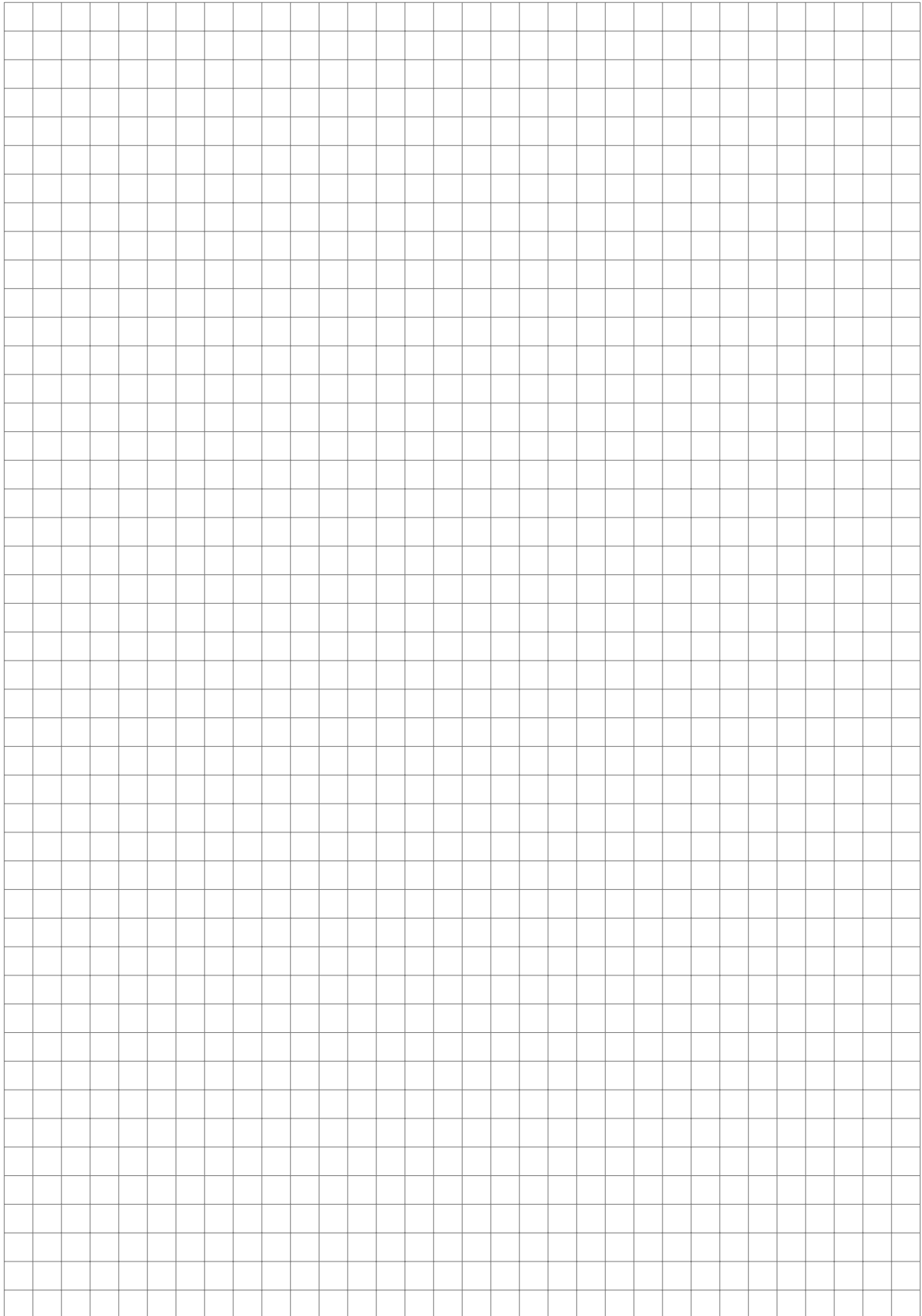


Schmierpapier zur Aufgabe 1



Aufgabe 2

Eine Stichprobe vom Umfang n wird aus einer normalverteilten Grundgesamtheit X gezogen, wobei $\mu = 0$ bekannt sei. Die Dichtefunktion von X hat folgende Gestalt:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right), \quad x \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0.$$

