

Klausur (Maschineningenieure)
Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik
vom 7.2.2011
Musterlösungen

Aufgabe 1:

Gegeben sei eine Urliste mit den Paaren $(x_1, y_1), \dots, (x_{12}, y_{12})$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
x_j	1	2.3	2.8	3.7	4.5	6.4	6.8	8	8.6	10.3	10.7	11.9
y_j	18	17.5	17.4	13.9	10.2	13.7	7.9	9.3	7.1	5.8	7.1	0.9

- a) Berechnen Sie die Stichprobenmittel \bar{x} , \bar{y} , die Stichproben-Standardabweichungen s_x , s_y und den empirischen Korrelationskoeffizienten r_{xy} .

Lösung: Direkt aus den Daten ergibt sich gemäß Definition 1.8 und Paragraph 1.5 unter Ausnützung der Beziehung

$$\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x}) \cdot (y_j - \bar{y}) = \sum_{j=1}^n x_j \cdot y_j - n \cdot \bar{x} \cdot \bar{y}$$

$$\bar{x} = 6.42$$

$$s_x = 3.585$$

$$\bar{y} = 10.73$$

$$s_y = 5.391$$

$$r_{xy} = -0.9357$$

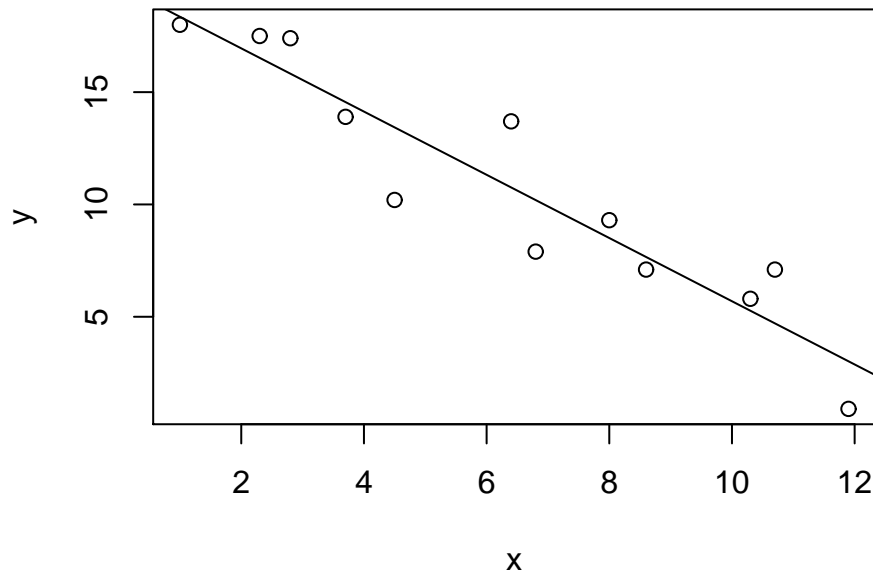
- b) Bestimmen Sie die zugehörige Regressionsgerade $y = a^* + b^* \cdot x$ von y auf x .

Lösung: Nach Paragraph 1.5 ist $b^* = r_{xy} \cdot \frac{s_y}{s_x}$ und $a^* = \bar{y} - b^* \cdot \bar{x}$, also

$$b^* = -1.407$$

$$a^* = 19.76$$

und die Regressionsgerade $y = 19.76 - 1.407 \cdot x$.



Punkte und Regressionsgerade $y = a^* + b^* \cdot x$

Für die Lösung der nächsten drei Aufgabenteile benötigen wir die aufsteigend sortierten y -Werte. Es ist

$$y_{(j)} = (0.9, 5.8, 7.1, 7.1, 7.9, 9.3, 10.2, 13.7, 13.9, 17.4, 17.5, 18)$$

- c) Berechnen Sie das 0.15-getrimmte Stichprobenmittel $\bar{y}_{0.15}$ von (y_1, \dots, y_{12}) .

