

Klausur Statistik (7,5 ECTS)

Aufgaben und Lösung

Name		Prüfer	Prof. Dr. I. Klein
Vorname		Arbeitszeit	Mittwoch, 05.08.2015
Matrikelnummer			14:00 - 16:00 Uhr
Studienrichtung		Sitzplatznummer	
Semesterzahl		Raum	
Email (optional)			

Hinweise: 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 und vom Lehrstuhl autorisierte Fehlerkorrekturen
- 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:

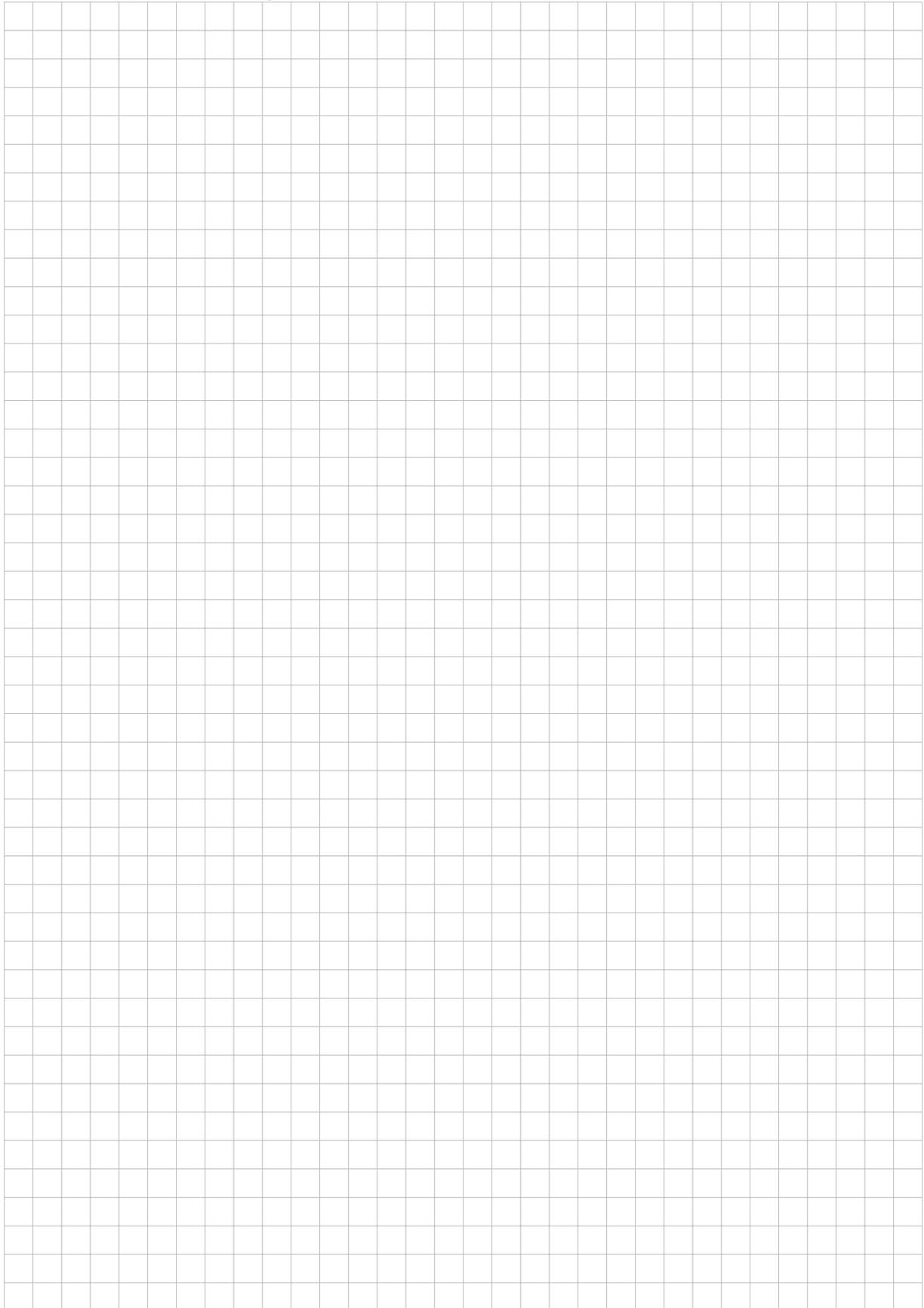
- Der Lösungsweg muss aus einer Darstellung der einzelnen Rechenschritte ersichtlich sein.
- Antworten sind stets zu begründen, es sei denn es wird ausdrücklich keine Begründung verlangt.
- Unleserliche Aufgabenteile werden mit 0 Punkten bewertet.

Viel Erfolg!

