

Schmierpapier:



- (b) Zeigen Sie, dass der Maximum-Likelihood Schätzer für den unbekannt Parameter λ lautet:

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{1}{\bar{x}},$$

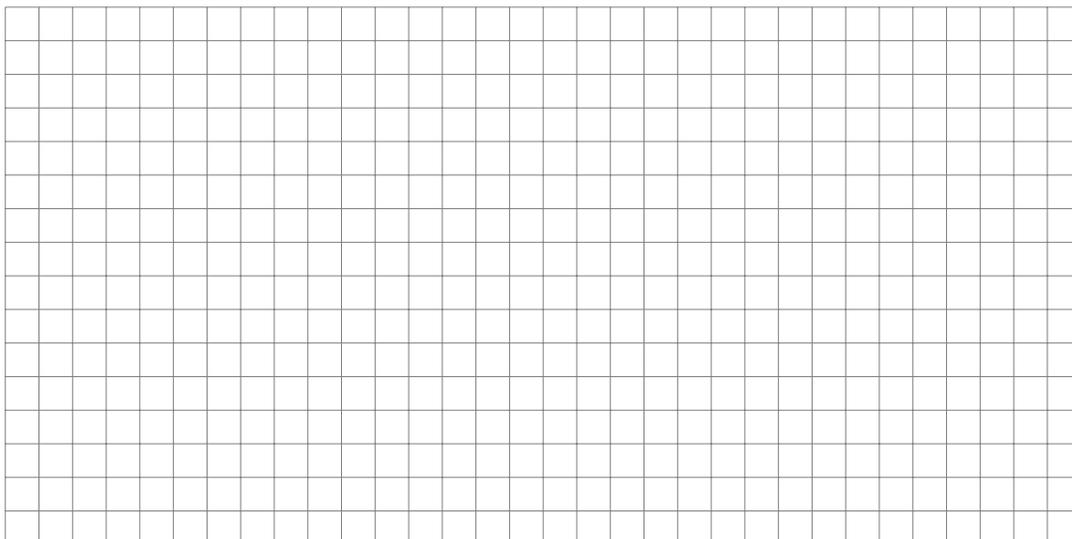
wobei $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$. (Keine Berechnung der zweiten Ableitung nötig.)