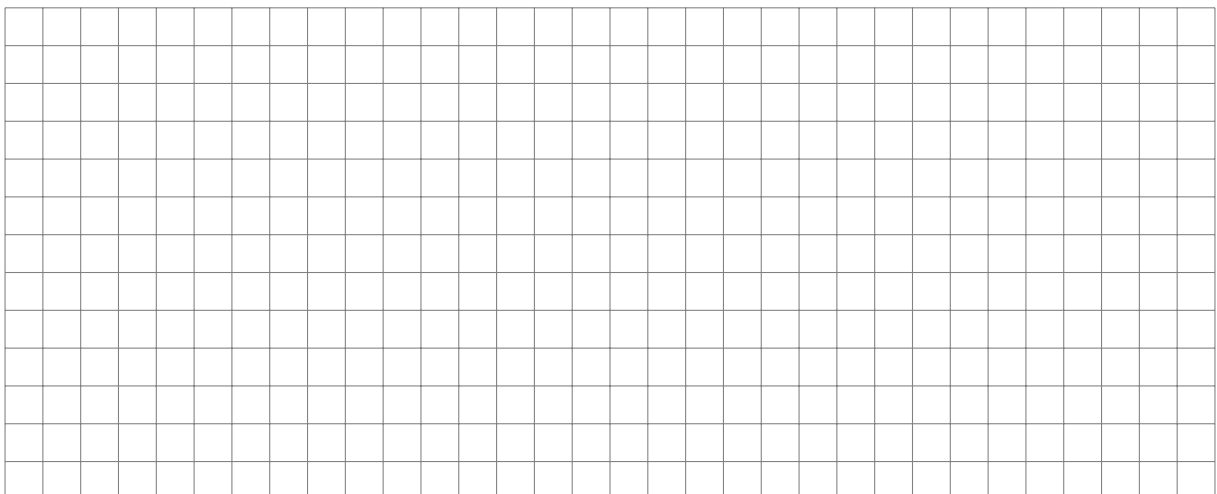
1. Zeigen Sie, dass die logarithmierte Likelihoodfunktion von σ^2 gegeben ist durch:

$$\ln L(\sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\sigma^2}.$$



2. Zeigen Sie, dass der ML-Schätzer $\hat{\sigma}_{ML}^2$ für den unbekannt Parameter σ^2 lautet (keine Berechnung der zweiten Ableitung nötig):

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2.$$



3. Zeigen Sie, dass für den Fall $\mu = 0$, $\hat{\sigma}_{ML}^2$ ein erwartungstreuer Schätzer für σ^2 ist, d.h. es gilt

$$E[\hat{\sigma}_{ML}^2] = \sigma^2.$$



Sie beobachten die Jahresrendite x_i eines Aktienindex.

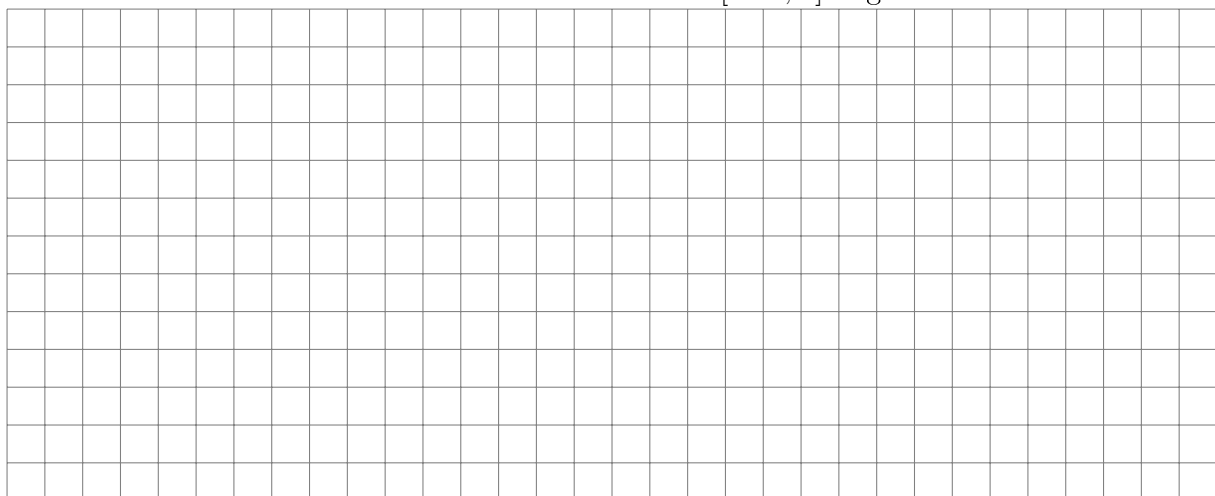
Jahr i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x_i	-0.03	0.12	-0.24	0.06	-0.01	-0.01	0.10	-0.15	0.10	0.03

