

Klausur Statistik (7.5 ECTS)

Name		Prüfer	Prof. Dr. I. Klein
Vorname		Arbeitszeit	Mittwoch, 03.08.2016 14:00 - 16:00 Uhr
Matrikelnummer			
Studienrichtung		Sitzplatznummer	
Semesterzahl		Raum	
Email (optional)			

Hinweis: Aufgabenblätter nicht auseinandertrennen!

Ergebnis:

Statistik	
Aufgabe	Punkte
1	
2	
3	
4	
Summe	
Note:	

Unterschrift des Kandidaten: _____

Unterschrift des Prüfers: _____

Hilfsmittel:

Es gelten folgende Regelungen zu den erlaubten Hilfsmitteln:

- Nicht programmierbarer Taschenrechner
- Die vom Lehrstuhl seit dem WS 2014/15 offiziell herausgegebene Formelsammlung (DIN A5, gebunden, orangener Umschlag). Es sind prinzipiell keine weiteren Eintragungen oder Markierungen darin erlaubt. Ausgenommen sind farbliche Hinterlegungen von Textpassagen und/oder Formeln. Außerdem ist das Erratum zur 1. Auflage der Formelsammlung erlaubt.
- R Reference Card von Jonathan Baron, es sind keine weiteren Eintragungen oder Markierungen darin erlaubt.

Bewertung:

Für jede Aufgabe werden maximal zehn Punkte vergeben. Bewertet werden grundsätzlich nur Lösungen, die im Lösungsteil stehen und für die Folgendes beachtet wird:

- Der Lösungsweg muss aus einer Darstellung der einzelnen Rechenschritte ersichtlich sein.
- Antworten sind stets zu begründen, es sei denn es wird ausdrücklich keine Begründung verlangt.
- Unleserliche Aufgabenteile werden mit 0 Punkten bewertet.

Viel Erfolg!

Schmierpapier zu Aufgabe 1



Aufgabe 2

Die Zeitdauer T [in Jahren] bis zum Ausfall eines Kredits sei exponentialverteilt mit Parameter λ , d.h. $f(t) = \lambda \exp(-\lambda t)$, wobei $\lambda > 0$.

1. Zeigen Sie, dass die logarithmierte Likelihoodfunktion für n unabhängig und identisch verteilte Zeitdauern bis zum Ausfall gegeben ist durch

$$\ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n t_i.$$



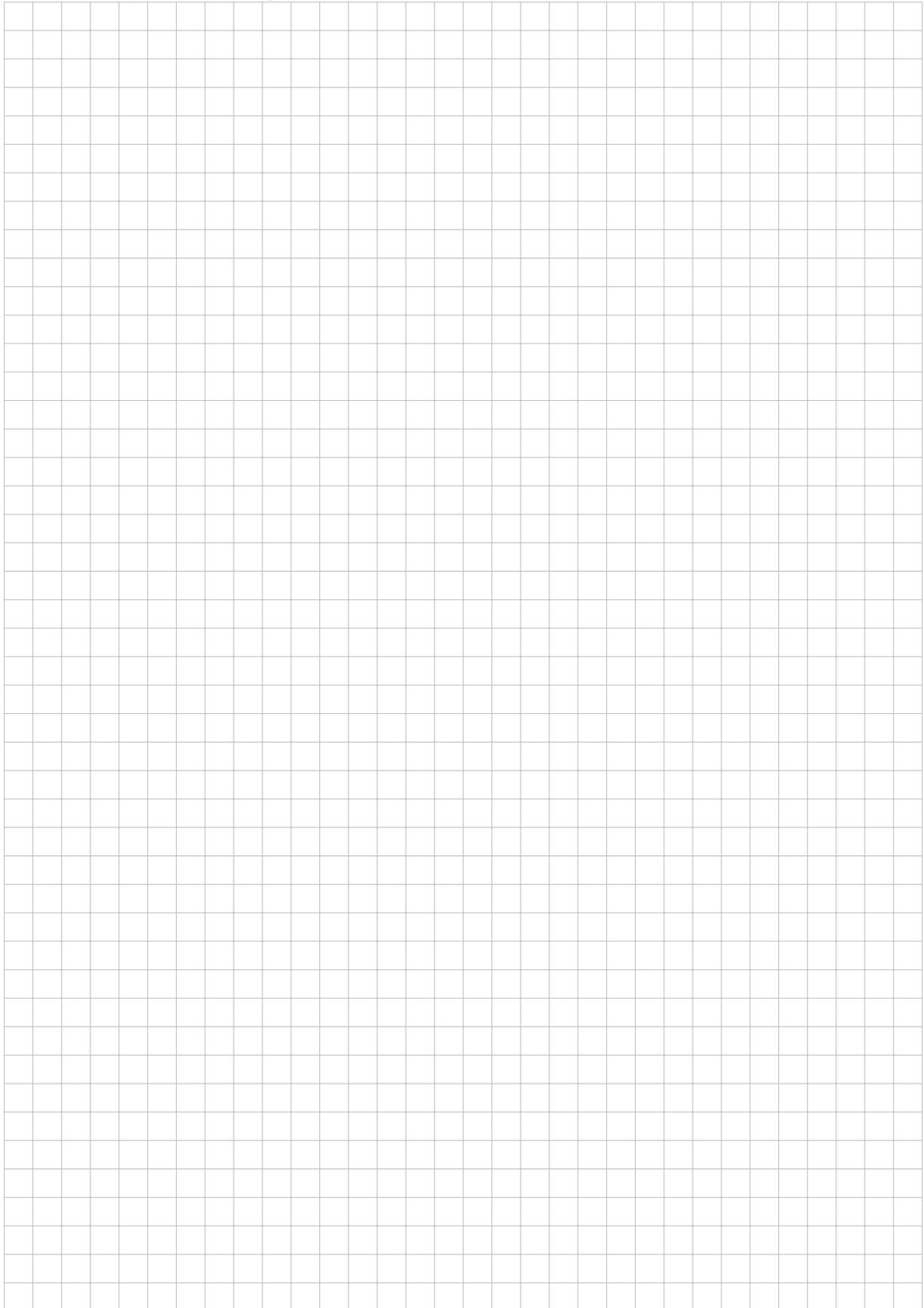
Die oben genannte logarithmierte Likelihoodfunktion ist global konkav.

