(1.) **a)** $|\Omega| = 4 \cdot 4 = 16$
b) $A = \{(1,2),(2,1),(1,4),(4,1),(2,3),(3,2),(3,4),(4,3)\}$,
$B = \{(3,3),(3,4),(4,3),(4,2),(2,4),(4,4)\}$
c) $P(A) = 0.5$, $P(\overline{B}) = 0.625$, $P(A \cap B) = 0.125$ und $P(A \cup B) = 0.75$.
d) A und B sind NICHT stochastisch unabhängig, denn $P(A|B) = \frac{1}{3} \neq P(A) = \frac{1}{2}$ bzw. $P(B|A) = 0.25 \neq P(B) = 0.375$.

(2.) **a)** 30045015
b) 1594323
c) 720
d) 210
e) 65536
f) 2118760

(3.) **a)** $P(A) = 0.04$, $P(R|A) = 0.8$, $P(R|\overline{A}) = 0.3$
b) $P(R) = 0.32$
c) $P(A|R) = 0.1$.
b) $P(\overline{R} \cap \overline{A}) = 0.6720$.

(4.) **a)** $P(H) = 0.63$, **b)** $P(II|H) = 0.11$

(5.) **a)** $E(X) = 862.5\ Euro$, **b)** $V(X) = 167031.25\ Euro^2$, $\sigma_X = 408.69\ Euro$

(6.) **a)** Zufallsgröße X: *Produkt der geworfenen Augenzahlen*:
$P(X=1) = \frac{1}{16}$, $P(X=2) = \frac{2}{16}$, $P(X=3) = \frac{2}{16}$, $P(X=4) = \frac{3}{16}$, $P(X=6) = \frac{2}{16}$, $P(X=8) = \frac{2}{16}$, $P(X=9) = \frac{1}{16}$, $P(X=12) = \frac{2}{16}$, $P(X=16) = \frac{1}{16}$, also folgt für ZG Y: $P(Y=+2Euro) = \frac{7}{16}$, $P(Y=-1Euro) = \frac{9}{16}$
b) $E(Y) = 0.3125\ Euro$, $\sigma_Y = 1.488\ Euro$

(7.) $B(n=15, p=0.8)$ **a)** $P(\geq 12) = 0.648$, **b)** $E(X) = 12$

(8.) $B(n=40, p=0.25)$ **a)** $E(X) = 10$, **b)** $\sigma_X = \sqrt{7.5} = 2.7386$,
c) $P(X \leq 2) = 0.001016$

(9.) **a)** X: Anzahl roter Blüten: $B(n=4, p=0.6)$; $E(X) = 2.4$, $\sigma_X = \sqrt{0.96} = 0.979$
b) Für ZG Y: Preis pro Schale gilt: $P(Y = 1Euro) = 0.1552$, $P(Y = 2Euro) = 0.3456$, $P(Y = 1.50Euro) = 0.4992$ mit $E(Y) = 1.5952Euro$

(10.) **a)** $H(N=45, K=8, n=3)$; $P(\leq 1Ausschuss) = 0.923$
b) $H(N=20, K=12, n=10)$; $P(> 7Linkh.) = P(\geq 8Linksh.) = 0.0849$

(11.) **a)** $F(x = 0.8) = 0.16$, d.h. $P(X \leq 0.8) = 16\%$
b) Median $\tilde{x} = \sqrt{2} = 1.414$, $\tilde{x}_{q=6.25\%} = 0.5$,
d.h. für 6.25% der ZG-Werte gilt $X - Wert \leq 0.5$, für den Rest $X - Wert > 0.5$
c) $E(X) = \frac{4}{3}$, Varianz $V(X) = \frac{2}{9}$

(12.) **a)** $P(X < 1.302\ mmHg) = 80\%$, $P(X \geq 1.96 \cdot \sigma_X) = 2.5\%$.
b) $P(X < -4mmHg) + P(X > +4mmHg) = 1\%$