Gehen Sie im Folgenden davon aus, dass die beobachteten Renditen Realisationen einer Stichprobe aus X sind, wobei $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$ gilt.

4. Nach der Berechnung der Stichprobenvarianz $S_{X,10}^2 = 0.0133$ vermuten Sie, dass die Varianz der Jahresrenditen größer als 0.01 ist. Sie konstruieren einen Hypothesentest der Form:

$$H_0 : \sigma_X^2 \leq 0.01 \quad H_1 : \sigma_X^2 > 0.01.$$

Bestimmen Sie k so, dass die Prüfgröße $T_n = (n-1) \frac{S_{X,10}^2}{\sigma^2}$ des Hypothesentest mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% im Intervall $[2.09, k]$ liegt.



Zur Durchführung des obigen Hypothesentests steht Ihnen folgender **R**-Output zur Verfügung.

```
> X=c(-0.03,0.12,-0.24,0.06,-0.01,-0.01,0.10,-0.15,0.10,0.03)
> T=(length(X)-1)*var(X)/0.01
> T=12.001
> round(pchisq((length(X)-1)*var(X)/0.01, length(X)-1),4)
[1] 0.7867
> round(dchisq((length(X)-1)*var(X)/0.01, length(X)-1),4)
[1] 0.0564
> 1-round(pchisq((length(X)-1)*var(X)/0.01, length(X)-1),4)
[1] 0.2133
```

5. Vervollständigen Sie die Aussagen (a)-(d):

- (a) Der Wert der Teststatistik des obigen Hypothesentests lautet _____.
- (b) Der p-Wert des obigen Hypothesentests lautet _____.
- (c) Die Anzahl der Freiheitsgrade der χ^2 -Verteilung im obigen Output beträgt _____.
- (d) Der Befehl zur Berechnung der Stichprobenvarianz des Vektors **X** im obigen Output lautet _____.

Sie beobachten zusätzlich die Jahresrendite y_i eines zweiten Aktienindex.

Jahr i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y_i	0.07	-0.08	0.31	0.31	-0.03	-0.09	-0.03	0.11	-0.26	0.03

Gehen Sie wiederum davon aus, dass es sich bei den beobachteten Jahresrenditen um Realisationen einer Stichprobe aus Y handelt, mit $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$.

6. Sie vermuten, dass die Varianz der Jahresrenditen des zweiten Aktienindex Y größer ist als die Varianz des ersten Aktienindex X . Testen Sie diese Vermutung bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%, wenn Sie wissen, dass $S_{Y,10}^2 = 0.0314$. Vervollständigen Sie das zugehörige Testverfahren:

(a) Hypothesenpaar:

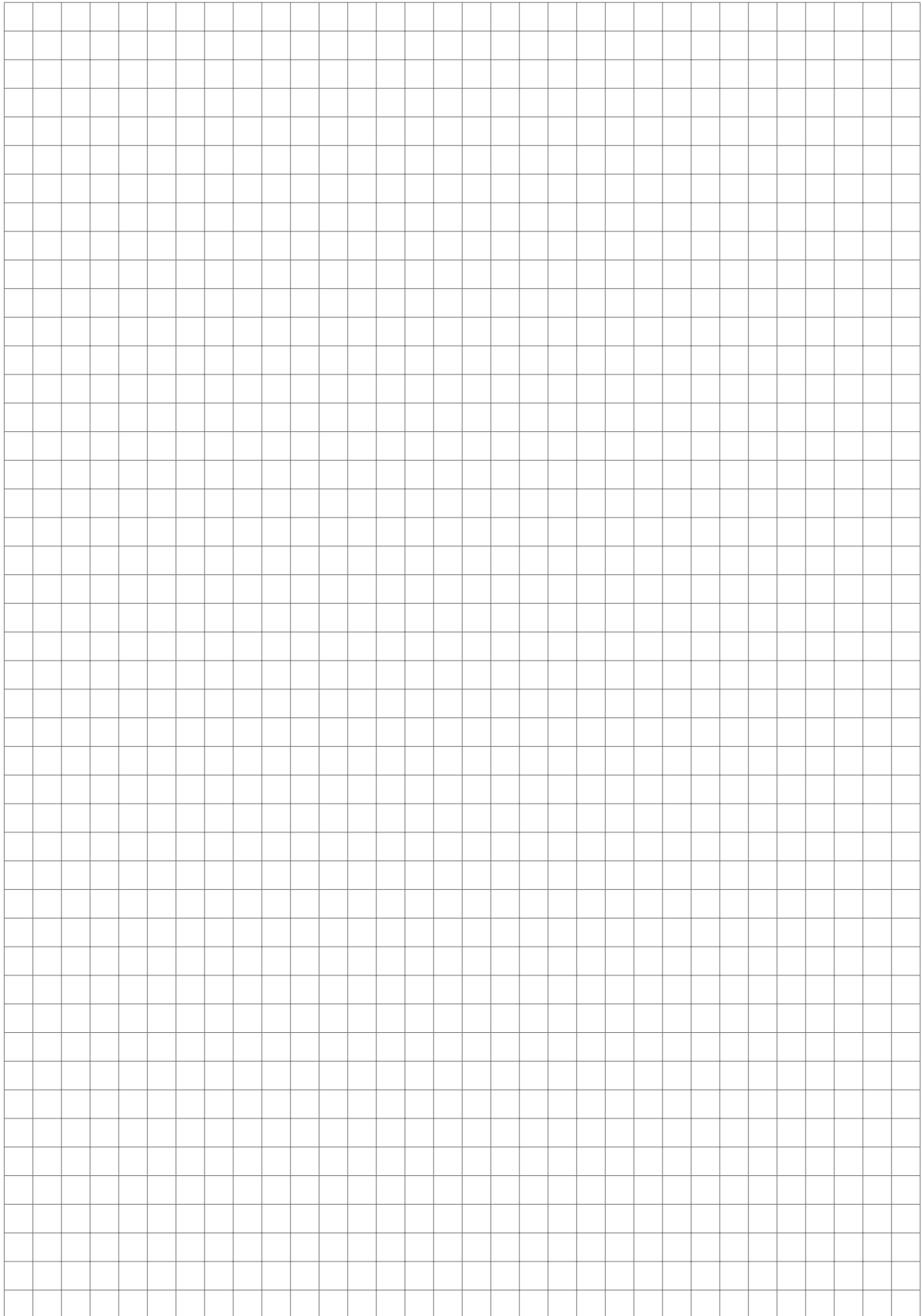
(b) Kritischer Bereich:

(c) Kritische Schranke:

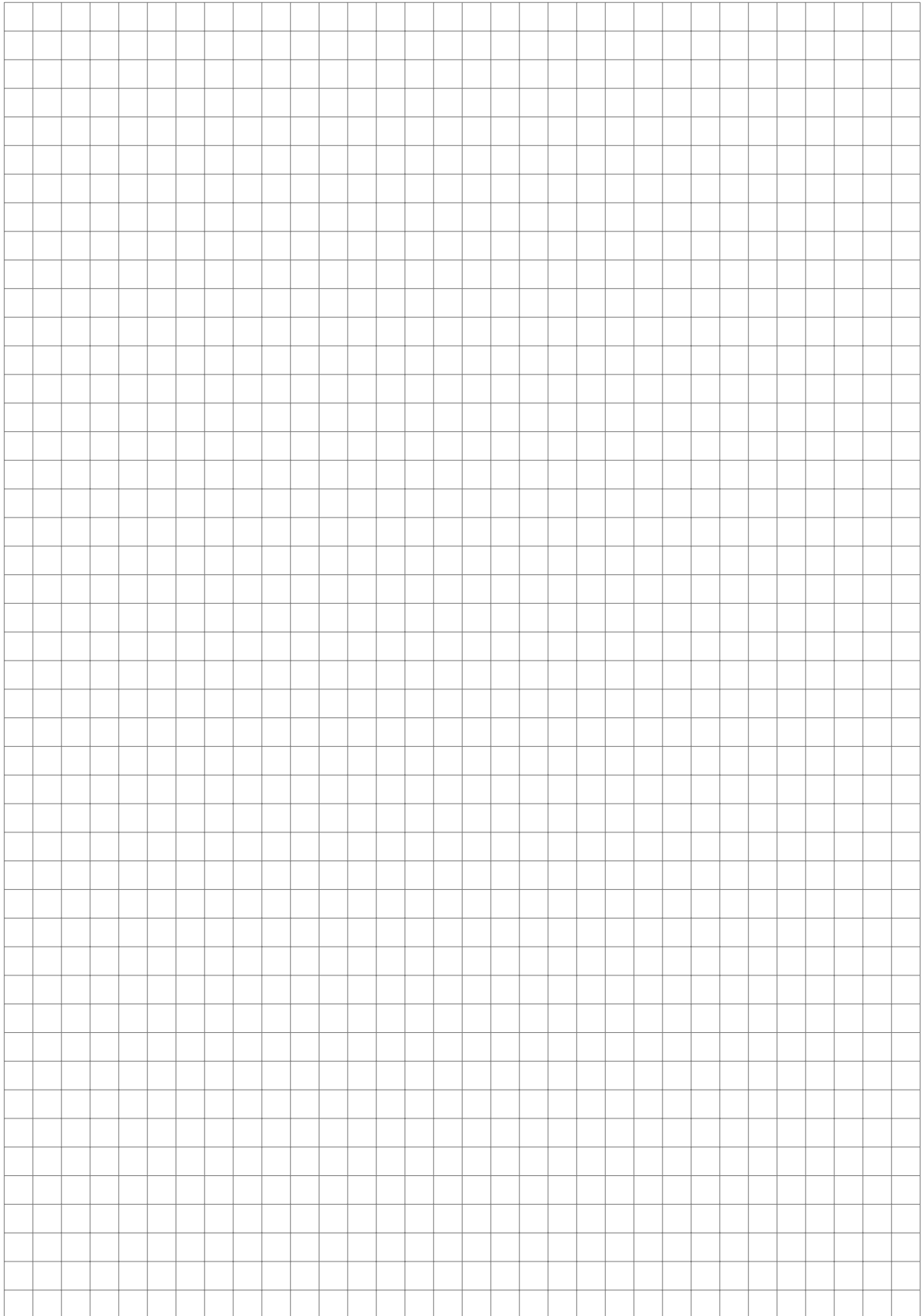
(d) Berechnung der Teststatistik:

(e) Testentscheidung:

Schmierpapier zur Aufgabe 2



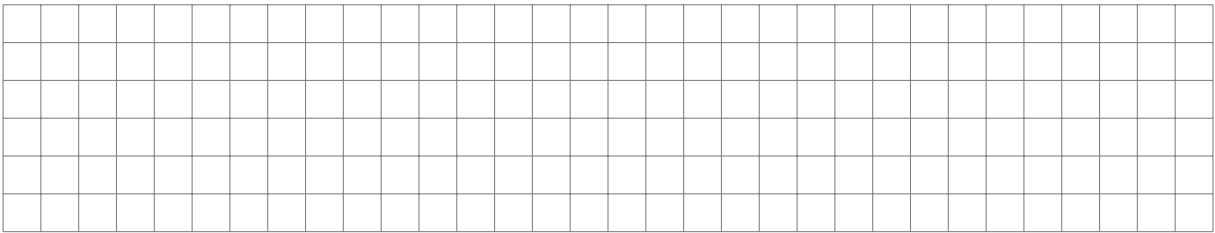
Schmierpapier zur Aufgabe 3



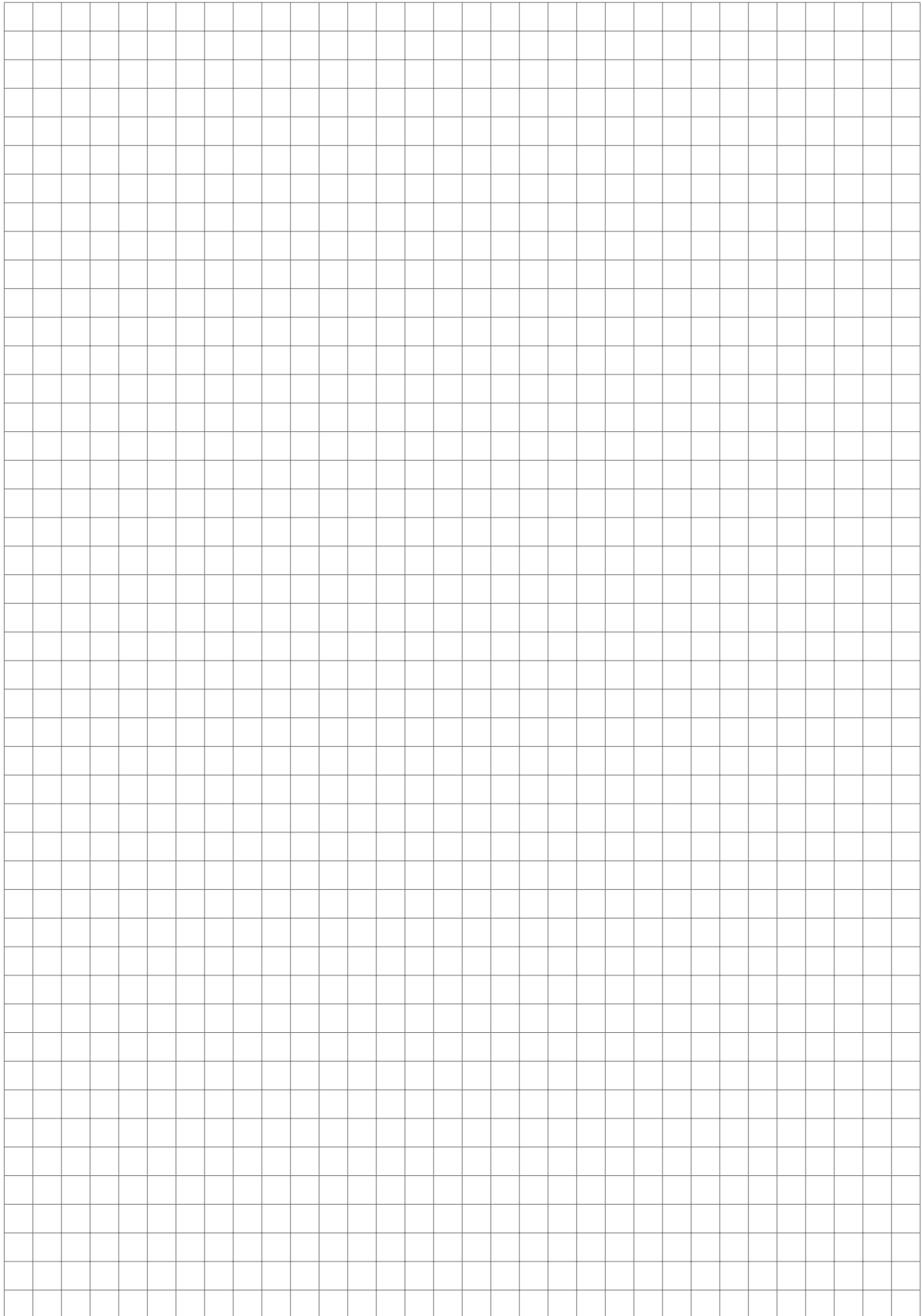
In \mathbf{R} sei Ihnen nun ein Datenvektor \mathbf{x} gegeben.