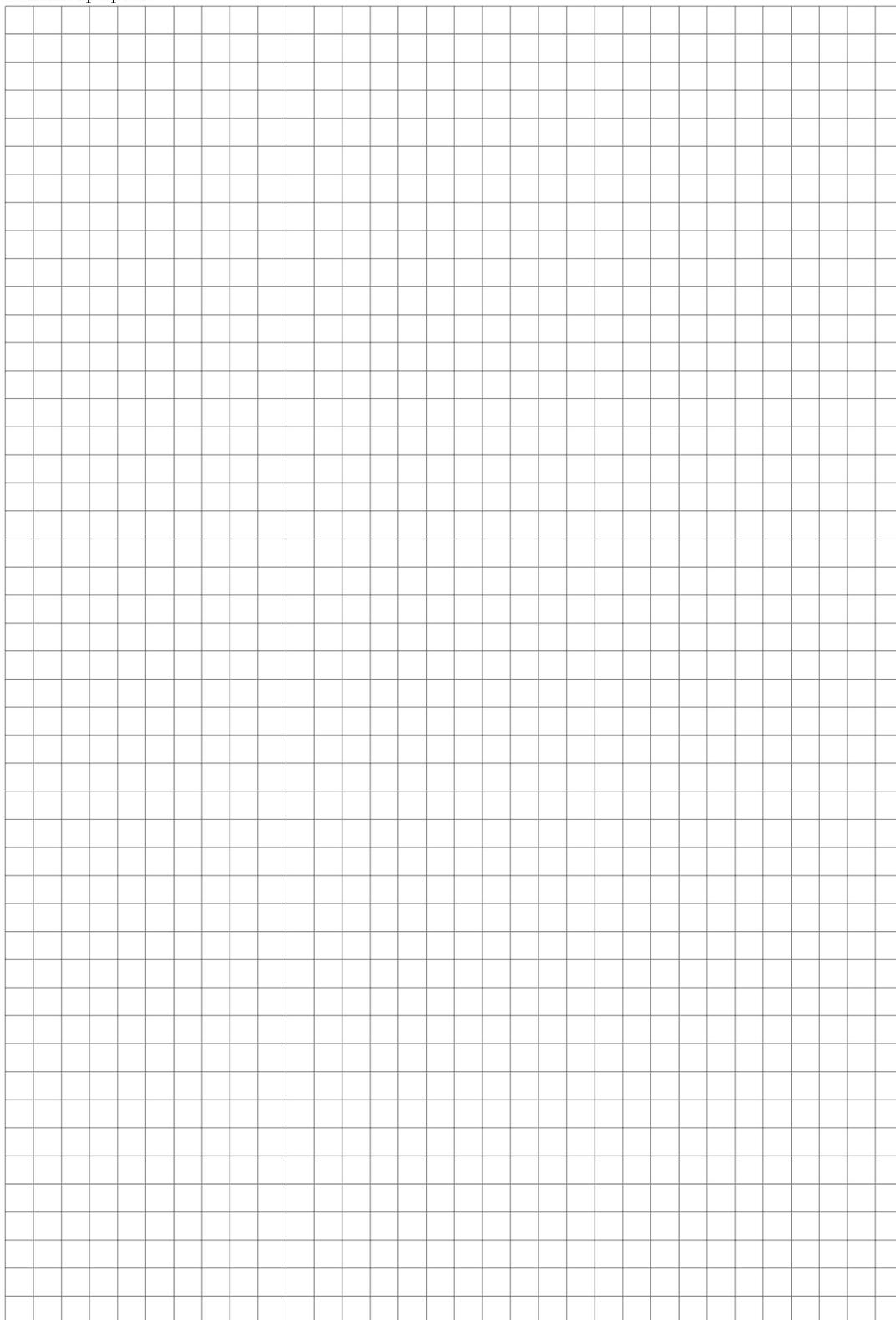
3. Sie notieren die Wartezeit zwischen 20 Unfällen und fassen die Daten als Realisationen einer Stichprobe X_1, \dots, X_{20} aus einer exponentialverteilten Grundgesamtheit auf. Anschließend berechnen Sie $\sum_{i=1}^{20} x_i = 40$.

- (a) Tragen Sie die Werte der logarithmierten Likelihoodfunktion für $\lambda = \frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{3}{4}, 1$ in untenstehende Tabelle ein und zeichnen Sie die entsprechenden Werte in ein geeignetes Koordinatensystem.