Schmierpapier zu Aufgabe 1



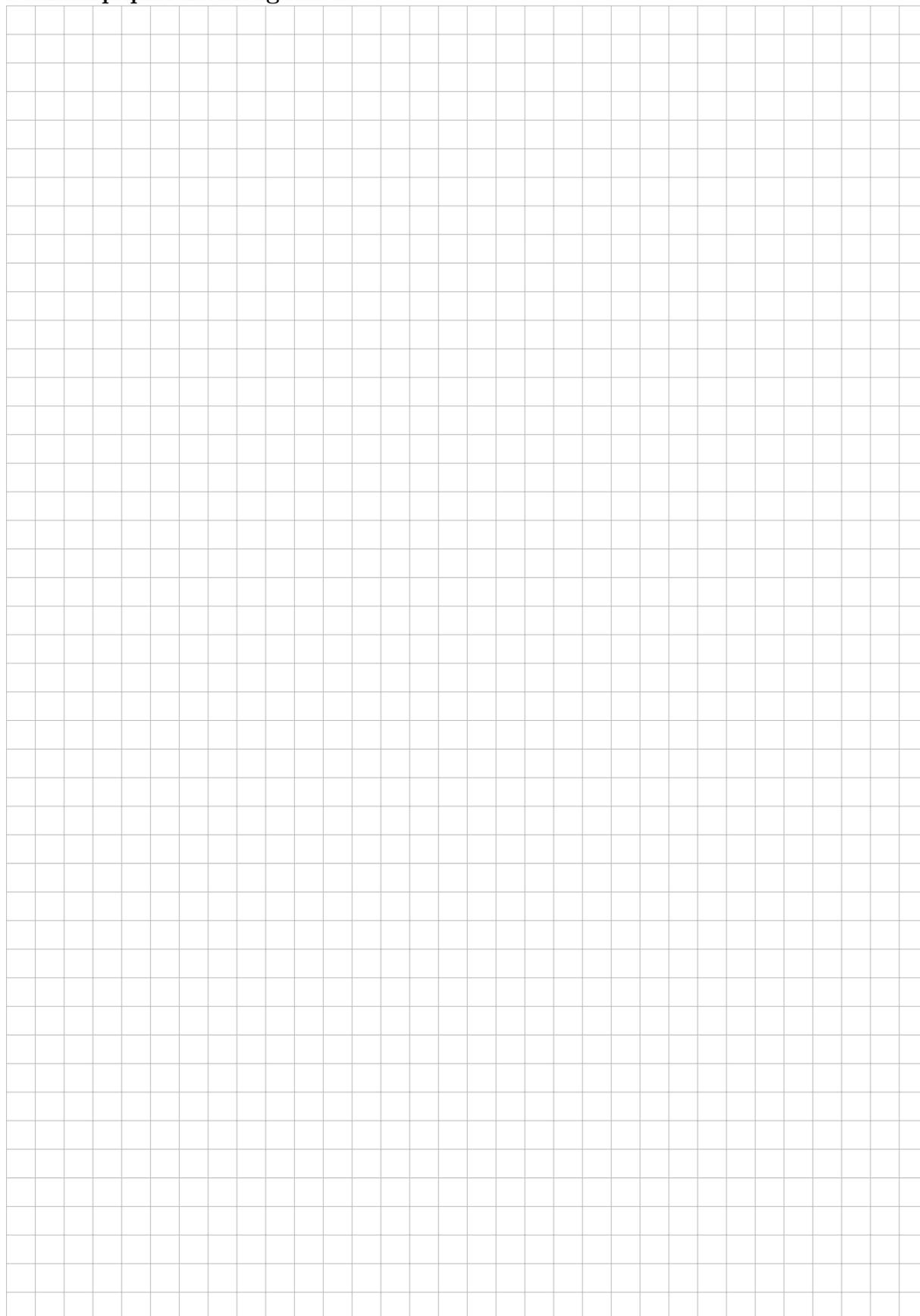
Schmierpapier zu Aufgabe 2



Schmierpapier zu Aufgabe 3



Schmierpapier zu Aufgabe 4



Lösung Klausur SS15 (7.5ECTS)

Aufgabe 1

1. 0.28125. 0.5P

2. Modus G_1 Modalhäufigkeit 0.5625

56,25% der Teilnehmer wurden der Gruppe der Spieler zugeordnet, die ein niedrigeres Handicap haben. 1.5P

3. $H_2 = 1 - 0.5625^2 - 0.4375^2 = 0.4922$

Obergrenze: 1/2 hohe Streuung 2P

4. $n_{2,1} = 32 \cdot 0.125 = 4$

4 Personen wurden der Gruppe 1 zugeordnet und benötigten drei Schläge. 1P

5. 15 Personen brauchten 5 Schläge. 0.5P

6. Nein, z.B. $0,09375 \cdot 0,5625 = f_{1,\cdot} \cdot f_{\cdot,1} \neq f_{1,1} = 0,0625$ 1.5P

7. $f(s_1|g_2) = \frac{f(s_1 \cap g_2)}{f(g_2)} = \frac{0,03125}{0,4375} = 0,0714$ 1P

8. Mit bedingten Häufigkeiten $f(S = S_i|G = G_1) = \frac{f_{i,1}}{f_{\cdot,1}}$:

S_i	S_1	S_2	S_3	S_4
$f(S = S_i G = G_1)$	0.1111111	0.2222222	0.2777778	0.3888889

$$\begin{aligned}\bar{s}_{|G=G_1} &= 0.1111111 * 2 + 0.2222222 * 3 + 0.2777778 * 4 + 0.3888889 * 5 \\ &= 3,9444\end{aligned}$$

2P

Aufgabe 2

1. arithmetisches Mittel 0.5 P
2. a) $P(S = 16) = P(20 - S = 4) = f_{Bin(20,0.1)}(4) = 0.0898$ 1 P
 b) $P(S \geq 12) = P(20 - S \leq 8) = F_{Bin(20,0.1)}(8) = 0.9999$ 1 P
 c) $P(S < 18) = P(20 - S \geq 3) = 1 - P(20 - S \leq 2) = 1 - F_{Bin(20,0.1)}(2) = 1 - 0.6769 = 0.3231$ 1 P

3. Bernoulli (mit Parameter p) 0.5 P

4. a) theoretisches Konfidenzintervall:

$$\left[\frac{R}{N} - \lambda_{0.964} \frac{\sqrt{\frac{R}{N} \left(1 - \frac{R}{N}\right)}}{\sqrt{N}} ; \frac{R}{N} + \lambda_{0.964} \frac{\sqrt{\frac{R}{N} \left(1 - \frac{R}{N}\right)}}{\sqrt{N}} \right]$$