2. Zeigen Sie, dass der Maximum-Likelihood-Schätzer für λ gegeben ist durch

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i}.$$



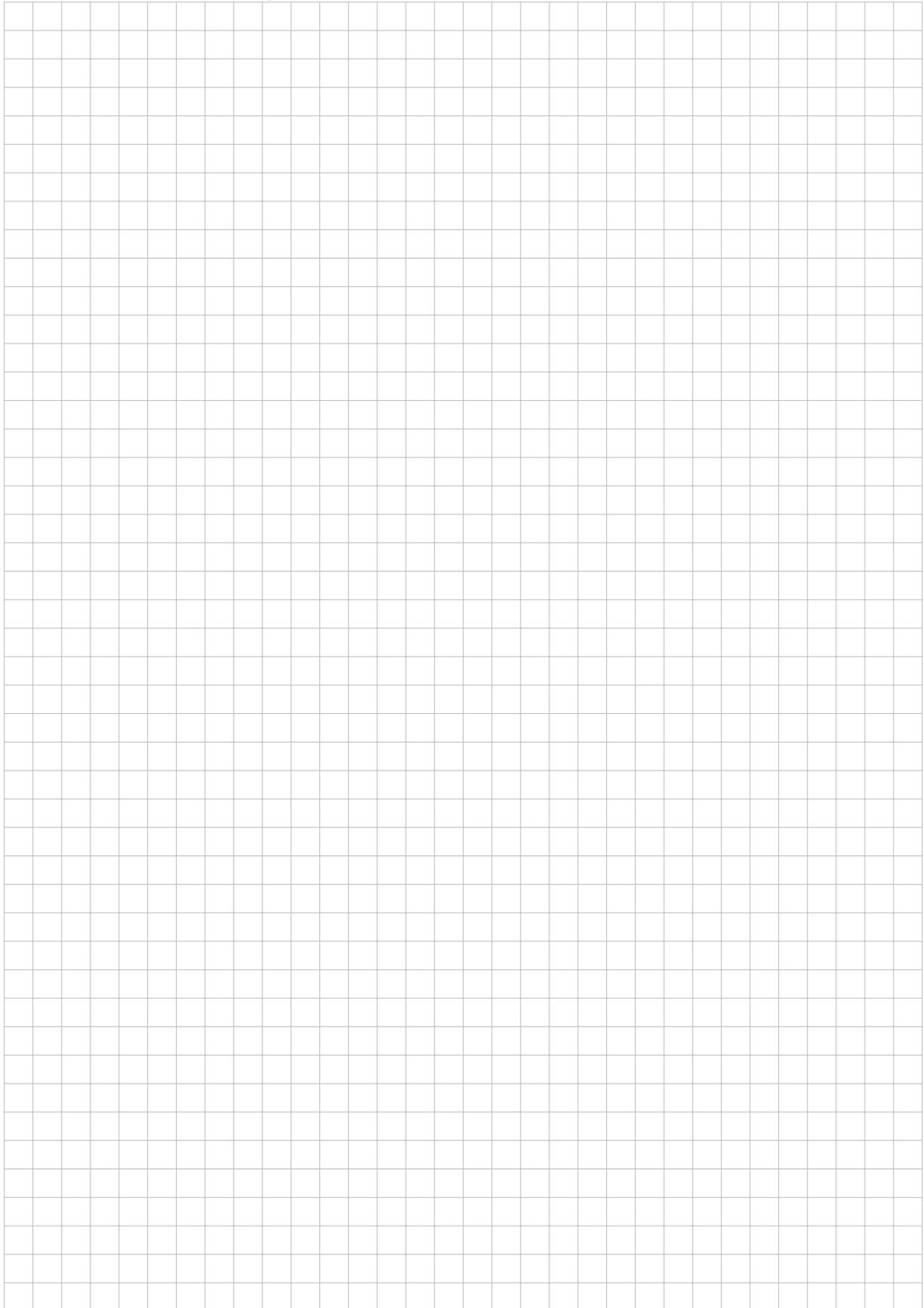
Schmierpapier zu Aufgabe 2



Schmierpapier zu Aufgabe 3



Schmierpapier zu Aufgabe 4



Lösung Klausur SS16 (7.5 ECTS)

Lösung 1

1. a) $t_n = \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma} = 1.8829$ 0.5 P
- b) $\lambda_{0.90} = 1.2815$ 0.5 P
- c) $[76.07 - 1.2815 \frac{22}{\sqrt{14}}; \infty) = [68.5362; \infty)$ 1.0 P
- d) $1.88 > 1.28$; H_0 ablehnen 0.5 P
- e) $1 - \Phi(1.28 + \sqrt{14} \frac{65-71}{22}) = 0.3974$ 1.0 P