5. Was wird im folgenden \mathbf{R} Code in der Variablen \mathbf{ki} abgespeichert? (Exakte Bezeichnung)

```
> n=length(x)
> fg=n-1
> alpha=1-0.05
> xm=mean(x)
> sn=sd(x)
> diff=qt(1-alpha/2,fg)*sn/sqrt(n)
> xl=xm-diff
> xu=xm+diff
> ki=c(xl,xu)
```



Schmierpapier zur Aufgabe 4



Aufgabe 1

1. Komparatives Merkmal, **nicht** erlaubte Rechenoperation: Addition uvm.
2. $f(b_1|a_1) = 0.869048$ und $f(b_1 \cap a_3) = 0.113821$ gegeben, Tabelle unter Angabe des Rechenwegs ausfüllen wie im Hinweis.
- 3.

$$f(a_3|b_2) = \frac{f(b_2 \cap a_3)}{f(b_2)} = 0.4778$$

47.47% der schweren Unfälle ereigneten sich auf einer schwarzen Piste .

4. Stochastische Unabhängigkeit, wenn z. B.

$$f(a_3|b_2) \stackrel{!}{=} f(a_3)$$

Nach 3. ist $f(a_3|b_2) = 0.4778 \neq \frac{71}{246} = f(a_3)$, damit sind die Merkmale A und B nicht stochastisch unabhängig.

5. $H_B^* = 0.9476$.
6. Harmonisches Mittel (bei ungleichen Abschnittslängen): $\bar{x}_H = 69.24$ km/h.
7. `> M1=c(colSums(M),rowSums(M))/sum(M)`
8. `> M[2,1]/M1[1]` oder 0.131 oder 0.1354

Aufgabe 2

1. Likelihoodfunktion aufstellen

$$\begin{aligned} L(\sigma^2) &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{x_i^2}{2\sigma^2}\right) \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{2\sigma^2}\right) \end{aligned}$$

und anschließend logartihmieren, führt schließlich zu :

$$\begin{aligned} \ln L(\sigma^2) &= -n \ln(\sqrt{2\pi\sigma^2}) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{\sigma^2} \\ &= -n/2 \ln(2\pi) - n/2 \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2. \end{aligned}$$

2. Erste Ableitung bilden und gleich 0 setzen :

$$\frac{\partial \ln L(\sigma^2)}{\partial \sigma^2} \stackrel{!}{=} 0.$$

Anschließend nach σ^2 auflösen :

$$\begin{aligned} -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n x_i^2 &= 0 \\ \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n x_i^2 &= n\sigma^2 \\ \Rightarrow \hat{\sigma}_{ML}^2 &= n^{-1} \sum_{i=1}^n x_i^2. \end{aligned}$$

3. Einsetzen und ausrechnen . Beachte, dass hier aufgrund der u.i.v. Annahme an X_i $E[X_i^2] = Var(X_i) = \sigma^2$ gilt.

$$E \left[n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i^2 \right] = n^{-1} \sum_{i=1}^n E[X_i^2] = n^{-1} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \sigma^2.$$

4.