0.5 P

realisiertes Konfidenzintervall:

$$\left[\frac{243}{2500} - 1.7991 \frac{\sqrt{\frac{243}{2500} \left(1 - \frac{243}{2500}\right)}}{\sqrt{2500}} ; \frac{243}{2500} + 1.7991 \frac{\sqrt{\frac{243}{2500} \left(1 - \frac{243}{2500}\right)}}{\sqrt{2500}} \right] = [0.0865 ; 0.1079]$$

1 P

- b) Mit einer Vertrauenswürdigkeit von 92.8% liegt die Rücktrittswahrscheinlichkeit im obigen realisierten Konfidenzintervall. 0.5 P

oder

In 92.8% der Fälle liegt die tatsächliche Rücktrittswahrscheinlichkeit p im realisierten Konfidenzintervall.

5. a) $t_{2500} = \sqrt{2500} \frac{\frac{243}{2500} - 0.1}{\sqrt{0.1 \cdot 0.9}} = -0.4667 \approx -0.47$ 0.5 P

- b) $-\lambda_{0.928} = -1.4611$ 1 P

- c) $p - \text{Wert} = P(T_N \leq -0.47) \stackrel{asy}{\approx} \Phi(-0.47) = 1 - 0.6808 = 0.3192$ 1 P
 $(p - \text{Wert} = P(T_N \leq -0.48) \stackrel{asy}{\approx} \Phi(-0.48) = 1 - 0.6844 = 0.3156)$

- d) H_0 nicht ablehnen, da $t_N = -0.4667 \not\leq -1.4611 = -\lambda_{0.928}$ 0.5 P

oder

- H_0 nicht ablehnen, da $p = 0.3192 \not\leq 0.072 = \alpha$ 0.5 P

oder

- H_0 nicht ablehnen, da $p_0 = 0.1$ im realisierten Konfidenzintervall liegt 0.5 P

6. $P(R \leq 1) = F_{Bin(25,0.1)}(1) = 0.2712$ 1 P

Aufgabe 3

- | | |
|---|-------------|
| 1. 137.02 | 0.5 P+0.5 P |
| 2. 0.0878 | 0.5 P |
| 3. 40.00 | 0.5 P+0.5 P |
| 4. a) P1 Wahrscheinlichkeit, in einem Intervall der Länge h das Ereignis genau einmal zu beobachten ist proportional zur Länge des Intervalls, aber unabhängig von dessen Lage. | 0.5 P |
| P2 Wahrscheinlichkeit, in einem sehr kleinen Intervall der Länge h mehr als ein Ereignis zu beobachten ist vernachlässigbar klein. | 0.5 P |
| P3 Die Anzahl der Ereignisse in zwei Intervallen, welche sich nicht überlappen, sind voneinander unabhängig. | 0.5 P |
| b) Exponentialverteilt | 0.5 P |
| c) $F_X(x; \lambda) = 1 - e^{-\lambda x}$ | 0.5 P+0.5 P |
| d) 0.0183 | 0.5 P+0.5 P |
| 5. a) 0 | 0.5 P |
| b) 5/3 | 0.5 P+0.5 P |
| c) -5.893 | 0.5 P+0.5 P |
| d) -3.986 | 0.5 P+0.5 P |

Aufgabe 4

1. Mittelwert = 16.3571 0.5 P
2. a) $p_4^0 = 0.2475$ 0.5 P
 $np_3^0 = 9.5515$ 0.5 P
- b) Bedingung für gute Approximation: $np_i^0 \geq 5$ für $k \leq 8$ 0.5 P
- c) $\chi^2(k - 1 = 3) = 7.81$ 0.5 P
3. a) Signifikant = "nicht-zufällig" 0.5 P
- b) nur Fläche auf der rechten Seite markiert 0.5 P
 Richtige Schranke $\lambda_{0.95} = 1.6448(1.645)$ gewählt 0.5 P
- c) $T_n = \sqrt{n} \frac{\bar{x}_n - \mu_0}{\sigma} = \sqrt{35} \frac{(16.3571 - 14)}{7} = 1.9921$
 $(\sqrt{35} \frac{(16.5 - 14)}{7} = 2.1129)$ 0.5 P + 0.5 P
- d) p-Wert = $P(T_n > 2.1129(1.9921)(2.00)) = 0.0174(0.0233)(0.0228)$ 0.5 P
 \Rightarrow Testentscheidung: Lehne Nullhypothese ab. 0.5 P
4. a) Cohen's $\delta = \frac{16.3571 - 14}{7} = 0.3367$
 $(\frac{16.5 - 14}{7} = 0.3571)$ 0.5 P
- b) Cohen's δ von 0.3 (0.3367) (0.3571) \implies kleiner Effekt 0.5 P
5. a) Fehler 2. Art = Fehler die Nullhypothese nicht abzulehnen,
 obwohl sie falsch ist 0.5 P
0.5 P
- b) $1 - 0.36 = 0.64$ 0.5 P
- c) - Erhöhung von α
 - Erhöhung des Stichprobenumfangs n
 (- Erhöhung der Effektgröße
 (Differenz zwischen μ_1 und μ_0 erhöhen, bzw Varianz verringern)) 0.5 P
- d) $n = ((\lambda_{1-\alpha} - \lambda_\beta) \frac{\sigma}{\mu_1 - \mu_0})^2$
 $= ((1.6448 + 0.8416) \frac{7}{16.5 - 14})^2 = 48.4683 (= 49)$ 0.5 P + 0.5 P

Klausur Statistik (10 ECTS)