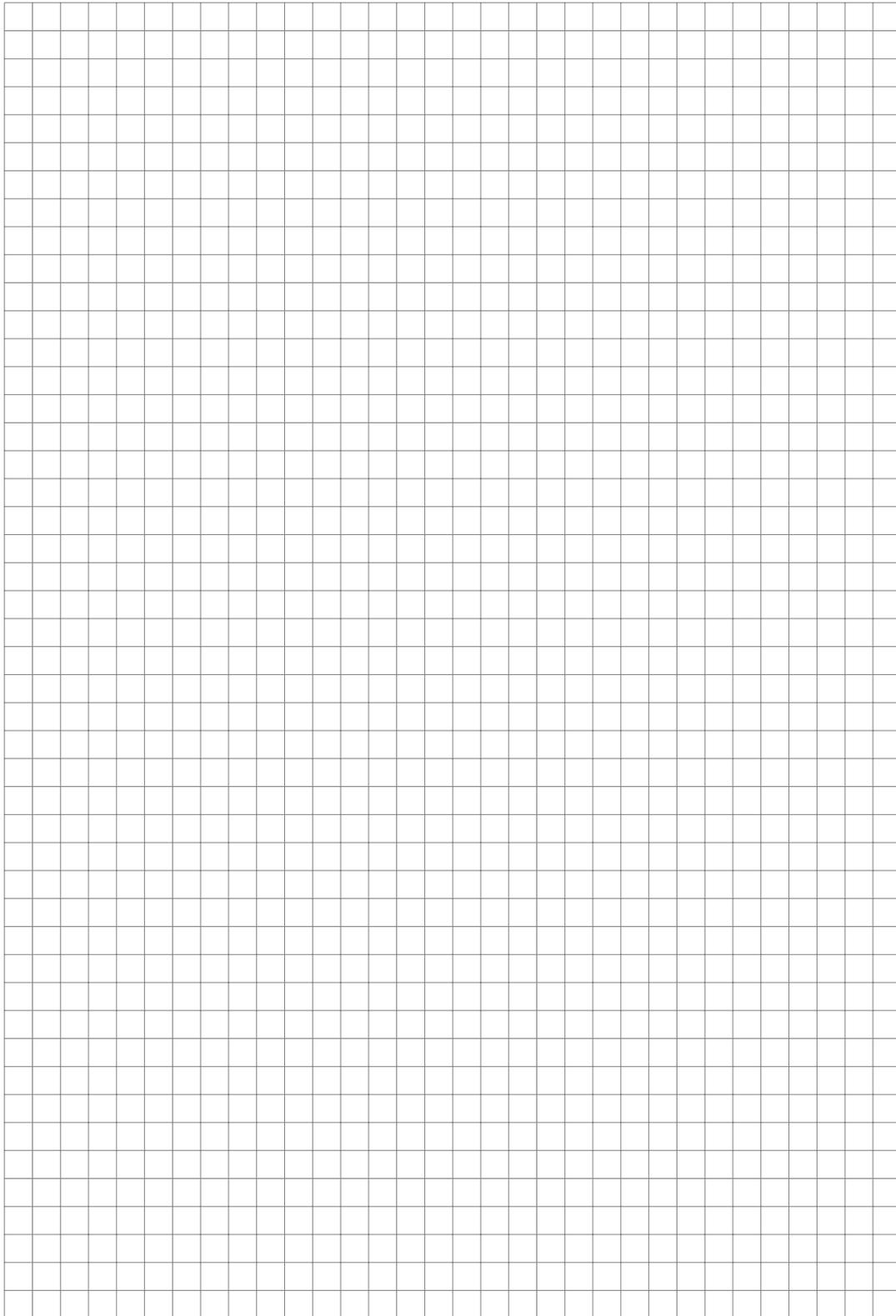
λ	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{3}{4}$	1



Schmierpapier:



Schmierpapier:



Aufgabe 4

Die Securance-Versicherung bietet u.a. Kfz-Versicherungen an. Von den versicherten Fahrzeugen liegen im R-Data Frame `Vers` die folgenden Merkmale vor:

Merkmal <i>Wert</i> :	Aktueller Wert des Autos (in Euro)	Spalte <code>Wert</code>
Merkmal <i>Kilometer</i> :	Aktueller Kilometerstand	Spalte <code>Kilometer</code>
Merkmal <i>Marke</i> :	Herstellermarke des Fahrzeugs	Spalte <code>Marke</code>

Gehen Sie im Folgenden davon aus, dass alle Einträge im Data Frame `Vers` den passenden Datentyp besitzen.

Ihnen liegt folgender R-Output vor:

```
> VAR=function(z){
+   sum((z-mean(z))^2)/length(z)
+ }
>
> table(Vers$Marke)/nrow(Vers)
  Audi   BMW Nissan  Opel Toyota   VW
 0.19  0.14  0.22  0.16  0.16  0.13
> nrow(Vers)
[1] 100
> Wert=Vers$Wert
> mean(Wert)
[1] 36396
> quantile(Wert,0.5,type=1)
 50%
36150
> auto1=Vers[Vers$Marke=="BMW", "Wert"]
> length(auto1)
[1] 14
> quantile(auto1,0.5,type=1)
 50%
38750
> auto2=Vers[Vers$Kilometer>40000, "Wert"]
> mean(auto2)
[1] 44067.72
> auto3=Vers[Vers$Wert>40000, "Kilometer"]
> mean(auto3)
[1] 167388.2
```