2. Grafik 3 0.5 P

3. a) $8+1=9$ 0.5 P
- b) w) $n_{11} = 5\frac{1}{3}$, 0.5 P
x) $n_{22} = 4\frac{2}{3}$, 0.5 P
y) $n_{33} = 4$, 0.5 P
z) $N = 42$ 0.5 P
- c) $\chi^2_{0.95; 2*2=4} = 9.49$ 0.5 P
- d) $\chi^2 = 11.375 > 9.49$ (oder > 11); H_0 ablehnen bei $\alpha = 0.05$; 0.5 P
Man kann der Aussage zustimmen. 0.5 P
- e) $(0.3679)^2 * 2 = 0.2707$ 1.0 P
- f) 0 0.5 P
- g) Maximalwert: $\min\{k - 1; l - 1\} = 2$ 0.5 P

Lösung 2

1.)

$$L(\lambda; t_1, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \lambda \exp(-\lambda t_i) = \lambda^n \exp(-\lambda \sum_{i=1}^n t_i)$$

$$\Rightarrow \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = \ln(\lambda^n \exp(-\lambda \sum_{i=1}^n t_i)) = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n t_i \quad \square$$

1.5 P

2.)

$$\hat{\lambda}_{ML} \Leftrightarrow \frac{\partial}{\partial \lambda} \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n t_i \stackrel{!}{=} 0$$

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} \quad \square$$

1.5 P

3.)

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} = \frac{10}{21} \approx 0.4762$$

1 P

4.)

$$\bar{v} = \frac{1}{19} \sum_{i=1}^{19} v_i = \frac{53.5}{19} \approx 2.8158 \text{ [Mio.Euro]}$$

0.5 P

5.) $v_{\text{med}} = 0.9$

0.5 P

6.) $v_{\text{mod}} = 0.9$

0.5 P

7.)

$$\hat{s}^2 = \frac{1}{18} \left(\sum_{i=1}^{19} v_i^2 - \frac{1}{19} \left(\sum_{i=1}^{19} v_i \right)^2 \right) = \frac{1}{18} \left(342.77 - \frac{1}{19} 53.5^2 \right) \approx 10.6736$$

1 P

8.)

$$\widehat{VaR}_{0.9} = \min\{v | F_n(v) \geq 0.9\} = 7.1$$

0.5 P

9.) Ordinales Skalenniveau

1 P

10.) $\mathbb{P}(R_1 = D | R_0 = B) = 0.16$

1 P

11.)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(R_2 = A | R_0 = B) &= \mathbb{P}(R_2 = A | R_1 = A) \mathbb{P}(R_1 = A | R_0 = B) \\ &+ \mathbb{P}(R_2 = A | R_1 = B) \mathbb{P}(R_1 = B | R_0 = B) \\ &= 0.76 \cdot 0.21 + 0.21 \cdot 0.63 = 0.2919 \end{aligned}$$

1 P

Lösung 3

1. -0.0147 1.0 P
2. 231.8548 1.0 P
3. 10 1.0 P
4. $P(W \geq 6 | W \geq 4) = 0.0176$ 1.0 P
5. 0.8068 1.0 P
6. $w = 3$ 1.0 P
7. $E(X^2) = \text{Var}(X) + E(X)^2 = 0.5 + 2^2 = 4.5$ 1.0 P
8. $P(\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma) \geq 0.75$ 1.0 P
9. $\alpha\mu_X + (1 - \alpha)\mu_Y$ 0.5 P
10. $\sqrt{\alpha^2\sigma_X^2 + (1 - \alpha)^2\sigma_Y^2 + 2\alpha(1 - \alpha)\sigma_X\sigma_Y\rho_{XY}}$
 $\rho_{XY} = -1$ 1.5 P

Lösung 4

1. ungeordnet kategorial (qualitativ), Nominalskala	0.5 P+0.5 P																				
2. a) <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"> <thead> <tr> <th>g_i</th> <th>30.7</th> <th>30.9</th> <th>31.3</th> <th>31.5</th> <th>31.7</th> <th>32.0</th> <th>32.1</th> <th>32.2</th> <th>32.6</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>$F(g_i)$</td> <td>0.1</td> <td>0.2</td> <td>0.3</td> <td>0.4</td> <td>0.5</td> <td>0.7</td> <td>0.8</td> <td>0.9</td> <td>1.0</td> </tr> </tbody> </table>	g_i	30.7	30.9	31.3	31.5	31.7	32.0	32.1	32.2	32.6	$F(g_i)$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.7	0.8	0.9	1.0	0.5 P+0.5 P
g_i	30.7	30.9	31.3	31.5	31.7	32.0	32.1	32.2	32.6												
$F(g_i)$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.7	0.8	0.9	1.0												
b) 31.3, 32.1	0.5 P+0.5 P																				
c) 1.9	0.5 P																				
d) 0.6	0.5 P+0.5 P																				
3. Lage, Streuung	0.5 P+0.5 P																				
4. a) -1	0.5 P																				
b) $t_{0.975;24} = 2.064$	0.5 P																				
c) p-Wert = 0.5 > $\alpha = 0.05$, H_0 nicht ablehnen bei $\alpha = 0.05$	0.5 P+0.5 P																				
5. 0.0456	0.5 P+0.5 P																				
6. 0.9556	0.5 P																				
7. a) 0.3972	0.5 P																				
b) 20.6760	0.5 P																				

Klausur Statistik (10 ECTS)

Name		Prüfer	Prof. Dr. I. Klein
Vorname		Arbeitszeit	Mittwoch, 03.08.2016 14:00 - 16:00 Uhr
Matrikelnummer			
Studienrichtung		Sitzplatznummer	
Semesterzahl		Raum	
Email (optional)			

Hinweis: Aufgabenblätter nicht auseinandertrennen!