Aufgaben und Lösung

Name		Prüfer	Prof. Dr. I. Klein
Vorname		Arbeitszeit	Mittwoch, 05.08.2015 14:00 - 16:00 Uhr
Matrikelnummer			
Studienrichtung		Sitzplatznummer	
Semesterzahl		Raum	
Email (optional)			

Hinweise: 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 und vom Lehrstuhl autorisierte Fehlerkorrekturen
- R Reference Card von Jonathan Baron, es sind keine weiteren Eintragungen oder Markierungen darin erlaubt

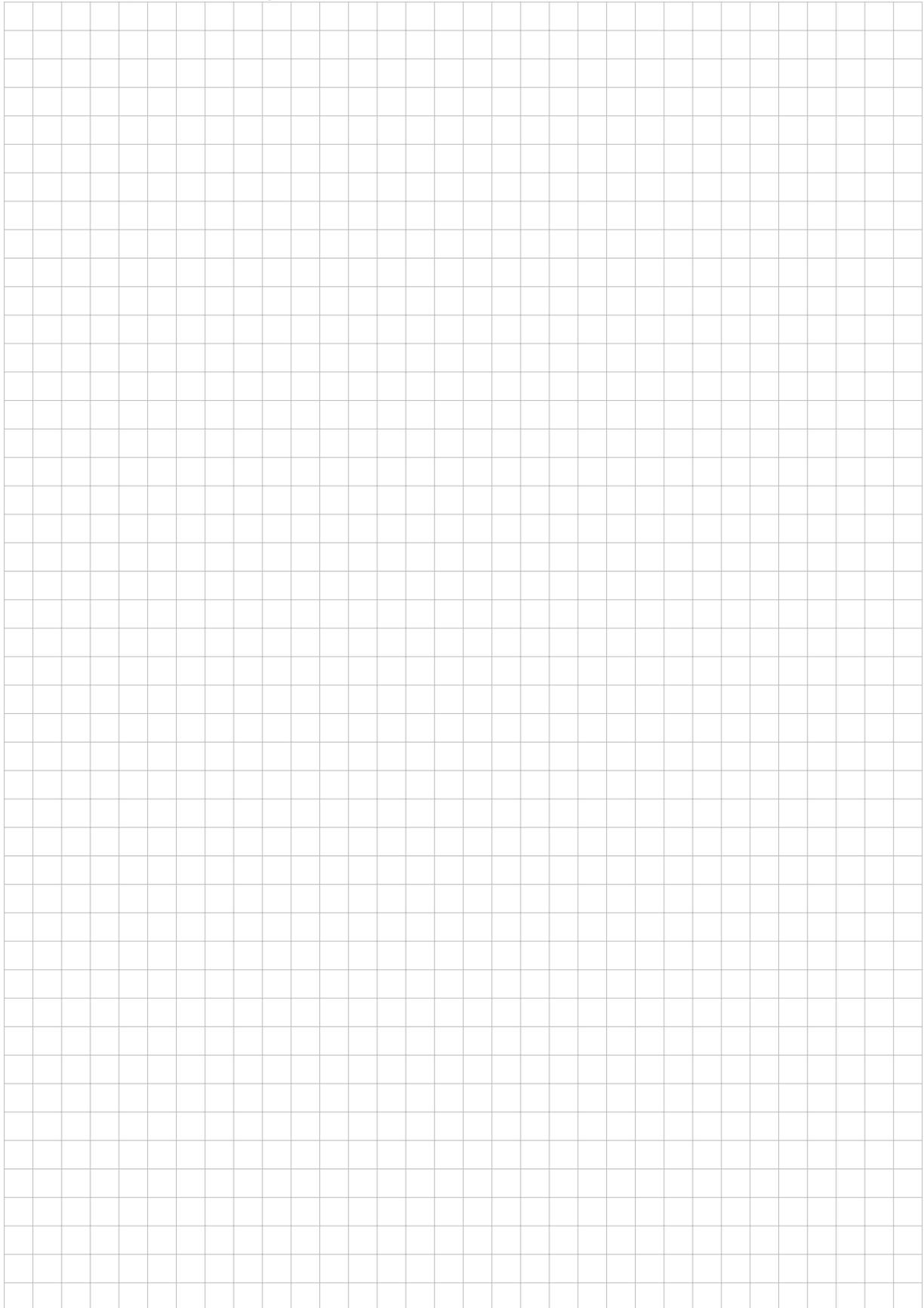
Bewertung:

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



Betrachten Sie nun zusätzlich folgende R-Befehle mit dem zugehörigen R-Output

```
> grenzen<-c(0,50,75,100,300)
> f1<-sum(hCG.Wert<grenzen[2])
> f2<-length(which(hCG.Wert>=grenzen[2] & hCG.Wert<grenzen[3]))
> f3<-length(which(hCG.Wert>=grenzen[3] & hCG.Wert<grenzen[4]))
> f4<-sum(hCG.Wert>=grenzen[4])
> c(f1,f2,f3,f4)/length(hCG.Wert)
```

```
[1] 0.1818182 0.3582888 0.2139037 0.2459893
```

```
> addmargins(table(Befund.Preggy,Befund.Baby))
```

		Befund.Baby		
Befund.Preggy	negativ	positiv	Sum	
negativ	44	58	102	
positiv	40	45	85	
Sum	84	103	187	