Aufgabe 1

1. $n_{13} = 0$: keiner der Schadensfälle wurde als hoch eingestuft und betrifft eine Hausratsversicherung.
2.
 - Merkmal X , Merkmalstyp: komperativ, Skalenniveau: Ordinalskala
 - Merkmal Y , Merkmalstyp: qualitativ, Skalenniveau: Nominalskala
3. Der Modus liegt bei der Merkmalsausprägung 'Hausrat'.
4. Modus: häufigste Ausprägung 'gering'
Median: $260/500 = 0.52 \geq 0.5 \Rightarrow x_{(0.5)} = \text{'gering'}$.
5. Annahmen des Poisson-Prozesses:
 - Die Wahrscheinlichkeit für einen Ereigniseintritt in einem Intervall hängt von dessen Länge ab, nicht von dessen Lage.
 - Die Anzahl der Ereignisse in zwei sich nicht überlappenden Intervallen sind voneinander unabhängig.
 - Die Wahrscheinlichkeit für mehr als ein Ereignis in einem sehr kurzen Intervall ist vernachlässigbar gering.
6. (a) $S_1 \sim Pois(\lambda_1 = 1) \Rightarrow S_5 \sim Pois(\lambda_5 = 5)$
 (b) $P(S_5 > 5) = 1 - P(S_5 \leq 5) = 1 - F_{Pois}(5; 5) = 1 - 0.6160 = 0.3840$
 (c) $P(3 < S_5 < 8) = F_{Pois}(7; 5) - F_{Pois}(3; 5) = 0.8666 - 0.2650 = 0.6016$
 (d) Erwartungswert: $E[S_5] = \lambda_5 = 5$,
 Median: $F_{Pois}(4; 5) = 0.4405 < 0.5$ und $F_{Pois}(5; 5) = 0.6160 \geq 0.5$, so dass der Median bei $s_{(0.5)} = 5$ liegt
 Modi: $f_{Pois}(4; 5) = f_{Pois}(5; 5) = 0.1755 > f_{Pois}(n; 5) \forall n \in \mathbb{N}_0 \setminus \{4, 5\}$, d.h. 4 und 5 sind die beiden Modi.

Aufgabe 2

1. $P(X > 3) = 1 - F_{Exp(1/2)}(3) = 0.22.$

2. (a)

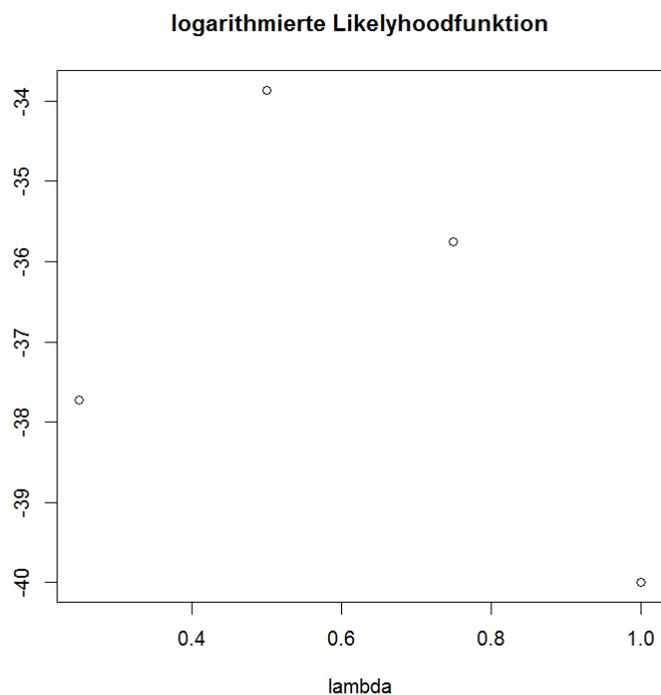
$$\begin{aligned} L(\lambda, x_i) &= \prod_{i=1}^n f(\lambda, x_i) = \prod_{i=1}^n \lambda \exp(-\lambda x_i) \\ &= \lambda^n \exp\left(-\lambda \sum_{i=1}^n x_i\right). \\ \ln L(\lambda, x_i) &= n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i. \end{aligned}$$