Ergebnis:

Statistik	
Aufgabe	Punkte
1	
2	
3	
4	
Summe	
Note:	

Unterschrift des Kandidaten: _____

Unterschrift des Prüfers: _____

Hilfsmittel:

Es gelten folgende Regelungen zu den erlaubten Hilfsmitteln:

- Nicht programmierbarer Taschenrechner
- Die vom Lehrstuhl seit dem WS 2014/15 offiziell herausgegebene Formelsammlung (DIN A5, gebunden, orangener Umschlag). Es sind prinzipiell keine weiteren Eintragungen oder Markierungen darin erlaubt. Ausgenommen sind farbliche Hinterlegungen von Textpassagen und/oder Formeln. Außerdem ist das Erratum zur 1. Auflage der Formelsammlung erlaubt.
- R Reference Card von Jonathan Baron, es sind keine weiteren Eintragungen oder Markierungen darin erlaubt.

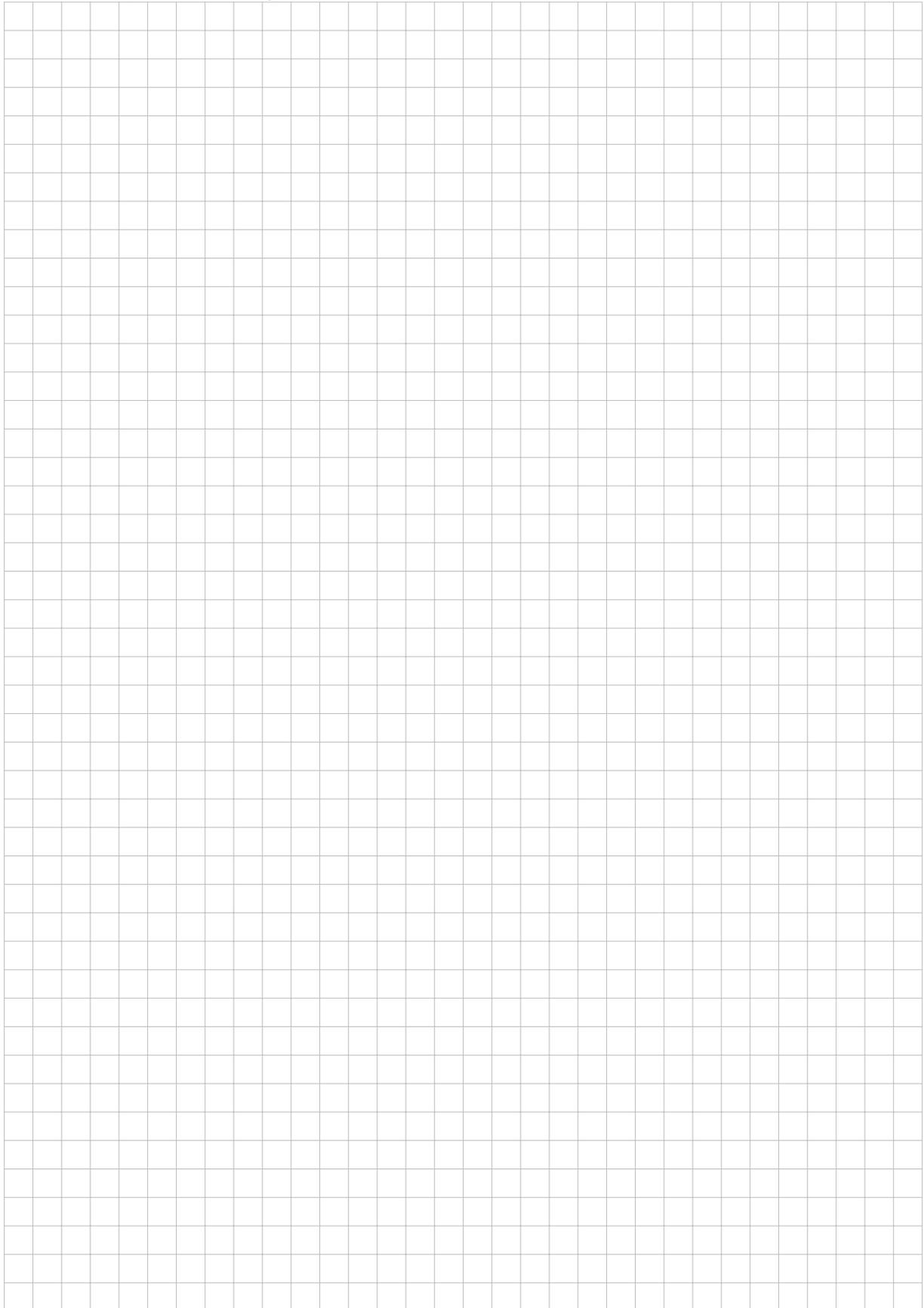
Bewertung:

Für jede Aufgabe werden maximal zehn Punkte vergeben. Bewertet werden grundsätzlich nur Lösungen, die im Lösungsteil stehen und für die Folgendes beachtet wird:

- Der Lösungsweg muss aus einer Darstellung der einzelnen Rechenschritte ersichtlich sein.
- Antworten sind stets zu begründen, es sei denn es wird ausdrücklich keine Begründung verlangt.
- Unleserliche Aufgabenteile werden mit 0 Punkten bewertet.

Viel Erfolg!

Schmierpapier zu Aufgabe 1



Aufgabe 2

Die Zeitdauer T [in Jahren] bis zum Ausfall eines Kredits sei exponentialverteilt mit Parameter λ , d.h. $f(t) = \lambda \exp(-\lambda t)$, wobei $\lambda > 0$.