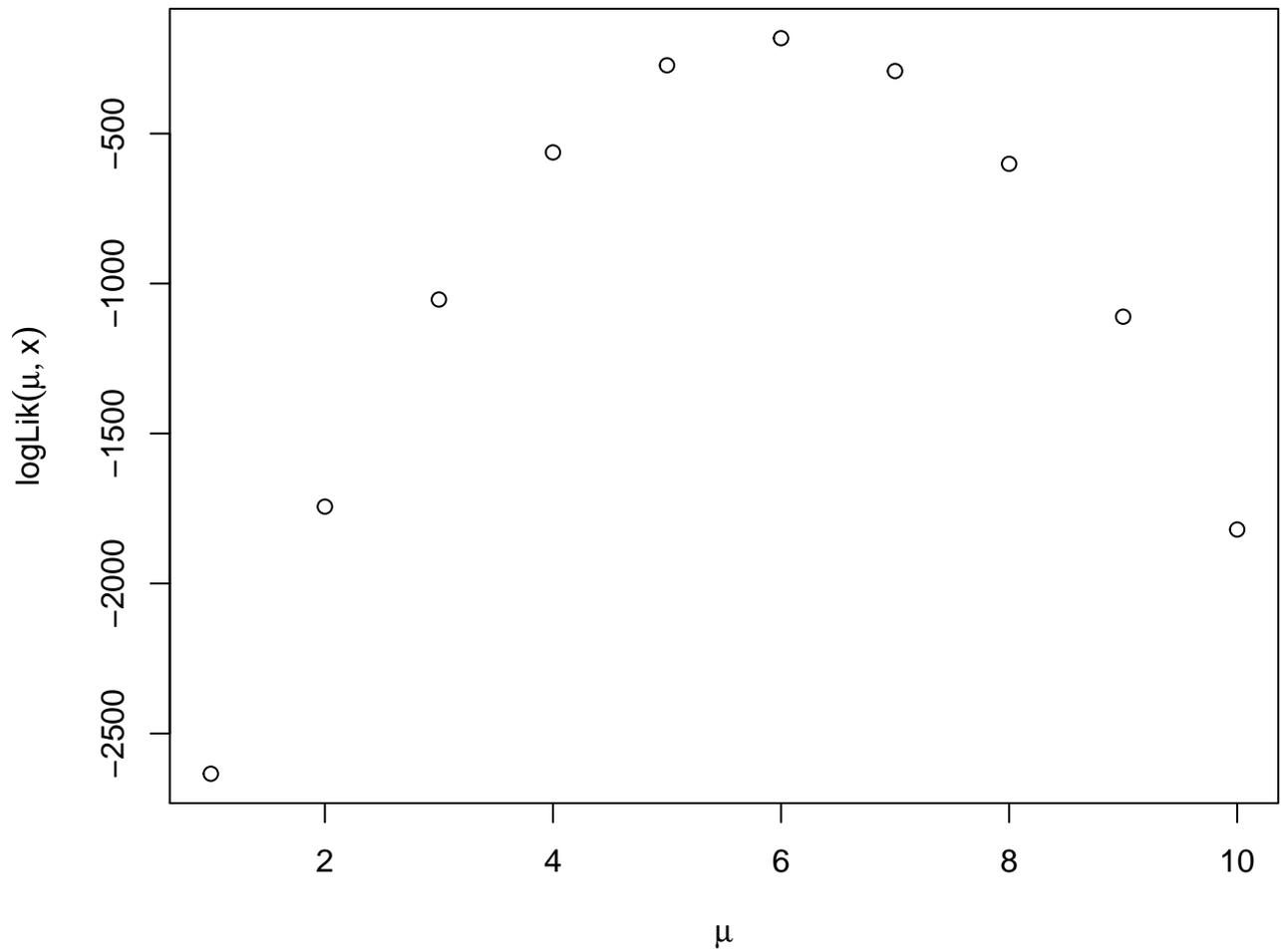
```
> addmargins(table(Befund.Preggy,Wahrer.Zustand))
```

		Wahrer.Zustand		
Befund.Preggy	FALSE	TRUE	Sum	
negativ	68	34	102	
positiv	45	40	85	
Sum	113	74	187	

```
> addmargins(table(Wahrer.Zustand,Befund.Baby))
```