Lösung: Mit $k = [12 \cdot 0.15] = 1$ ergibt sich

$$\bar{y}_{0.15} = \frac{1}{12 - 2 \cdot 1} \cdot (y_{(2)} + \dots + y_{(11)}) = 10.99$$

- d) Bestimmen Sie das Stichproben-0.15-Quantil $\tilde{y}_{0.15}$ von (y_1, \dots, y_{12}) .

Lösung: Da $12 \cdot 0.15 = 1.8$ nicht ganzzahlig ist, ist mit $k = [1.8] = 1$

$$\tilde{y}_{0.15} = y_{(k+1)} = y_{(2)} = 5.8$$

- e) Berechnen Sie den Quartilsabstand von (y_1, \dots, y_{12}) .

Lösung: Da $0.25 \cdot 12 = 3$ und $0.75 \cdot 12 = 9$ beide ganzzahlig sind, ergibt sich mit $k_1 = 3$ und $k_2 = 9$

$$\begin{aligned} \tilde{y}_{0.25} &= \frac{y_{(k_1)} + y_{(k_1+1)}}{2} = \frac{y_{(3)} + y_{(4)}}{2} = 7.1 \\ \tilde{y}_{0.75} &= \frac{y_{(k_2)} + y_{(k_2+1)}}{2} = \frac{y_{(9)} + y_{(10)}}{2} = 15.65 \end{aligned}$$

und damit der Quartilsabstand zu $\tilde{y}_{0.75} - \tilde{y}_{0.25} = 8.55$.

Aufgabe 2

Die Zufallsvariablen X und Y nehmen die Werte 0, 1 und 2 an. Dabei seien die folgenden Wahrscheinlichkeiten bekannt:

$$\mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(Y = 0) = 0.2, \quad \mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(Y = 1) = 0.3, \quad \mathbb{P}(X = 2) = \mathbb{P}(Y = 2) = 0.5$$

und

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X = 0, Y = 0) &= 0.04, & \mathbb{P}(X = 0, Y = 1) &= 0.06, \\ \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) &= 0.20, & \mathbb{P}(X = 2, Y = 2) &= 0.10. \end{aligned}$$

a) Ergänzen Sie die folgende Tabelle von $\mathbb{P}(X = i, Y = j)$:

j	i	0	1	2	$\mathbb{P}(Y = j)$
0		0.04		0.10	0.20
1		0.06	0.20		0.30
2					0.50
	$\mathbb{P}(X = i)$	0.20	0.30	0.50	

- b) Berechnen Sie $\mathbb{E}X$, $\mathbb{E}Y$, $V(X)$, $V(Y)$, die Kovarianz $C(X, Y)$ von X und Y und den Korrelationskoeffizienten $\rho(X, Y)$.
- c) Berechnen Sie die bedingte Wahrscheinlichkeit $\mathbb{P}(X = 1 \mid Y = 1)$.
- d) Sind X und Y unabhängig? Begründen Sie Ihre Antwort!

Lösung:

a) In der rechten Spalte der Tafel stehen die Zeilensummen, in der unteren Zeile die Spaltensumme.

Für die erste Zeile gilt $0.04 + \mathbb{P}(X = 1, Y = 0) + 0.10 = 0.20$, also $\mathbb{P}(X = 1, Y = 0) = 0.06$. Für die zweite Zeile gilt $0.06 + 0.20 + \mathbb{P}(X = 2, Y = 1) = 0.30$, also $\mathbb{P}(X = 2, Y = 1) = 0.04$. Die Werte in der dritten Zeile erhalten wir dann dadurch, dass sich die Werte in den Spalten zu den Spaltensummen, die in der untersten Zeile stehen, aufsummieren müssen. Wir erhalten

j	i	0	1	2	$\mathbb{P}(Y = j)$
0		0.04	0.06	0.10	0.20
1		0.06	0.20	0.04	0.30
2		0.10	0.04	0.36	0.50
	$\mathbb{P}(X = i)$	0.20	0.30	0.50	1.00