(13.) $\tilde{x}_{q=90\%} = 0.6842$

(14.) **a)** $P(0Tabletten) = 80\%$, $P(1Tablette) = 19\%$, $P(2Tabletten) = 1\%$
b) $E(Y) = 0.21$ $\sqrt{V(Y)} = 0.431$

(15.) Zusammenfassung:
- Bayern schnitt im Mittel (Median) besser ab als BW: $\tilde{x}_B = 1.8 < \tilde{x}_{BW} = 2.2$
- Bayern hatte als Bestnoten nicht $1.0 - 1.2$ dabei (BW aber schon) und in Bayern waren die schlechtesten Noten $3.4 - 3.5$ vertreten, die es in BW nicht gab
- Notenstreuung in B und BW ähnlich (IQR 0.7 bzw. 0.9, Datenspanne 2.2 bzw. 2.3)
- Notenverteilung in BW um Median $\tilde{x} = 2.2$ sehr ausgewogen (symmetrisch), in B stark linkssteile Verteilung (bedeutet hier starke Häufung im sehr gutem Notenbereich)

(16.) **a)** X_1: nominal, Modalwert="WG" - Entropie (nicht berechnen)
b) X_2: metrisch, $\overline{x} = 2$,$s^2 = 0.6, s = 0.7745$, **c)** X_3: ordinal, Median $\tilde{x} =$ "$2 = gut$", $IQR = 2 - 1 = 1$.

(17.) **a)** $H_{F,0} = 4$, $H_{F,1} = 5$, $H_{F,2} = 0$, $H_{M,0} = 2$, $H_{M,1} = 2$, $H_{M,2} = 3$
b) $E_{F,0} = 3.375$, $E_{F,1} = 3.9375$, $E_{F,2} = 1.6875$, $E_{M,0} = 2.625$, $E_{M,1} = 3.0625$, $E_{M,2} = 1.3125$
c) $\chi^2 = 4.777$.

(18.) **a)**

X: Geschlecht / Y: Religion	ev.	kath.	sonstige Religion	keine Religion	$\sum$
Mann	14 / 16	9 / 12	7 / 4	10 / 8	40
Frau	26 / 24	21 / 18	3 / 6	10 / 12	60
$\sum$	40	30	10	20	100

b) H_0:... , H_1:...,
Test darf für das Datenmaterial angewendet werden, weil nicht mehr als die erlaubten 20% der erwarteten Häufigkeiten E_{ij} im Ergebnis < 5 ausfallen (hier: $\frac{1}{8} = 12.5\% E_{ij} < 5$)
c) $\chi^2_{emp} = 6.25$.
d) $[0, 7.81]$.
e) H_0 beibehalten, d.h. beim Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ sprechen die Daten nicht gravierend gegen die in H_0 vermutete stochastische Unabhängigkeit von Geschlecht und Religionszugehörigkeit in der Population.
f) $p - value = 0.10 > \alpha = 0.05$, also H_0 beibehalten.
g) Fehler 2. Art: Risiko, weiter in der Population von Unabhängigkeit zwischen Geschlecht und Religion auszugehen, obwohl dort in Wahrheit ein Zusammenhang vorliegt.

(19.) $r_{XY} = +1$: Punkte liegen auf steigender Gerade; perfekter positiver linearer Zshg.
bei $r_{XY} = -1$: Punkte liegen auf fallender Gerade; perfekter negativer linearer Zshg.

r_{XY}	-0.889	+0.237	0.0056
Punktwolke	linear fallend, wenig Streuung	steigend, sehr viel Streuung	zufällig
Aussage	starker neg. linearer Zshg.	sehr schwacher pos. lin. Z.	kein linearer Z.