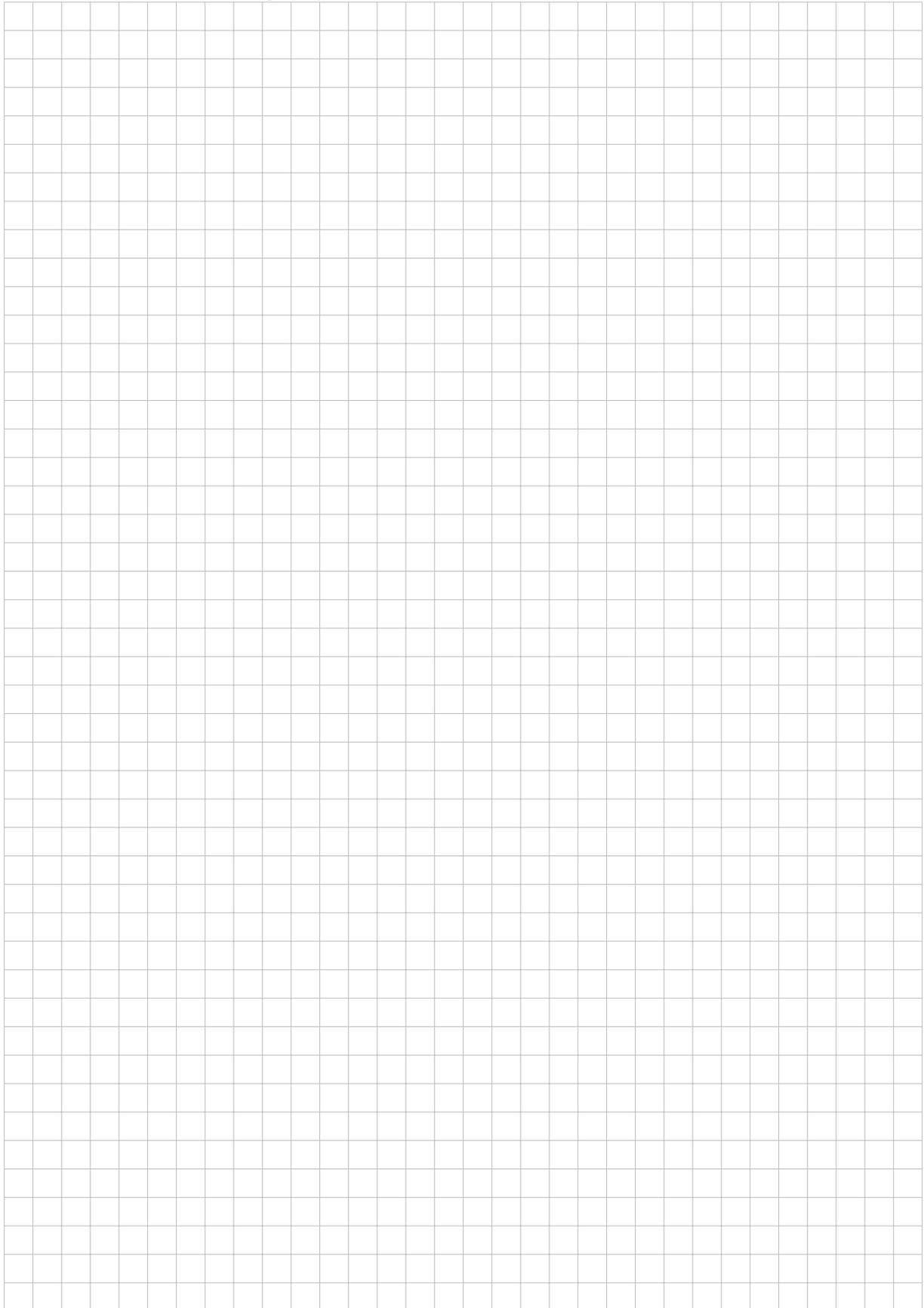
		Befund.Baby		
Wahrer.Zustand	negativ	positiv	Sum	
FALSE	55	58	113	
TRUE	29	45	74	
Sum	84	103	187	

Folgender R-Output zeigt die Funktion logLik für Werte von $\mu \in \{1, \dots, 10\}$ gegeben \mathbf{x} :

