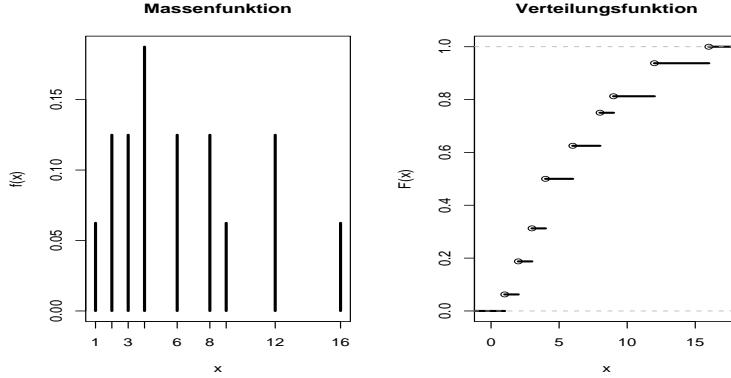
\rightarrow nein, Linearität des Erwartungswertes

$$6. S = \{1, 2, 3, 4, 6, 8, 9, 12, 16\}$$

$$\text{Massenfunktion } f(\cdot) : \frac{1}{16} \frac{2}{16} \frac{2}{16} \frac{3}{16} \frac{2}{16} \frac{2}{16} \frac{1}{16} \frac{2}{16} \frac{1}{16}; \sum = 1$$

Verteilungsfunktion

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x < 1 \\ 1/16 & \text{für } 1 \leq x < 2 \\ 3/16 & \text{für } 2 \leq x < 3 \\ 5/16 & \text{für } 3 \leq x < 4 \\ 8/16 & \text{für } 4 \leq x < 6 \\ 10/16 & \text{für } 6 \leq x < 8 \\ 12/16 & \text{für } 8 \leq x < 9 \\ 13/16 & \text{für } 9 \leq x < 12 \\ 15/16 & \text{für } 12 \leq x < 16 \\ 1 & \text{für } x \geq 16 \end{cases}$$



7. $E[X] = 20 \cdot \frac{1}{10} + 60 \cdot \frac{1}{3} + 80 \cdot \frac{1}{2} + 120 \cdot \frac{1}{15} = 70$ Minuten
8. (a) $S = \{2, 2^2, 2^3, 2^4, \dots\}$
 $f(\cdot) : \frac{1}{2} \frac{1}{4} \frac{1}{8} \frac{1}{2^4} \dots$
- (b) $E[G] = 2 \cdot \frac{1}{2} + 2^2 \cdot \frac{1}{4} + 2^3 \cdot \frac{1}{8} + \dots + 2^n \cdot \frac{1}{2^n} = \sum_{i=1}^{\infty} 1 = +\infty$, existiert nicht
- (c) \diamond

Teil C2: Aufgaben zu speziellen diskreten Verteilungen

1. (a) Binomial $(4, \frac{1}{2})$;
(b) $E[X] = np = 2$, $V(X) = np(1 - p) = 1 \dots$
2. (a) $E[X] = \frac{2}{10} \cdot 16 = 3.2$; $\text{Var}(X) = \frac{2}{10} \cdot 16 \cdot \frac{8}{10} = 2.56$
(b) $P[\sum X_i > 10] = \sum_{k=11}^{16} P[\sum X_i = u] \cong 0$
3. (a) Poisson: $P[X \geq 6] = 1 - \sum_{k=0}^5 e^{-8} \cdot \frac{8^k}{k!} = 1 - 0.1912 = 0.8088$
(b) $P[X = 13] = e^{-8} \cdot \frac{8^{13}}{13!} = 0.0296$
4. (a) $X = \sum \text{"Geburtstag am Sonntag"} \sim \text{Bin}(5, \frac{1}{7})$
 $\Rightarrow P[X = 2] = \binom{5}{2} \cdot (\frac{1}{7})^2 \cdot (\frac{6}{7})^3 = 0.1285$
(b) $1 \cdot \frac{6}{7} \cdot \frac{5}{7} \cdot \frac{4}{7} \cdot \frac{3}{7} = 0.1499$

(c) X_i = "i-te Person Geburtstag am 24.12.", $\sum_{i=1}^{500} X_i \sim \text{Bin}(500, \frac{1}{365})$
 $P[\sum X_i \geq 1] = 1 - P[\sum X_i = 0] = 0.7463$ (\approx mit Poisson 0.7459)

5. Mit Poisson-Verteilung: $\lambda = \frac{10}{10000} \cdot 100$, $1 - P[\underbrace{X = 0}_{\text{kein Defekt}}] = 1 - e^{-\frac{10}{10000} \cdot 100} \simeq 0.0952$

Mit Exponential-Verteilung: $\lambda = \frac{10}{10000}$, $\int_0^{100} \lambda e^{-\lambda x} dx = 1 - e^{-100\lambda} = 1 - e^{-(\frac{1}{10})} \simeq 0.0952$

6. $P[\sum_{i=1}^5 X_i = 2] = \binom{5}{2} \cdot 0.2^2 \cdot 0.8^3 = 0.2048 \leftarrow X_i = \begin{cases} 1, \text{i-te Kugel weiss } p = 0.2 \\ 0, \text{sonst} \end{cases}$

7. (a) $P[X > 0] = 1 - P[X = 0] = 1 - \frac{98 \cdot 97 \cdot 96 \cdot 95 \cdots 89}{100 \cdot 99 \cdot 98 \cdot 97 \cdots 91} = 0.1909$,
 $X = \# \text{ defekte Klammern in der Stichprobe}$