(20.)
a) $r_{XY} = -0.9466$: Punktwolke zeigt sehr stark ausgeprägtes lineares Abfallen der Y-Werte mit steigenden X-Werten (d.h. Punkte streuen nur leicht um ein fallende Gerade).
b) Mit jedem Ansteigen eines X-Wertes fällt der zugehörige Y-Wert. Die erfassten (x,y)-Punkte liegen dabei aber nicht auf einer Geraden. Die Daten zeigen also einen perfekt ausgeprägten fallenden Trend (deshalb $\tau = -1$), der aber nicht perfekt LINEARER Natur ist, deshalb nicht $r_{XY} = -1$, sondern nur $r_{XY} = -0.9466$.

(21.) **a)** $H_0 : \mu_X = 1350cm^3$ und $H_1 : \mu_X \neq 1350cm^3$
b) Akzeptanzbereich der Nullhypothese: $[-2.131, +2.131]$.
c) $t_{emp} = -0.36447$, also Nullhypothese H_0 beibehalten
d) $[1268.52285cm^3, 1407.67715cm^3]$.
e) Das Intervall $[1268.52285cm^3, 1407.67715cm^3]$ kann zu den 95% analog aus allen mgl. SP des Umfanges $n = 16$ und deren $\overline{x}$-Werten berechneten 95%-Konfidenzintervallen gehören, welche den wahren Wert für die gesuchte unbekannte mittlere Schädelkapazität μ_X enthalten, aber auch zu den restlichen 5% dieser Intervalle, die μ_X nicht enthalten.

(22.) **a)** $H_0 : \mu_X \geq 150\frac{mg}{100g}$ und $H_1 : \mu_X < 150\frac{mg}{100g}$
b) Akzeptanzbereich von H_0 (unter Verwendung von $N(0,1)$ wegen $n > 30$: $[-1.645, +\infty[$.
c) $t_{emp} = -1.3017$, also Nullhypothese H_0 beibehalten ($p - value = 0.0995 > \alpha = 0.05$).
d) Beim Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ sprechen die Daten nicht für eine signifikante Unterschreitung des mittleren Kaloriengehaltes von $150mg$ in der Population der Futtermittel.

(23.) **a)** H_0 : Für die Wartezeiten gelten in der Population aller Studienanfänger folgende Anteile: $p_{0Sem.} = 0.05$, $p_{1Sem.} = 0.1$, $p_{2Sem.} = 0.3$, $p_{3Sem.} = 0.25$ und $p_{\geq 4Sem.} = 0.3$;
H_1: In der Population aller Studienanfänger gilt für mindestens eine der Wahrscheinlichkeiten $p_0, p_1, ..., p_{\geq 4}$ nicht der in H_0 postulierte Wert.
b) Test erlaubt, da für $\frac{1}{5} = 20\%$ der erwarteten Häufigkeiten $E_i = 2.5, 5, 15, 12.5, 15$ gilt $E_i < 5$. Die maximal erlaubte Schranke ist nicht überschritten (gefordert: $\leq 20\% E_i < 5$).
c) $[0, 9.49]$, **d)** $\chi^2_{emp} = 3.213$, also H_0 beibehalten
e) Bei $\alpha = 5\%$ liefern die Daten keine gravierenden Einwände gegen die Kalkulation.
f) $P(H_0$ anhand SP-Daten ablehnen $|H_0 : p_{0Sem.} = 0.05, p_{1Sem.} = 0.1, p_{2Sem.} = 0.3, p_{3Sem.} = 0.25, p_{\geq 4Sem.} = 0.3$ ist in der Population aller Studienanfänger wahr$) = \alpha = 0.05$

(24.)
a) H_0: In der Population aller Würfel gilt $p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = p_5 = p_6 = \frac{1}{6}$,
H_1: Mindestens eine Augenzahl fällt nicht mit Wahrscheinlichkeit $p_i = \frac{1}{6}$
b) Die geforderte Bedingung $\leq 20\% E_i < 5$ ist erfüllt, da alle $E_i = 600 \cdot \frac{1}{6} = 100$
c) Akzeptanzbereich von H_0: $[0, 11.07]$, $\chi^2_{emp} = 0.8$
d) H_0 beibehalten ($p - value = 0.977 > \alpha = 0.05$), d.h. ...