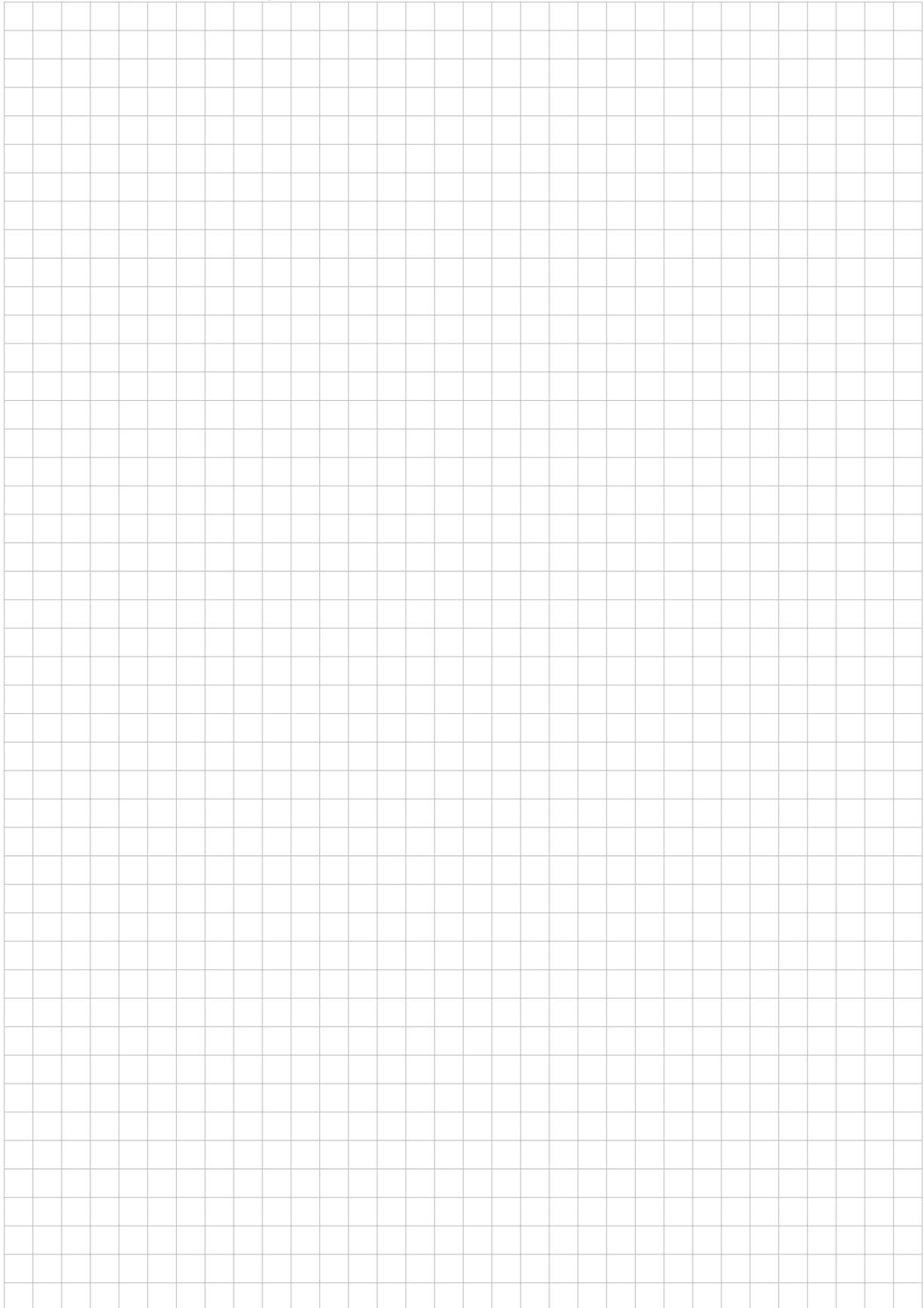


11. Identifizieren und markieren Sie auf der entsprechenden Achse der voranstehenden Grafik den ML-Schätzer.

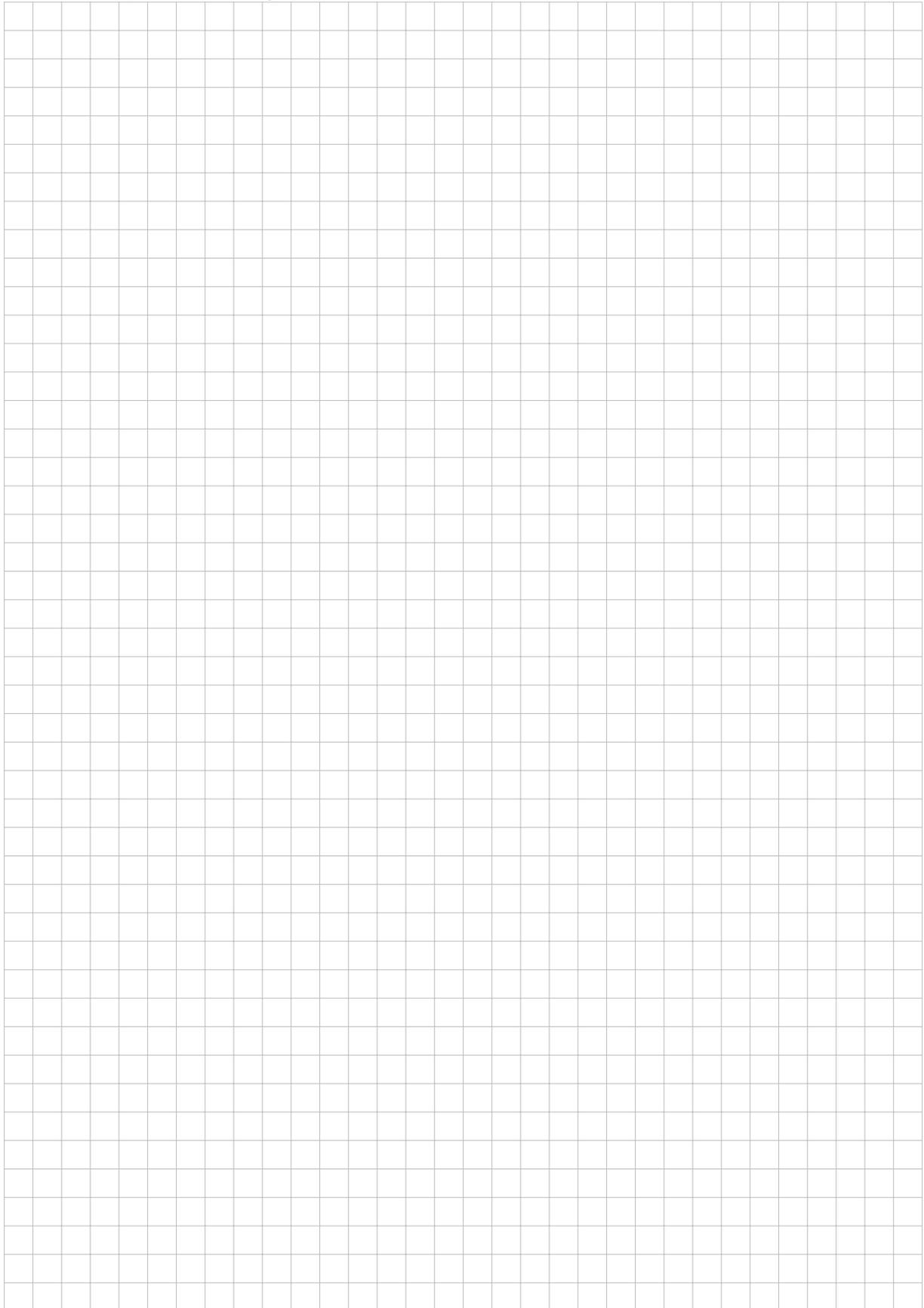
Schmierpapier zu Aufgabe 2



Schmierpapier zu Aufgabe 3



Schmierpapier zu Aufgabe 4



Lösung Klausur SS15 (10ECTS)

Aufgabe 1

1. 0.28125. 0.5P

2. Modus G_1 Modalhäufigkeit 0.5625
56,25% der Teilnehmer wurden der Gruppe der Spieler zugeordnet, die ein niedrigeres Handicap haben. 1.5P

3. $H_2 = 1 - 0.5625^2 - 0.4375^2 = 0.4922$
Obergrenze: 1/2 hohe Streuung 2P

4. $n_{2,1} = 32 \cdot 0.125 = 4$
4 Personen wurden der Gruppe 1 zugeordnet und benötigten drei Schläge. 1P