- b) Da X und Y dieselbe Verteilung besitzen, erkennt man schon ohne Rechnung $\mathbb{E}X = \mathbb{E}Y$ und $V(X) = V(Y)$. Es gilt

$$\begin{aligned}\mathbb{E}X &= \mathbb{E}Y = 0 \cdot \mathbb{P}(X = 0) + 1 \cdot \mathbb{P}(X = 1) + 2 \cdot \mathbb{P}(X = 2) = 0.3 + 2 \cdot 0.5 = 1.3, \\ \mathbb{E}X^2 &= \mathbb{E}Y^2 = 0 \cdot \mathbb{P}(X = 0) + 1^2 \cdot \mathbb{P}(X = 1) + 2^2 \cdot \mathbb{P}(X = 2) = 0.3 + 2^2 \cdot 0.5 = 2.3\end{aligned}$$

und daraus $V(X) = V(Y) = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 = 2.3 - 1.3^2 = 0.61$. Schließlich gilt

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X \cdot Y) &= 1 \cdot \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) + 1 \cdot 2 \cdot \mathbb{P}(X = 1, Y = 2) \\ &\quad + 2 \cdot 1 \cdot \mathbb{P}(X = 2, Y = 2) + 2 \cdot 2 \cdot \mathbb{P}(X = 2, Y = 2) = 1.80\end{aligned}$$

und damit

$$C(X, Y) = \mathbb{E}(X \cdot Y) - \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y = 1.80 - 1.3 \cdot 1.3 = 0.11$$

und

$$\rho(X, Y) = \frac{C(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} = \frac{0.11}{0.61} = \frac{11}{61} = 0.1803.$$

c) $\mathbb{P}(X = 1 \mid Y = 1) = \frac{\mathbb{P}(X = 1, Y = 1)}{\mathbb{P}(Y = 1)} = \frac{0.20}{0.30} = \frac{2}{3} = 0.6667.$

- d) Wären X und Y unabhängig, so müsste

$$0.6667 = \mathbb{P}(X = 1 \mid Y = 1) = \mathbb{P}(X = 1) = 0.3$$

gelten. Da dies falsch ist, können X und Y nicht unabhängig sein. Alternativ: Wegen $\rho(X, Y) \neq 0$ können X und Y nicht unabhängig sein.

Aufgabe 3

Ein Gerät bestehe aus 10 gleichartigen Komponenten K_i , $1 \leq i \leq 10$. Die zufälligen Lebensdauern X_1, \dots, X_{10} der einzelnen Komponenten seien unabhängig und $Exp(0.1)$ -verteilt, die Exponentialverteilung mit Parameter 0.1. Sei $t > 0$ fest.

- a) Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit p_t , dass Komponente K_1 zum Zeitpunkt t noch intakt ist.
- b) Es sei Y_t die zufällige Anzahl der Komponenten, die zum Zeitpunkt t noch intakt sind. Welche Verteilung besitzt Y_t ? Geben Sie die Parameter dieser Verteilung an!
- c) Das Gerät ist intakt, solange höchstens eine Komponente ausgefallen ist.
- c₁) Drücken Sie das Ereignis $A_t :=$ „Das Gerät ist zum Zeitpunkt t intakt“ mit Hilfe von Y_t aus.
- c₂) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass das Gerät zum Zeitpunkt t noch intakt ist?
- d) Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass das Gerät zum Zeitpunkt $t = 4$ ausgefallen ist.