1. Zeigen Sie, dass die logarithmierte Likelihoodfunktion für n unabhängig und identisch verteilte Zeitdauern bis zum Ausfall gegeben ist durch

$$\ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n t_i.$$



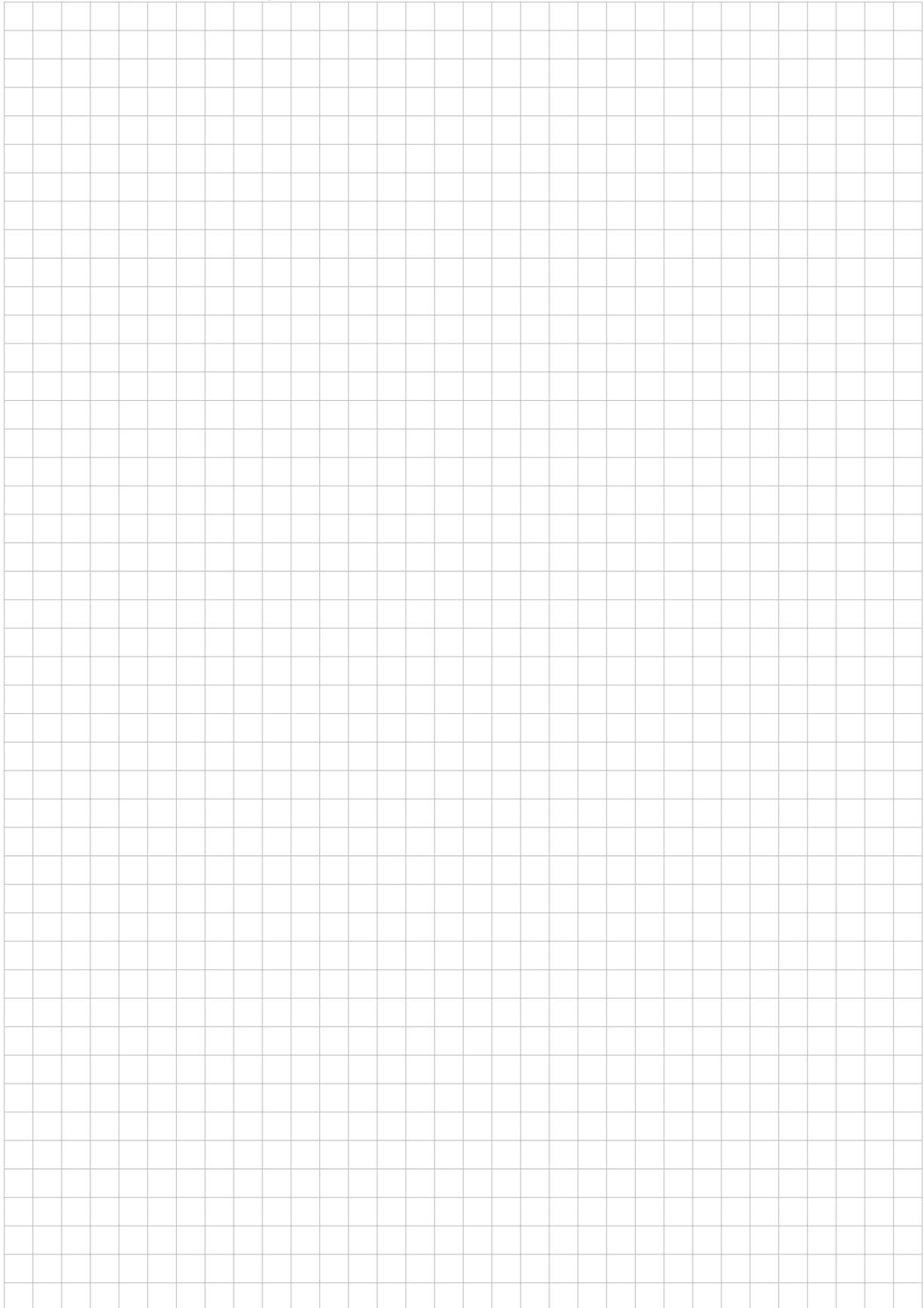
Die oben genannte logarithmierte Likelihoodfunktion ist global konkav.

2. Zeigen Sie, dass der Maximum-Likelihood-Schätzer für λ gegeben ist durch

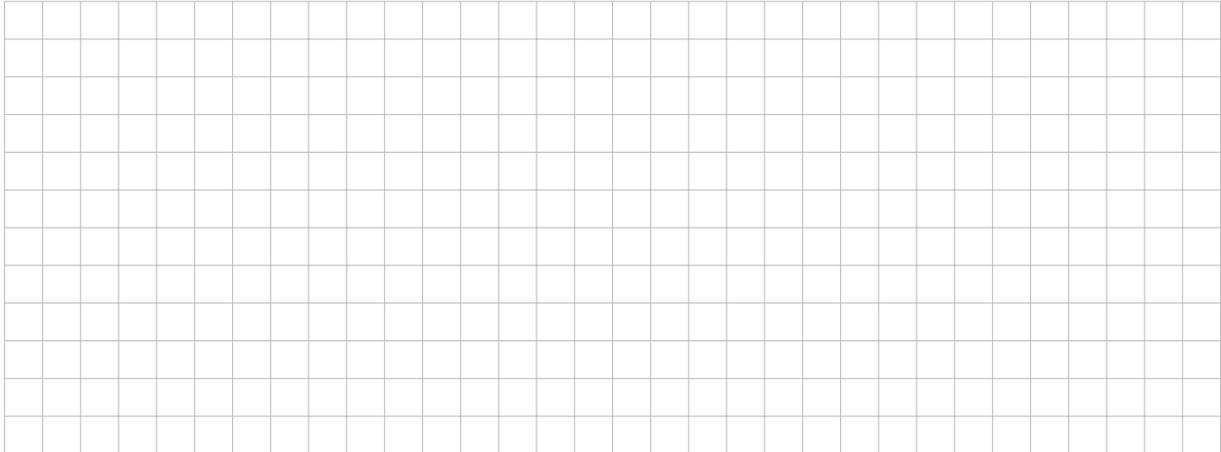
$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i}.$$