5. 15 Personen brauchten 5 Schläge. 0.5P

6. Nein, z.B. $0,09375 \cdot 0,5625 = f_{1,\cdot} \cdot f_{\cdot,1} \neq f_{1,1} = 0,0625$ 1.5P

7. $f(s_1|g_2) = \frac{f(s_1 \cap g_2)}{f(g_2)} = \frac{0,03125}{0,4375} = 0,0714$ 1P

8. Mit bedingten Häufigkeiten $f(S = S_i|G = G_1) = \frac{f_{i,1}}{f_{\cdot,1}}$:

S_i	S_1	S_2	S_3	S_4
$f(S = S_i G = G_1)$	0.1111111	0.2222222	0.2777778	0.3888889

$$\begin{aligned}\bar{s}_{|G=G_1} &= 0.1111111 * 2 + 0.2222222 * 3 + 0.2777778 * 4 + 0.3888889 * 5 \\ &= 3,9444\end{aligned}$$

2P

Aufgabe 2

Wegen `attach(schwangerschaft)` muss beim Zugriff auf den Data Frame kein `schwangerschaft$` verwendet werden

1. Nein, da `character` nur für qualitative Merkmale geeignet ist und *hCG-Wert* ein quantitatives Merkmal ist 0.5 P
2. z. B. `min(hCG.Wert)` 0.5 P (Quantil) + 0.5 P (Zugriff)
3. `hCG.Wert[Befund.Preggy=="positiv"|Befund.Baby=="positiv"]`
1 P (-0.5 P pro Fehler)
4. `plot(ecdf(hCG.Wert))` 0.5 P (plot) + 0.5 P (ecdf)
5. (a) über 0.5 P
(b) größer als 0.5 P
6. 0.4706 0.5 P
7. 34 0.5 P Wert + 0.5 P Wert ganzzahlig
8. 94.8529 0.5 P Berechnung + 0.5 P Wert
9. `g=function(x,mu){` 0.5 P
 `sqrt(2*pi)^(-1)*exp(-(x-mu)^2)` 1 P (-0.5 P pro Fehler)
 `}`
10. `logLik=function(mu,x){`
 `sum(log(g(x,mu)))` 1 P (-0.5 P pro Fehler)
 `}`
11. Wert 6 hat den höchsten Likelihood Wert und ist somit der ML-Schätzer. 0.5 P

Aufgabe 3

- | | |
|---|-------------|
| 1. 137.02 | 0.5 P+0.5 P |
| 2. 0.0878 | 0.5 P |
| 3. 40.00 | 0.5 P+0.5 P |
| 4. a) P1 Wahrscheinlichkeit, in einem Intervall der Länge h das Ereignis genau einmal zu beobachten ist proportional zur Länge des Intervalls, aber unabhängig von dessen Lage. | 0.5 P |
| P2 Wahrscheinlichkeit, in einem sehr kleinen Intervall der Länge h mehr als ein Ereignis zu beobachten ist vernachlässigbar klein. | 0.5 P |
| P3 Die Anzahl der Ereignisse in zwei Intervallen, welche sich nicht überlappen, sind voneinander unabhängig. | 0.5 P |
| b) Exponentialverteilt | 0.5 P |
| c) $F_X(x; \lambda) = 1 - e^{-\lambda x}$ | 0.5 P+0.5 P |
| d) 0.0183 | 0.5 P+0.5 P |
| 5. a) 0 | 0.5 P |
| b) 5/3 | 0.5 P+0.5 P |
| c) -5.893 | 0.5 P+0.5 P |
| d) -3.986 | 0.5 P+0.5 P |

Aufgabe 4

1. Mittelwert = 16.3571 0.5 P

2. a) $p_4^0 = 0.2475$ 0.5 P
 $np_3^0 = 9.5515$ 0.5 P
 - b) Bedingung für gute Approximation: $np_i^0 \geq 5$ für $k \leq 8$ 0.5 P
 - c) $\chi^2(k - 1 = 3) = 7.81$ 0.5 P

3. a) Signifikant = "nicht-zufällig" 0.5 P
 - b) nur Fläche auf der rechten Seite markiert 0.5 P
Richtige Schranke $\lambda_{0.95} = 1.6448(1.645)$ gewählt 0.5 P
 - c) $T_n = \sqrt{n} \frac{\bar{x}_n - \mu_0}{\sigma} = \sqrt{35} \frac{(16.3571 - 14)}{7} = 1.9921$
 $(\sqrt{35} \frac{(16.5 - 14)}{7} = 2.1129)$ 0.5 P + 0.5 P
 - d) p-Wert = $P(T_n > 2.1129(1.9921)(2.00)) = 0.0174(0.0233)(0.0228)$ 0.5 P
 \Rightarrow Testentscheidung: Lehne Nullhypothese ab. 0.5 P

4. a) Cohen's $\delta = \frac{16.3571 - 14}{7} = 0.3367$
 $(\frac{16.5 - 14}{7} = 0.3571)$ 0.5 P
 - b) Cohen's δ von 0.3 (0.3367) (0.3571) \implies kleiner Effekt 0.5 P

5. a) Fehler 2. Art = Fehler die Nullhypothese nicht abzulehnen,
obwohl sie falsch ist 0.5 P
0.5 P
 - b) $1 - 0.36 = 0.64$ 0.5 P
 - c) - Erhöhung von α
- Erhöhung des Stichprobenumfangs n
(- Erhöhung der Effektgröße
(Differenz zwischen μ_1 und μ_0 erhöhen, bzw Varianz verringern)) 0.5 P
 - d) $n = ((\lambda_{1-\alpha} - \lambda_\beta) \frac{\sigma}{\mu_1 - \mu_0})^2$
 $= ((1.6448 + 0.8416) \frac{7}{16.5 - 14})^2 = 48.4683 (= 49)$ 0.5 P + 0.5 P