

**Stochastik - Musterlösung**  
(BSc D-MAVT / BSc D-MATH / BSc D-MATL)

1. a) 2. b) 3. (Erklärung:  $\mu_X = 1 \cdot \frac{1}{2} + 3 \cdot \frac{1}{2} = 2$  und  $\mu_Y = -2 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{3}{8} + 4 \cdot \frac{3}{8} = \frac{11}{8}$ ) c) 2.  
d) 1. e) 1. f) 1. g) 3. h) 2. i) 2. j) 1.

2. Die Ereignisse werden bezeichnet mit:

$S_0$ ... eine "0" wird gesendet	$S_1$ ... eine "1" wird gesendet
$A_0$ ... A empfängt eine "0"	$A_1$ ... A empfängt eine "1"
$B_0$ ... B empfängt eine "0"	$B_1$ ... B empfängt eine "1"
$F_A$ ... A macht Fehler	$F_B$ ... B macht Fehler

Aus der Angabe ergibt sich:

$$P(S_0) = 0.4 \quad (\Rightarrow P(S_1) = 0.6).$$

$$P(A_0|S_0) = 0.95 \quad (\Rightarrow P(F_A|S_0) = P(A_1|S_0) = 0.05).$$

$$P(A_1|S_1) = 0.9 \quad (\Rightarrow P(F_A|S_1) = P(A_0|S_1) = 0.1).$$

$$P(B_0|S_0) = 0.9 \quad (\Rightarrow P(F_B|S_0) = P(B_1|S_0) = 0.1).$$

$$P(B_1|S_1) = 0.85 \quad (\Rightarrow P(F_B|S_1) = P(B_0|S_1) = 0.15).$$

a)  $P(F_A) = P(F_A|S_0)P(S_0) + P(F_A|S_1)P(S_1) = 0.05 \cdot 0.4 + 0.1 \cdot 0.6 = 0.08.$

$$P(F_B) = P(F_B|S_0)P(S_0) + P(F_B|S_1)P(S_1) = 0.1 \cdot 0.4 + 0.15 \cdot 0.6 = 0.13.$$

b)  $P(F_A^c \cap F_B^c) = P(F_A^c)P(F_B^c) = (1 - P(F_A))(1 - P(F_B)) = (1 - 0.08) \cdot (1 - 0.13) = 0.8004.$

c) Zuerst berechnet man  $P(B_1) = P(B_1|S_0)P(S_0) + P(B_1|S_1)P(S_1) = 0.1 \cdot 0.4 + 0.85 \cdot 0.6 = 0.55.$

Nach der Formel von Bayes gilt dann

$$P(S_0|B_1) = \frac{P(B_1|S_0)P(S_0)}{P(B_1)} = \frac{0.1 \cdot 0.4}{0.55} = 0.073.$$

d)  $P(\text{kein Fehler}) = P(F_A^c)^{10} = (1 - p)^{10} > 0.9$ , darauf ergibt sich  $1 - p > 0.9^{\frac{1}{10}}$ , und weiters  $p < 1 - 0.9^{\frac{1}{10}} = 0.0105$ ,  $p$  muss also kleiner als 0.0105 sein.

**Bitte wenden!**

3. a)

$$P(T > t) = 1 - P(T \leq t) = 1 - (1 - e^{-\lambda t}) = e^{-\lambda t}.$$

b) Wegen der Unabhängigkeit von  $T_1$  and  $T_2$  und der Teilaufgabe (a) erhalten wir

$$\begin{aligned} P(S > t) &= P(\min(T_1, T_2) > t) = P(T_1 > t, T_2 > t) = P(T_1 > t)P(T_2 > t) \\ &= e^{-\lambda_1 t} e^{-\lambda_2 t} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}. \end{aligned}$$

c)  $P(S \leq t) = 1 - P(S > t) = 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$ , also ist  $S$  exponentialverteilt mit Parameter  $\lambda_1 + \lambda_2$ , weshalb die Dichte gegeben ist durch  $(\lambda_1 + \lambda_2)e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$ , man erhält sie auch durch Ableiten der Verteilungsfunktion  $F_S(t) = P(S \leq t)$ :

$$f_S(t) = \frac{d}{dt} F_S(t) = \frac{d}{dt} (1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}) = (\lambda_1 + \lambda_2)e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}.$$

d) Wir wissen für alle  $i = 1, \dots, n$ , dass

$$EX_i = \frac{1}{\lambda}, \quad \text{Var}(X_i) = \frac{1}{\lambda^2} \quad \Rightarrow \quad EX_i^2 = \frac{2}{\lambda^2}.$$

Das  $k$ -te Stichprobenmoment von Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  ist  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ . Wir werden zwei Momentenschätzer für  $\lambda$  konstruieren, in dem wir das erste und zweite Moment verwenden werden. Deshalb folgt

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_1 &= \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i}, \\ \hat{\lambda}_2 &= \sqrt{\frac{2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}}. \end{aligned}$$

Beide Schätzer sind nicht erwartungstreu, da wir Reziprokal nehmen und/oder Wurzel ziehen.

4. a) Die Stichprobe ist ungepaart. Die Sicherheitsgurte werden in verschiedenen Fabriken hergestellt und von einem unabhängigen Labor nach gleichen Kriterien geprüft.

b)  $H_0 : \mu_A = \mu_B$   $H_A : \mu_A \neq \mu_B$

Der Test ist zweiseitig.

c) 1. Für zwei unabhängige Stichproben (ungepaart) die normalverteilt sind mit gleicher jedoch unbekannter Varianz, betrachten wir den Zwei-Stichproben t-Test. Die Teststatistik lautet:

$$T = \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \frac{|\bar{x}_m - \bar{y}_n|}{s_{pool}}.$$

**Siehe nächstes Blatt!**

2. Für die Teststatistik gilt

$T \sim$  t-verteilt mit  $m + n - 2$  Freiheitsgraden.

Somit erhalten wir für den Verwerfungsbereich zum Niveau  $\alpha$

$$\begin{aligned} VB &= \left(-\infty, -t^{-1}\left(m + n - 2, 1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) \cup \left(t^{-1}\left(m + n - 2, 1 - \frac{\alpha}{2}\right), \infty\right) \\ &= \left(-\infty, -t^{-1}(11, 0.975)\right) \cup \left(t^{-1}(11, 0.975), \infty\right) \\ &= \left(-\infty, -2.201\right) \cup \left(2.201, \infty\right) \end{aligned}$$

3.  $T \in VB$  ?

$$T = 1.63$$

Somit liegt  $T$  nicht im VB und die Nullhypothese wird nicht verworfen.

(Man kann auch den P-Wert betrachten. Der Test ist zweiseitig und das Signifikanzniveau wurde bei 5% gewählt, also ist die Nullhypothese plausibel falls der P-Wert grösser ist als 0.025. Aus der t-Tabelle sehen wir dass für  $T = 1.63$  der P-Wert sicher grösser als die geforderten 0.025 ist.)