(b)

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\lambda, x_i)}{\partial \lambda} &= \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i \stackrel{!}{=} 0. \\ \Leftrightarrow \frac{n}{\lambda} &= \sum_{i=1}^n x_i \\ \Leftrightarrow \hat{\lambda}_{ML} &= 1/\bar{x}. \end{aligned}$$

3. (a)

λ	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{3}{4}$	1
$\ln L(\lambda; x_i)$	-37.72589	-33.86294	-35.75364	-40.00000



(b) $\hat{\lambda}_{ML} = 1/(1/20 \cdot 40) = 1/2$.

- (c)
- Kritischer Bereich:
Falls $T_n > KS$ ist H_0 abzulehnen.
 - Kritische Schranke:
95%-Quantil der $\chi^2(2 \cdot 20)$ -Verteilung aus Tabelle ablesen: 55.76=KS.
 - Berechnung der Teststatistik:
 $T_n = 2 \cdot 1/2 \cdot 40 = 40$.
 - Testentscheidung: $T_n \not> KS$, d.h. H_0 nicht ablehnen.

4. Vervollständigen Sie folgende Aussagen:

- (a) $P(T > 40 | \lambda_0 = 1/2) = 0.4702$ ist der p -Wert des obigen Hypothesentests. Auf Basis dieses Wertes ist die Nullhypothese nicht abzulehnen.
- (b) $P(T \neq 40 | \lambda_0 = 1/2) = \underline{1}$.

5.

$$P(25.8 < T_n < 51.8) = F_{\chi^2(40)}(51.8) - F_{\chi^2(40)}(25.8) = 0.9 - 0.04 = 0.86.$$

Aufgabe 3

			Schussrichtung S			
			Links	Mitte	Rechts	
			$S = 1$	$S = 2$	$S = 3$	
Position T	Links	$T = 1$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{10}$	$\frac{1}{30}$	$\frac{1}{3}$
	Mitte	$T = 2$	$\frac{7}{90}$	$\frac{8}{45}$	$\frac{7}{90}$	$\frac{1}{3}$
	Rechts	$T = 3$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{3}$
			$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	1

oder

			Schussrichtung S			
			Links	Mitte	Rechts	
			$S = 1$	$S = 2$	$S = 3$	
Position T	Links	$T = 1$	0.2	0.1	$0.\bar{0}3$	$\frac{1}{3}$
	Mitte	$T = 2$	$0.0\bar{7}$	$0.1\bar{7}$	$0.0\bar{7}$	$\frac{1}{3}$
	Rechts	$T = 3$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{3}$
			$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$0.\bar{3}$	1

1. (a) Laut Angabe gilt

$$P(S = 2|T = 1) = \frac{3}{10} = \frac{P(S = 2 \cap T = 1)}{P(T = 1)},$$

durch Umformen dann $\frac{1}{10}$ berechnen und $\frac{8}{45}$ erschließen. Es gilt:

$$P(T = 2 \cap S = 1) + P(T = 2 \cap S = 2) + P(T = 2 \cap S = 3) = \frac{1}{3}$$

und daher mit der Angabe

$$2P(T = 2 \cap S = 1) = \frac{1}{3} - (T = 2 \cap S = 2) = \frac{1}{3} - \frac{8}{45} = \frac{7}{45},$$

also

$$P(T = 2 \cap S = 1) = P(T = 2 \cap S = 3) = \frac{7}{90}$$

- (b) Aus Tabelle

$$P(T = 3|S = 1) = \frac{P(T = 3 \cap S = 1)}{P(S = 1)} = \frac{1/18}{1/3} = \frac{1}{6}$$

Die Ereignisse $T = 3$ und $S = 1$ sind stochastisch unabhängig, wenn gilt:

$$\frac{1}{6} = P(T = 3|S = 1) \stackrel{!}{=} P(T = 3) = \frac{1}{3}$$

Die Ereignisse sind nicht stochastisch unabhängig.