Lösung:

a) Komponente K_1 ist zum Zeitpunkt t genau dann intakt, wenn $X_1 > t$ ist. Es ist daher

$$p_t = \mathbb{P}(X_1 > t) = 1 - \mathbb{P}(X_1 \leq t) = 1 - (1 - e^{-0.1 \cdot t}) = e^{-0.1 \cdot t}.$$

b) Es liegt ein Laplace-Experiment vor mit Erfolgswahrscheinlichkeit p_t , das 10-mal durchgeführt wird. Daher gilt

$$Y_t \sim \text{Bin}(10, p_t) = \text{Bin}(10, e^{-0.1 \cdot t}).$$

c) Das Gerät ist zum Zeitpunkt t intakt, wenn dann höchstens eine Komponente ausgefallen ist, also mindestens 9 Komponenten intakt sind. Es gilt daher

c₁) $A_t = \{Y_t \geq 9\}$ und

$$\begin{aligned} \text{c}_2) \mathbb{P}(A_t) &= \mathbb{P}(Y_t \geq 9) = f_{Y_t}(9) + f_{Y_t}(10) = \binom{10}{9} \cdot p_t^9 \cdot (1 - p_t)^1 + \binom{10}{10} \cdot p_t^{10} \cdot (1 - p_t)^0 = \\ &= 10 \cdot p_t^9 - 10 \cdot p_t^{10} + p_t^{10} = p_t^9 \cdot (10 - 9 \cdot p_t) = 10e^{-0.9t} - 9e^{-t}. \end{aligned}$$

d) Wegen c) ist die Wahrscheinlichkeit, dass das Gerät zum Zeitpunkt $t = 4$ intakt ist, mit $p_4 = 0.6703$ gerade

$$\mathbb{P}(A_4) = p_4^9 \cdot (10 - 9 \cdot p_4) = 0.1084$$

und daher ist die Wahrscheinlichkeit, dass das Gerät ausgefallen ist, $1 - \mathbb{P}(A_4) = 0.8916$.

Aufgabe 4

Ein Transformatorkern habe die zufällige Dicke X (in mm) und eine Spule den zufällige Innendurchmesser Y . X und Y seien stochastisch unabhängige Zufallsvariable mit den Normalverteilungen $\mathcal{N}(98, 0.36)$ bzw. $\mathcal{N}(100, 0.45)$.

- Welche Verteilung besitzt $Z := Y - X$?
- Berechnen Sie die Kovarianz $C(Z, Y)$ und den Korrelationskoeffizienten $\rho(Z, Y)$ von Z und Y .
- Berechnen Sie die Wahrscheinlichkeit $\mathbb{P}(Z > 0)$, dass ein zufällig ausgewählter Kern in eine zufällig ausgewählte Spule passt.
- Bestimmen Sie $t \in \mathbb{R}$ so, dass $\mathbb{P}(X > t) = 0.05$ gilt.

Lösung:

- Es gilt $Z = Y + (-X)$. Wegen Satz 9.7 gilt $-X \sim \mathcal{N}(-98, 0.36)$, also nach der Faltingsformel

$$Z \sim \mathcal{N}(100 - 98, 0.36 + 0.45) = \mathcal{N}(2, 0.81)$$

(Die Varianzen dürfen hier **nicht** subtrahiert werden!)

b) Anwenden von Satz 12.23 ergibt

$$C(Z, Y) = C(Y + (-X), Y) = C(Y, Y) + C(-X, Y) = V(Y) + 0 = 0.45,$$

da $-X$ und Y stochastisch unabhängig sind. Damit ergibt sich der Korrelationskoeffizient zu

$$\rho(Z, Y) = \frac{C(Z, Y)}{\sqrt{V(Z) \cdot V(Y)}} = \frac{0.45}{\sqrt{0.81 \cdot 0.45}} = 0.7454$$

c) Wegen Satz 9.6 und (9.5) gilt

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Z > 0) &= 1 - \mathbb{P}(Z \leq 0) = 1 - \Phi_{2,0.81}(0) = 1 - \Phi\left(\frac{0-2}{0.9}\right) \\ &= 1 - \Phi(-2.22) = \Phi(2.22) = 0.9868. \end{aligned}$$

d) Die Gleichung

$$0.05 = \mathbb{P}(X > t) = 1 - \mathbb{P}(X \leq t) = 1 - \Phi_{98,0.36}(t) = 1 - \Phi\left(\frac{t-98}{\sqrt{0.36}}\right)$$

ist nach t aufzulösen, also

$$\Phi\left(\frac{t-98}{\sqrt{0.36}}\right) = 1 - 0.05 = 0.95$$

Da $\Phi(1.6449) = 0.95$ gilt (vergl. Skriptum, 12.20), muss also

$$\frac{t-98}{\sqrt{0.36}} = 1.6449$$

gelten, also $t = 1.6449 \cdot 0.6 + 98 = 98.9869$.