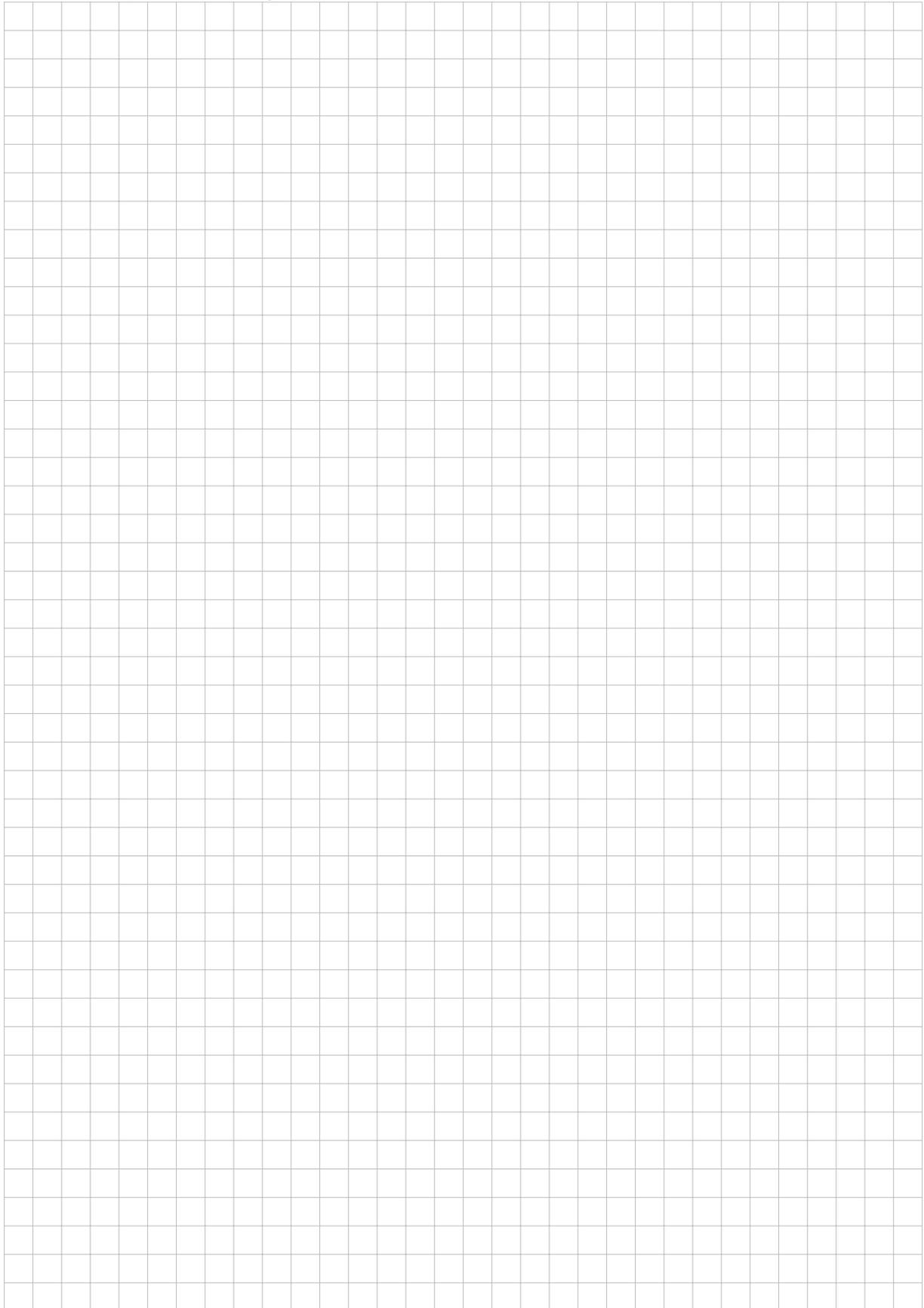
Schmierpapier zu Aufgabe 2



-
10. Bestimmen Sie die Standardabweichung von P in Abhängigkeit von $\alpha, \sigma_X, \sigma_Y, \rho_{XY}$.
Für welchen Wert von ρ_{XY} wird die Standardabweichung minimal?



Schmierpapier zu Aufgabe 3



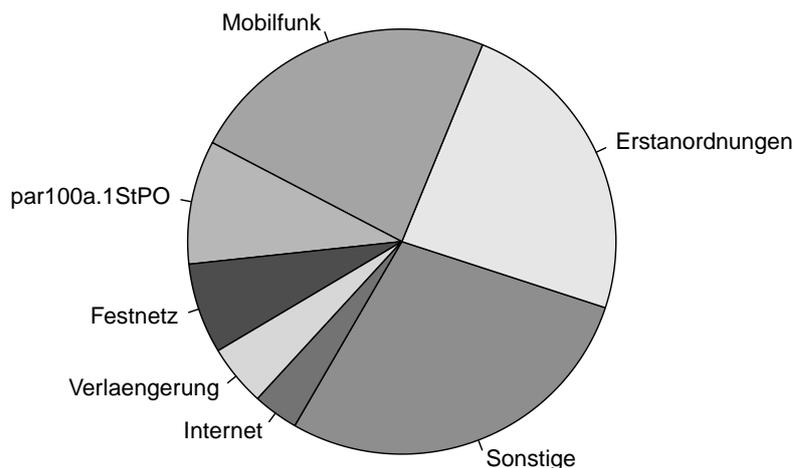
Aufgabe 4

In Ihrem Workspace liegen zwei Dataframes `TKU.2013` und `TKU.2014`, welche die Daten aus den Telekommunikationsüberwachungsberichten des Bundesamtes für Justiz aus den Jahren 2013 und 2014 enthalten¹. In beiden Dataframes sind die Anzahlen an Überwachungen nach Art und Bundesland aufgeschlüsselt, woraus sich folgende Merkmale ergeben:

Ausprägung Merkmal Überwachung	Wert	Spaltenname
<i>Verfahren nach § 100a Abs. 1 StPO:</i>	Anzahl	<code>par100a.1StPO</code>
<i>Erstanordnungen:</i>	Anzahl	<code>Erstanordnungen</code>
<i>Verlängerungsanordnungen:</i>	Anzahl	<code>Verlaengerung</code>
<i>Festnetztelekommunikation:</i>	Anzahl	<code>Festnetz</code>
<i>Mobilfunktelekommunikation:</i>	Anzahl	<code>Mobilfunk</code>
<i>Internettelekommunikation:</i>	Anzahl	<code>Internet</code>
<i>Sonstige:</i>	Anzahl	<code>Sonstige</code>
Weitere Merkmale	Wert	Spaltenname
<i>Neues Bundesland:</i>	1 wenn neues Bundesland	<code>neuebundeslaender</code>

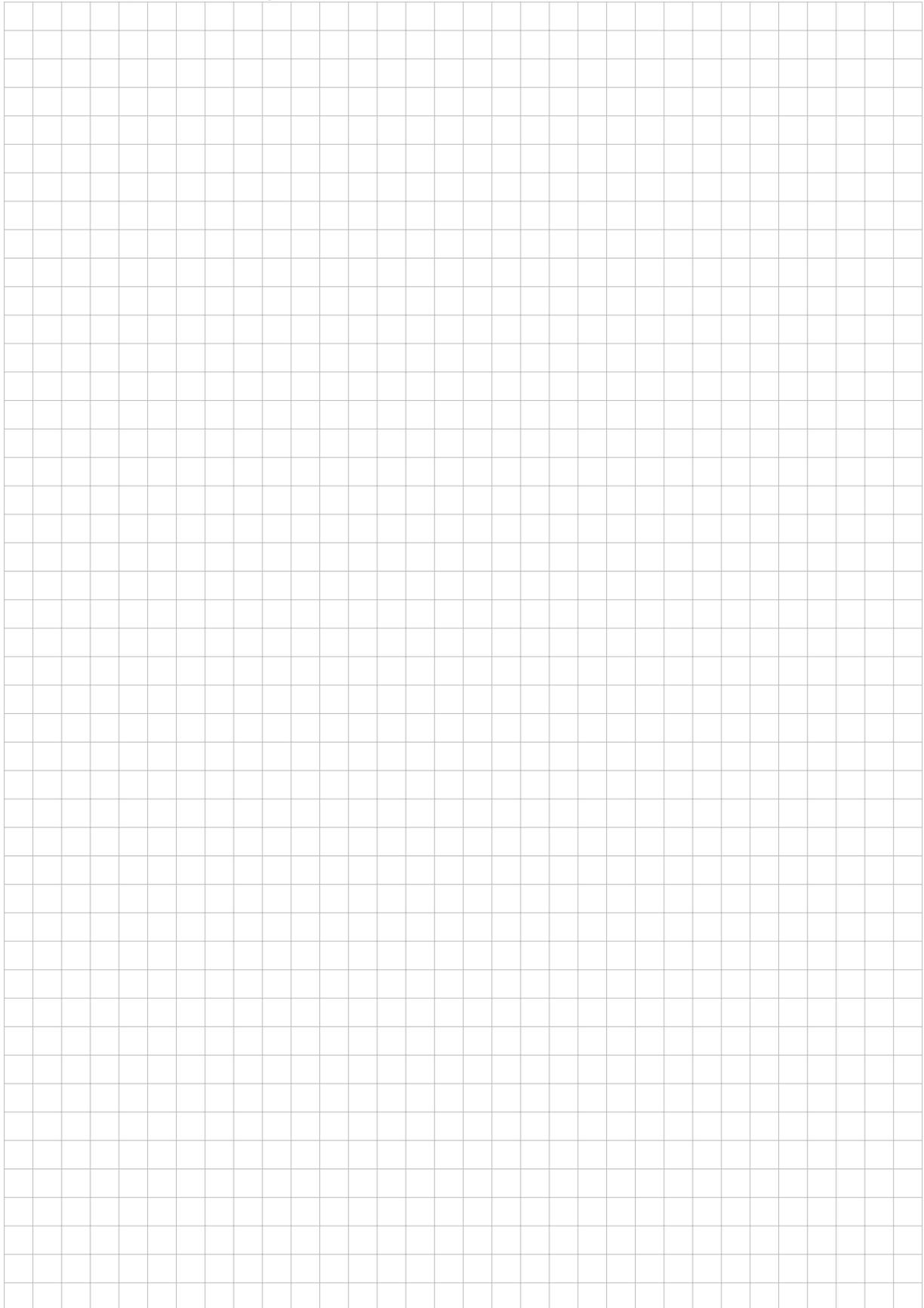
Die folgende Grafik enthält ein Tortendiagramm der Überwachungen in Bayern aus dem Jahr 2013, das durch den Befehl erstellt wurde:

```
> pie(TKU.2013["BY", ])
```