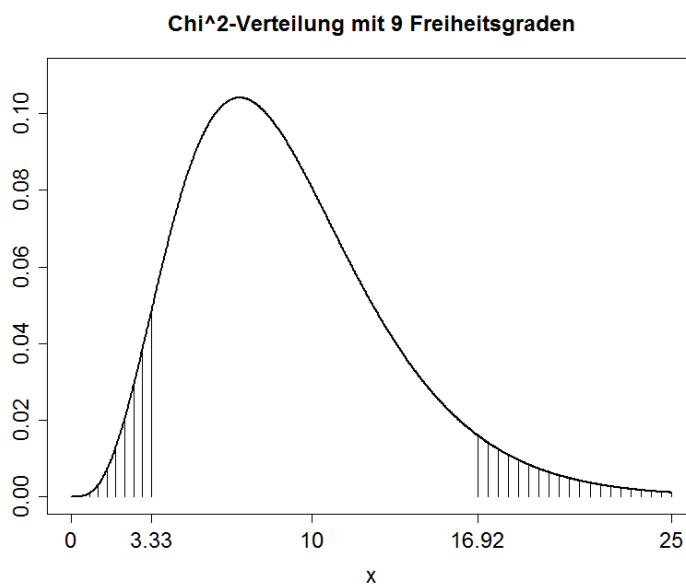
$$\begin{aligned} P(2.09 < T_n < k) &= 0.95 \\ F_{\chi^2(9)}(k) - F_{\chi^2(9)}(2.09) &= 0.95 \\ F_{\chi^2(9)}(k) &= 0.96 \end{aligned}$$

In Tabelle nachschauen, dann ergibt sich $k=17.61$.

5. (a) Der Wert der Teststatistik des obigen Hypothesentests lautet 12.001
 (b) Der p-Wert des obigen Hypothesentests lautet 0.2133.
 (c) Die Anzahl der Freiheitsgrade der χ^2 -Verteilung im obigen Output beträgt 9.
 (d) Der Befehl zur Berechnung der Stichprobenvarianz des Vektors \mathbf{X} im obigen Output lautet $\text{var}(\mathbf{X})$.
6. (a) $H_0 : \sigma_X \geq \sigma_Y$
 (b) $t_n < f_{0.05;9;9}$ oder $t_n > f_{0.95;9;9}$
 (c) $f_{0.05;9;9} = 1/3.1789 = 0.3146$ oder $f_{0.95;9;9} = 3.1789$.
 (d) $t_n = \frac{S_Y^2}{S_X^2} = 0.04236$ oder $t_n = \frac{S_X^2}{S_Y^2} = 0.0314/0.0133 = 2.3609$.
 (e) $0.4236 \not< 0.3146$ oder $2.3607 \not> 3.1789$, d.h. H_0 so oder so nicht ablehnen.

Aufgabe 3

1. 6
2. $P(X > 6) = 1 - F_{Pois}(6; 6) = 0.3937$
3. 5 und 6
4. 6
5. $X = 5$
6. $\lambda = \frac{6}{365}$
7. $P(Y > 30) = 1 - F_{Exp}(30, \frac{6}{365}) = 0.6114$



8.

9. Spannweite und Quartilabstand.
10. `rpois(100,6)`
11. die Varianz
12. TRUE

Aufgabe 4

1. (a)

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n - \mu| < 0.04) \geq 0.95$$

umformen zu

$$n \geq \left(\frac{\lambda_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\frac{\epsilon}{\sigma}} \right)^2 = \left(\frac{1.9600}{\frac{0.04}{0.25}} \right)^2 = 150.0625$$

$$\rightarrow n = 151$$

(b) mit anderen Werten: $n = 116$.

2. $n = 200$,

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n - \mu| < 0.02) = 0.7421$$

3.

$$\left[\bar{X}_n - \lambda_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \bar{X}_n + \lambda_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] = [0.4654; 0.5346]$$

4. Anhand von Formel aus 1

(a) Richtig, $1 - \alpha \uparrow$, $\lambda_{1-\frac{\alpha}{2}} \uparrow \Rightarrow n \uparrow$

(b) Falsch, $\epsilon \uparrow \Rightarrow n \downarrow$

(c) Falsch, $\sigma^2 \uparrow$, $\sigma \uparrow \Rightarrow n \uparrow$

(d) Richtig, μ kommt in der Formel aus 1. nicht vor.

5. $1-\alpha\%$ -Konfidenzintervall eines Mittelwertes bei unbekannter Varianz.