Aufgabe 5

Seien X und Y stochastisch unabhängige Zufallsvariablen, wobei X die Binomialverteilung $Bin(1, \alpha)$ und Y die geometrische Verteilung $G(\beta)$ besitzt mit $\alpha \in (0, 1)$ und $\beta \in (0, 1)$. $Z := X \cdot (Y + 1)$ sei die zufällige Lebensdauer eines elektronischen Bauteils. Es ist also $\{Z = 0\} = \{X = 0\}$ und $\{Z = k\} = \{X = 1, Y = k - 1\}$ für $k = 1, 2, \dots$ (keine Begründung erforderlich).

a) Bestimmen Sie $\mathbb{E}(Y + 1)$, $V(Y + 1)$ und damit $\mathbb{E}(Y + 1)^2$.

b) Bestimmen Sie die Zähldichte f_Z von Z . (Begründen Sie Ihre Antwort!)

$$f_Z(0) = \boxed{} \quad f_Z(k) = \boxed{}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

c) Berechnen Sie $\mathbb{P}(Z = k \mid Z \geq 1)$ für $k = 1, 2, 3, \dots$

d) Berechnen Sie $\mathbb{E}Z$, $\mathbb{E}Z^2$ und daraus $V(Z)$.

Lösung:

a) Nach den Tabellen in 12.7 und 12.13 gilt

$$\mathbb{E}Y = \frac{1-\beta}{\beta} \quad \text{und} \quad V(Y) = \frac{1-\beta}{\beta^2}$$

und daher wegen Satz 12.6 und 12.11

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(Y+1) &= \mathbb{E}Y + 1 = \frac{1-\beta}{\beta} + 1 = \frac{1}{\beta} \\ V(Y+1) &= V(Y) = \frac{1-\beta}{\beta^2} \\ \mathbb{E}(Y+1)^2 &= V(Y+1) + (\mathbb{E}(Y+1))^2 = \frac{1-\beta}{\beta^2} + \frac{1}{\beta^2} = \frac{2-\beta}{\beta^2}\end{aligned}$$

b) (Wegen $Y+1 > 0$ sind die Ereignisse $\{Z=0\}$ und $\{X=0\}$ identisch und daher auch die Ereignisse $\{Z>0\}$ und $\{X=1\}$ identisch und es ist $\{Z=k\} = \{X=1, Y+1=k\}$.)
Nach dem Hinweis gilt

$$f_Z(0) = \mathbb{P}(Z=0) = \mathbb{P}(X=0) = 1-\alpha$$

und wegen der Unabhängigkeit von X und Y und wegen (7.16) für $k=1, 2, 3, \dots$

$$\begin{aligned}f_Z(k) &= \mathbb{P}(Z=k) = \mathbb{P}(X=1, Y=k-1) = \mathbb{P}(X=1) \cdot \mathbb{P}(Y=k-1) \\ &= \alpha \cdot \beta \cdot (1-\beta)^{k-1}\end{aligned}$$

c) Wegen $\{Z=k\} = \{X=1, Y=k-1\}$ für $k=1, 2, 3, \dots$ gilt nach b)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(Z=k \mid Z \geq 1) &= \frac{\mathbb{P}(Z=k, Z \geq 1)}{\mathbb{P}(Z \geq 1)} = \frac{\mathbb{P}(Z=k)}{1 - \mathbb{P}(Z=0)} \\ &= \frac{\alpha \cdot \beta \cdot (1-\beta)^{k-1}}{\alpha} = \beta \cdot (1-\beta)^{k-1}\end{aligned}$$