¹<https://offenedaten.de/dataset/telekommunikationsuberwachung>

Schmierpapier zu Aufgabe 4



Lösung Klausur SS16 (10 ECTS)

Lösung 1

1. a) $t_n = \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma} = 1.8829$ 0.5 P
- b) $\lambda_{0.90} = 1.2815$ 0.5 P
- c) $[76.07 - 1.2815 \frac{22}{\sqrt{14}}; \infty) = [68.5362; \infty)$ 1.0 P
- d) $1.88 > 1.28$; H_0 ablehnen 0.5 P
- e) $1 - \Phi(1.28 + \sqrt{14} \frac{65-71}{22}) = 0.3974$ 1.0 P

2. Grafik 3 0.5 P

3. a) $8+1=9$ 0.5 P
- b) w) $n_{11} = 5\frac{1}{3}$, 0.5 P
x) $n_{22} = 4\frac{2}{3}$, 0.5 P
y) $n_{33} = 4$, 0.5 P
z) $N = 42$ 0.5 P
- c) $\chi^2_{0.95; 2*2=4} = 9.49$ 0.5 P
- d) $\chi^2 = 11.375 > 9.49$ (oder > 11); H_0 ablehnen bei $\alpha = 0.05$; 0.5 P
Man kann der Aussage zustimmen. 0.5 P
- e) $(0.3679)^2 * 2 = 0.2707$ 1.0 P
- f) 0 0.5 P
- g) Maximalwert: $\min\{k - 1; l - 1\} = 2$ 0.5 P

Lösung 2

1.)

$$L(\lambda; t_1, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \lambda \exp(-\lambda t_i) = \lambda^n \exp(-\lambda \sum_{i=1}^n t_i)$$

$$\Rightarrow \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = \ln(\lambda^n \exp(-\lambda \sum_{i=1}^n t_i)) = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n t_i \quad \square$$

1.5 P

2.)

$$\hat{\lambda}_{ML} \Leftrightarrow \frac{\partial}{\partial \lambda} \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \ln(L(\lambda; t_1, \dots, t_n)) = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n t_i \stackrel{!}{=} 0$$

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} \quad \square$$

1.5 P

3.)

$$\hat{\lambda}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} = \frac{10}{21} \approx 0.4762$$

1 P

4.)

$$\bar{v} = \frac{1}{19} \sum_{i=1}^{19} v_i = \frac{53.5}{19} \approx 2.8158 \text{ [Mio.Euro]}$$

0.5 P

5.) $v_{\text{med}} = 0.9$

0.5 P

6.) $v_{\text{mod}} = 0.9$

0.5 P

7.)

$$\hat{s}^2 = \frac{1}{18} \left(\sum_{i=1}^{19} v_i^2 - \frac{1}{19} \left(\sum_{i=1}^{19} v_i \right)^2 \right) = \frac{1}{18} \left(342.77 - \frac{1}{19} 53.5^2 \right) \approx 10.6736$$

1 P

8.)

$$\widehat{VaR}_{0.9} = \min\{v | F_n(v) \geq 0.9\} = 7.1$$

0.5 P

9.) Ordinales Skalenniveau

1 P

10.) $\mathbb{P}(R_1 = D | R_0 = B) = 0.16$

1 P

11.)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(R_2 = A | R_0 = B) &= \mathbb{P}(R_2 = A | R_1 = A) \mathbb{P}(R_1 = A | R_0 = B) \\ &+ \mathbb{P}(R_2 = A | R_1 = B) \mathbb{P}(R_1 = B | R_0 = B) \\ &= 0.76 \cdot 0.21 + 0.21 \cdot 0.63 = 0.2919 \end{aligned}$$

1 P

Lösung 3

1. -0.0147 1.0 P
2. 231.8548 1.0 P
3. 10 1.0 P
4. $P(W \geq 6|W \geq 4) = 0.0176$ 1.0 P
5. 0.8068 1.0 P
6. $w = 3$ 1.0 P
7. $E(X^2) = \text{Var}(X) + E(X)^2 = 0.5 + 2^2 = 4.5$ 1.0 P
8. $P(\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma) \geq 0.75$ 1.0 P
9. $\alpha\mu_X + (1 - \alpha)\mu_Y$ 0.5 P
10. $\sqrt{\alpha^2\sigma_X^2 + (1 - \alpha)^2\sigma_Y^2 + 2\alpha(1 - \alpha)\sigma_X\sigma_Y\rho_{XY}}$
 $\rho_{XY} = -1$ 1.5 P

Lösung 4

1. Erstanordnungen, Mobilfunktelekommunikation und Sonstige. 0.5 P
2. Mehr, da Sonstige ca ein Viertel der Fläche belegt, also ca. 3000 0.5 P + 0.5 P
3. `factor` 0.5 P
4. 2000 0.5 P
5. 11 0.5 P
6. 5.3997% bzw. 3.3917% 0.5 Ansatz, 0.5 P + 0.5 P Ergebnis
7. Zwischen den beiden Werten aus TA 6. 0.5 P
8. `mehr = TKU.2014$Festnetz > TKU.2013$Festnetz` 1.5 P (-0.5 P pro Fehler)
9. 8 0.5 P
10. 37.5% 0.5 P
11. Z.B. `TKU.2014[TKU.2014$Verlaengerung <= 100 &
TKU.2014$Internet > 20,]` 1.5 P (-0.5 P pro Fehler)
12. `LL_exp = function(lambda,data){
sum(log(dexp(data,lambda)))
}` 1 P (-0.5 P pro Fehler)