(c) Für p_X gilt:

$$p_X = 1 - \left(\underbrace{P(S = 1 \cap T = 1) + P(S = 2 \cap T = 2) + P(S = 3 \cap T = 3)}_{\text{„Torwart hält den Schuss“}} \right).$$

Damit ist für Werte aus Vorgabe

$$p_X = 1 - \left(\frac{1}{18} + \frac{1}{18} + \frac{2}{9} \right) = \frac{2}{3},$$

und für korrekt berechnete Werte aus TA 1.

$$p_X = 1 - \left(\frac{1}{5} + \frac{8}{45} + \frac{2}{9} \right) = \frac{2}{5}.$$

2. (a) Die Versuche müssen voneinander unabhängige Bernoulli-Experimente mit Erfolgswahrscheinlichkeit p_X sein. Alternativ: Stichprobe mit Zurücklegen.
 (b) $X_5 \sim \text{Bin}(n = 5, p = 0.4)$ – die Parameter sind also $n = 5$ und $p = 0.4$
 (c)

$$\begin{aligned} P(X_5 \geq 3) &= 1 - P(X_5 \leq 2) = 1 - F_{\text{Bin}(n=5,p=0.4)}(2) = \\ &= 1 - 0.68256 = 0.31744 \end{aligned}$$

Richtiges Ergebnis bei anderen Parametern 0.3993

(d) Erwartungswert einer binomialverteilten Zufallsvariablen:

$$\mathbb{E}[X_5] = np = 5 \cdot 0.4 = 2$$

Richtiges Ergebnis bei anderen Parametern 1.25, 3.6 oder 2.25

3. (a)

$$P(B_2 = 2) = \binom{2}{2} 0.5^2 (1 - 0.5)^0 = 1 \cdot 0.25 \cdot 1 = 0.25$$

(b)

$$P(A_2 = 0) = \binom{2}{0} 0.4^0 (1 - 0.4)^2 = 1 \cdot 1 \cdot 0.36 = 0.36$$

(c) Für ein Unentschieden bei 2 verbleibenden Versuchen muss Spieler B zweimal treffen, und Spieler 1 darf nie verwandeln. Gesucht ist $P(B_2 = 2 \cap A_2 = 0)$, und wegen stochastischer Unabhängigkeit von A_2 und B_2 gilt

$$P(B_2 = 2 \cap A_2 = 0) = P(B_2 = 2)P(A_2 = 0) = 0.25 \cdot 0.36 = 0.09$$

Aufgabe 4

1. 100
2. 0.14
3. ja, *Wert* ist quasi-stetiges Merkmal, damit Histogramm zur Darstellung relativer Häufigkeiten geeignet
4. (a) 36150
(b) 50 %
(c) 44067.72
5. `plot(ecdf(Vers$Kilometer))`
6. `sqrt(VAR(Wert))/mean(Wert)`
7. (a) $H_0 : \mu_X = \mu_0 = 250$ gegen $H_1 : \mu_X \neq \mu_0$
(b) Nullhypothese wird nicht abgelehnt, da p-Wert größer als vorgegebenes Signifikanzniveau von $\alpha = 0.05$
8.

```
Mittelwert_KI=function(stich,var,alpha){  
  Xn = mean(stich)  
  n = length(stich)  
  lambda = qnorm(1-alpha/2)  
  u = Xn-lambda*sqrt(var/n)  
  o = Xn+lambda*sqrt(var/n)  
  KI=c(u,o)  
  return(KI)}
```
9. Funktion `t.test` berechnet KI für Mittelwert bei unbekannter Varianz, d.h. mit Stichprobenvarianz und Quantilen der t-Verteilung. Funktion `Mittelwert_KI` verwendet "wahre" Varianz (die von der Stichprobenvarianz i.d.R. abweicht) und somit Quantile der Normalverteilung