d) Wegen der Unabhängigkeit von X und Y (und damit auch von X^k und $(Y+1)^k$) und wegen $X = X^2 \sim \text{Bin}(1, \alpha)$ gilt

$$\begin{aligned}\mathbb{E}Z &= \mathbb{E}(X \cdot (Y+1)) = \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}(Y+1) = \alpha \cdot \frac{1}{\beta} = \frac{\alpha}{\beta} \\ \mathbb{E}Z^2 &= \mathbb{E}(X^2 \cdot (Y+1)^2) = \mathbb{E}X^2 \cdot \mathbb{E}(Y+1)^2 = \alpha \cdot \frac{2-\beta}{\beta^2} \\ V(Z) &= \mathbb{E}Z^2 - (\mathbb{E}Z)^2 = \alpha \cdot \frac{2-\beta}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \alpha \cdot \frac{2-\alpha-\beta}{\beta^2}\end{aligned}$$

Aufgabe 6

Ein Merkmal X besitze eine Verteilung mit der Dichte

$$f_{\vartheta}(x) = \frac{\vartheta e^x}{(1+e^x)^{\vartheta+1}}, \quad x \in \mathbb{R},$$

wobei $\vartheta > 0$ ein unbekannter Parameter ist. Der Parameter $\vartheta > 0$ soll aufgrund einer unabhängigen Stichprobe $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ geschätzt werden.

- a) Begründen Sie, dass X die Verteilungsfunktion

$$F_{\vartheta}(t) = 1 - (1 + e^t)^{-\vartheta}, \quad t \in \mathbb{R},$$

besitzt.

- b) Bestimmen Sie den Maximum-Likelihood-Schätzer $\hat{\vartheta}(x_1, \dots, x_n)$ für ϑ .
 c) Bestimmen Sie die Verteilungsfunktion F_Y der Zufallsvariablen

$$Y := \ln(1 + e^X).$$

- d) Welche Verteilung besitzt Y ?

Lösung:

- a) Sei $g(t) := 1 - (1 + e^t)^{-\vartheta}$, $t \in \mathbb{R}$. g ist stetig, stetig differenzierbar mit (Kettenregel)

$$g'(x) = e^x \cdot (-1) \cdot (-\vartheta) \cdot (1 + e^x)^{-\vartheta-1} = \frac{\vartheta e^x}{(1 + e^x)^{\vartheta+1}} = f_{\vartheta}(x) > 0.$$

Da ferner $\lim_{x \downarrow -\infty} g(x) = 0$ und $\lim_{x \uparrow \infty} g(x) = 1$, ist g wegen Satz 8.12 eine Verteilungsfunktion mit Dichte f_{ϑ} .

- b) Es gilt

$$\ln(f_{\vartheta}(x)) = \ln(\vartheta) + x - (\vartheta + 1) \cdot \ln(1 + e^x).$$

Damit ist die Log-Likelihoodfunktion

$$\begin{aligned} M_x(\vartheta) &= \sum_{i=1}^n \ln(f_{\vartheta}(x_i)) = \sum_{i=1}^n \ln(\vartheta) + \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n (\vartheta + 1) \cdot \ln(1 + e^{x_i}) \\ &= n \ln(\vartheta) + \sum_{i=1}^n x_i - (\vartheta + 1) \cdot \sum_{i=1}^n \ln(1 + e^{x_i}) \end{aligned}$$

mit der Ableitung (nach ϑ)

$$M'_x(\vartheta) = \frac{n}{\vartheta} - \sum_{i=1}^n \ln(1 + e^{x_i})$$

und der zweiten Ableitung

$$M''_x(\vartheta) = -\frac{n}{\vartheta^2} < 0.$$

Aus $M'_x(\vartheta) = 0$ erhält man daher die gesuchte Maximumstelle $\hat{\vartheta}(x)$ von $M_x(\vartheta)$. Auflösen dieser Gleichung nach ϑ ergibt

$$\hat{\vartheta}(x_1, \dots, x_n) = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln(1 + e^{x_i})}.$$