(b) i. $P[X > 0] = 1 - P[X = 0] = 1 - \binom{10}{0} \cdot 0.02^0 \cdot 0.98^{10} = 0.1829$

ii. Approx: $P[X > 0] = 1 - P[X = 0] = 1 - e^{-0.2} = 0.1813$
mit $\Delta a = 0.1829 - 0.1813 = 0.0016$ und $\Delta r = \frac{\Delta a}{0.1829} = 0.875\%$

8. (a) $X = \# \text{ Ausfälle}$

i. $\frac{200 \cdot 500 = 100000}{20000} = 5$; $P[X < 5] = \sum_{i=0}^4 \binom{500}{i} p^i (1-p)^{500-i}$

ii. $P[X > 5] = 1 - \sum_{i=0}^5 \binom{500}{i} p^i (1-p)^{500-i}$

(b) Approx. Poisson:

i. $\rightarrow P[X < 5] \cong \sum_{i=0}^4 e^{-2} \left(\frac{2^i}{i!} \right) = 0.9473$

ii. $\rightarrow P[X > 5] \cong 1 - \sum_{i=0}^5 e^{-2} \left(\frac{2^i}{i!} \right) = 0.01656$

(c) $P[X \leq k] \geq 0.90 \Leftrightarrow \sum_{i=0}^k e^{-2} \left(\frac{2^i}{i!} \right) \geq 0.90 \Rightarrow k \geq 4 \Rightarrow 4 \text{ Geräte. (mit } 3 \rightarrow 0.8571)$

9. (a) $P[X = 5] \cong e^{-3} \cdot \frac{3^5}{5!} = 0.1008$;

(b) $\underbrace{3}_{=np}$ Fehler;

- (c) $P[X = 0] = e^{-0.3} = 0.7408$
10. (a) $\binom{3}{0} p^0(1-p)^3 = \binom{3}{1} p \cdot (1-p)^2 \Leftrightarrow (1-p)^3 = 3p(1-p^2) \Leftrightarrow 4p = 1 \Leftrightarrow p = \frac{1}{4}$ oder $p = 1!$
 $\binom{3}{0} p^0(1-p)^3 = \binom{3}{3} p^3 \cdot (1-p)^0 \Leftrightarrow (1-p)^3 = p^3 \Leftrightarrow p = \frac{1}{2}$
- (c) Offensichtlich kann dies nicht für beide gleichzeitig gelten, da keine der Lösungen aus (a) mit einer Lösung von (b) übereinstimmt.
11. $\lambda = 3 \Rightarrow E[X] = V(X) = \lambda = 3$
 $P[X = 3] = e^{-3} \cdot \frac{3^3}{3!} = 0.2240$

Teil C3: Aufgaben zur Normalverteilung

Hinweis zur Notation: Φ in nachfolgender Musterlösung entspricht F_{st} im Lehrbuch Schira.

1. (a) $P[X \geq 1 \text{ kg}] = 1 - P\left[\frac{X-\mu}{\sigma} < -\frac{0.01}{0.02}\right] = 1 - \Phi(-\frac{1}{2}) = 0.6915$
(b) $P[X \geq q] = 0.06 \Leftrightarrow \frac{q-\mu}{\sigma} = 1.555 \Leftrightarrow q = \mu + 1.555 \cdot \sigma = 1.0411 \text{ kg}$
(c) $P[X \geq 1.02 \text{ kg}] = \dots = 1 - P[Z < \frac{1}{2}] = 0.3085$
(d) 70% der Pakete wiegen mehr als 1 kg.
2. (a) Tabelle: 0.6826
(b) $-1 \cdot 4 + 18 = 14$; $+1 \cdot 4 + 18 = 22$
(c) $P[10 < X \leq 26] = P[\mu - 2 \cdot \sigma < X \leq \mu + 2 \cdot \sigma] = 0.9544$
3. (a) $(-1.282, 1.282); (-1.645, 1.645); (-1.96, 1.96); (-\infty, +\infty)$
(b) $\underbrace{(-1.282 \cdot \frac{1}{2} - 5, 1.282 \cdot \frac{1}{2} - 5)}_{-5.641}, \dots, \underbrace{(-1.645 \cdot \frac{1}{2} - 5, 1.645 \cdot \frac{1}{2} - 5)}_{-4.395}$
4. (a) 0
(b) $P[120 \leq X \leq 130] = P[-1 \leq Z \leq +1] = 0.6826$
(c) $P[X \leq 110] = P[Z \leq -3] = 0.0013$
(d) $P[X \leq q] = 0.05 \Leftrightarrow \frac{q-\mu}{\sigma} = -1.645 \Leftrightarrow q = -1.645 \cdot 5 + 125 = 116.775 \text{ g}$

5. (a) 95.44%

(b) 95.44%

(c) $\mu = np = 1.6$

$$2\sigma = 2 \cdot \sqrt{np(1-p)} \cong 2.263 \rightarrow P[0 \leq X \leq 3] = 94.37\% \text{ (Tabelle)}$$

(d) $\mu = 8$

$$2\sigma = 4$$

$$\rightarrow P[4 \leq X \leq 12] = 95.10\% \text{ (Tabelle)}$$

6. \rightarrow Tabelle!

7. $P[X > 176.4] = 0.14 \Leftrightarrow P[Z > \frac{176.4 - 171}{\sigma}] = 0.14 \Leftrightarrow \sigma = \frac{5.4}{1.08} = 5$