- c) Es ist $1 + e^X > 1$ und damit $Y = \ln(1 + e^X) > 0$. Damit gilt $F_Y(t) := \mathbb{P}(Y \leq 0) = 0$ für $t \leq 0$. Sei $t > 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} F_Y(t) &= \mathbb{P}(Y \leq t) = \mathbb{P}(\ln(1 + e^X) \leq t) = \mathbb{P}(1 + e^X \leq e^t) = \mathbb{P}(e^X \leq e^t - 1) \\ &= \mathbb{P}(X \leq \ln(e^t - 1)) = 1 - (1 + e^{\ln(e^t - 1)})^{-\vartheta} = 1 - (1 + e^t - 1)^{-\vartheta} \\ &= 1 - (e^t)^{-\vartheta} = 1 - e^{-\vartheta t} \end{aligned}$$

Insgesamt erhalten wir

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0, & \text{falls } t \leq 0, \\ 1 - e^{-\vartheta t}, & \text{falls } t > 0. \end{cases}$$

d) Da dies gerade die Verteilungsfunktion von $Exp(\vartheta)$ ist, gilt also $Y \sim Exp(\vartheta)$.

Aufgabe 7

Eine Firma besitzt viele gleichartige Messgeräte, welche unabhängig voneinander und unter gleichen Bedingungen 2 Jahre lang ohne Wartung eingesetzt werden. Es sei p die unbekannte Wahrscheinlichkeit, dass ein Messgerät auch nach 2 Jahren noch korrekte Messergebnisse liefert.

- a) Bei der Überprüfung von 16 dieser Messgeräte stellte sich heraus, dass 10 dieser Messgeräte korrekte Messergebnisse lieferten. Geben Sie ein Konfidenzintervall für die Wahrscheinlichkeit p zur Konfidenzwahrscheinlichkeit 0.95 an.
- b) Gesucht wird jetzt ein Konfidenzintervall für p zur Konfidenzwahrscheinlichkeit 0.95, wenn 100 von 160 überprüften Messgeräten korrekte Ergebnisse lieferten.

Lösung:

- a) Nach Voraussetzung kann wie in Beispiel 18.5 von einem idealen Zufallsexperiment mit den zwei möglichen Ergebnissen „Korrektes Messergebnis“ (Treffer) und „Unkorrektes Messergebnis“ (Niete) und der unbekanntem Trefferwahrscheinlichkeit $\vartheta = p$ ausgegangen werden. Nach diesem Beispiel und wegen 18.6 ist das gesuchte Konfidenzintervall $[l(x), L(x)]$, wobei die Konfidenzgrenzen $l(x)$ und $L(x)$ für $x = 10$ und $n - x = 6$ und $1 - \alpha = 0.95$ Tabelle A.4 entnommen werden. Dies ergibt das Konfidenzintervall

$$[0.354, 0.848].$$

- b) Wie in a) liegt wieder ein ideales Zufallsexperiment vor, allerdings finden sich die Konfidenzgrenzen nicht mehr in Tabelle A.4. Wegen Beispiel 18.10 und 18.11 ist ein Konfidenzintervall für p zur Konfidenzwahrscheinlichkeit 0.95

$$\left[\bar{x} - \frac{h}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\bar{x}(1 - \bar{x})}, \bar{x} + \frac{h}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\bar{x}(1 - \bar{x})} \right]$$

mit $\bar{x} = \frac{100}{160} = 0.625$ der Anteil der korrekten Messergebnisse, $h = u_{1-\alpha/2} = u_{0.975} = 1.96$ und $n = 160$. (Die genauere Formel in 18.10 liefert ähnliche Ergebnisse.) Eingesetzt erhält man das Konfidenzintervall

$$[0.625 - 0.0750, 0.625 + 0.0750] = [0.550, 0.700].$$