

**WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTLICHES
PRÜFUNGSSEKRETARIAT**

FAKULTÄT FÜR EMPIRISCHE HUMANWISSENSCHAFTEN UND WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFT
DER UNIVERSITÄT DES SAARLANDES

Von der/dem Studierenden auszufüllen (Bitte leserlich und in Blockschrift):

Name der Prüfung: Schließende Statistik
Semester, dem die Prüfung zugeordnet ist: SS 2017 (z. B. WS 2015/2016, SS 2016)
(Prüfungen im Februar/April = WS; Prüfungen im August/Oktobre = SS)
Nachname, Vorname der/des Studierenden: _____
Matrikelnummer der/des Studierenden: _____

Erklärung

Hiermit erkläre ich, dass mir die für diese Prüfung relevanten Zulassungsvoraussetzungen aus der für mich geltenden Prüfungsordnung bekannt sind.

Mir ist damit bewusst, dass diese Prüfungsleistung als nicht abgelegt zählt, wenn die hierfür vorgesehenen Zulassungsvoraussetzungen nicht erfüllt sind.

Mir ist bekannt, dass die Teilnahme an der Prüfung zudem die ordnungsgemäße Anmeldung zur Prüfung voraussetzt. Die Teilnahme bei versäumter Anmeldung hat die Ungültigkeit der Prüfung zur Folge.

Zudem ist mir bekannt, dass eine nicht bestandene Prüfung zweimal wiederholt werden kann. Die Wiederholung einer bestandenen Prüfung ist nicht zulässig.

Datum: _____ **Unterschrift der/des Studierenden:** _____

Von der Prüferin/Vom Prüfer auszufüllen:

| Aufgabe | Punkte | Max. Punkte | Bemerkungen |
|--------------|--------|-------------|-------------|
| 1+2 | | 28 | |
| 3 | | 5 | |
| 4 | | 8 | |
| 5 | | 14 | |
| 6 | | 16 | |
| 7 | | 10 | |
| 8 | | 13 | |
| 9 | | 7 | |
| 10 | | 19 | |
| <i>Summe</i> | | 120 | |

bestanden

Note: _____

nicht bestanden

Unterschrift der Prüferin/des Prüfers: _____

KLAUSURHEFT ZUR
 BACHELOR-PRÜFUNG
 SCHLIESSENDE STATISTIK
 SOMMERSEMESTER 2017

Dr. Martin Becker

Hinweise für die Klausurteilnehmer

- Die Klausur besteht aus insgesamt 10 Aufgaben. Prüfen Sie die Vollständigkeit Ihres Exemplares nach; spätere Reklamationen können nicht berücksichtigt werden.
- Es sind insgesamt 120 Punkte (= 16 + 12 + 5 + 8 + 14 + 16 + 10 + 13 + 7 + 19) erreichbar.
- Als Hilfsmittel sind zugelassen: Taschenrechner (auch mit Grafikfähigkeit), 2 selbsterstellte DIN-A4 Blätter bzw. 4 selbsterstellte (einseitige) DIN-A4 Seiten. Benötigte Tabellen zur Normal- und t -Verteilung finden Sie am Ende dieses Klausurheftes.
- Bei der Korrektur werden **nur** die Lösungen auf den Seiten 1–24 berücksichtigt. Das letzte Blatt (Tabellen zur Normal- und t -Verteilung) darf abgetrennt werden.
- Bei mehreren Lösungsvorschlägen muss die gültige Lösung eindeutig gekennzeichnet sein.
- Mit Ausnahme der Multiple-Choice-Aufgaben muss der Lösungsweg klar ersichtlich sein.

| Bewertungsteil — Bitte nicht beschreiben | | | | | | | | |
|---|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----------|
| Aufgabe | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) | (f) | (g) | Σ |
| 1 | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 2 | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 3 | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 4 | | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 5 | | | | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 6 | | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 7 | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 8 | | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | ■ | |
| 9 | | | | | | | | |
| 10 | | | | | | ■ | ■ | |
| Σ | | | | | | | | |

Aufgabe 1 (16 Punkte)

Markieren Sie jeweils mit einem Kreuz pro Aussage im betreffenden Kästchen, ob die unten stehenden Aussagen wahr oder falsch sind.

Richtige Antworten geben 2 Punkte, falsche Antworten und nicht bearbeitete Aussagen 0 Punkte (Aussagen mit zwei Kreuzen zählen als nicht bearbeitet!).

- | | wahr | falsch |
|---|--------------------------|--------------------------|
| 1. Sei X_1, \dots, X_n eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu einer normalverteilten Zufallsvariablen Y . Dann sind die Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n stets unkorreliert. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 2. Ist eine Schätzfunktion $\hat{\theta}$ effizient in einer Klasse erwartungstreuer Schätzfunktionen für den Parameter $\theta \in \Theta$, so ist die Varianz jeder anderen Schätzfunktion aus dieser Klasse mindestens so groß wie die Varianz von $\hat{\theta}$; dies gilt unabhängig davon, welches $\theta \in \Theta$ der wahre Parameter ist. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 3. Zur Schätzung des Parameters $\theta \in \mathbb{R}$ seien für $n \in \mathbb{N}$ Schätzfunktionen T_n gegeben mit den Eigenschaften $E(T_n) = \frac{\theta+1}{n}$ und $\text{Var}(T_n) = \frac{3}{n}$ für alle $n \in \mathbb{N}$. Dann ist die Folge T_n von Schätzfunktionen für θ konsistent im quadratischen Mittel. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 4. Die Nullhypothese $H_0 : \mu = \mu_0$ wird beim Gauß-Test auf den Mittelwert einer normalverteilten Grundgesamtheit bei bekannter Varianz zum Signifikanzniveau α genau dann angenommen, wenn μ_0 im entsprechenden (symmetrischen) Konfidenzintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha$ für μ enthalten ist. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 5. Bei einem statistischen Hypothesentest ist die minimale Fehlerwahrscheinlichkeit 2. Art stets größer als die maximale Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 6. Liegt die Teststatistik T im kritischen Bereich eines Signifikanztests zum Signifikanzniveau α , so gilt für den p -Wert p zur Teststatistik T die Beziehung $p \geq \alpha$. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 7. Mit einem Chi-Quadrat-Anpassungstest soll anhand einer einfachen Stichprobe vom Umfang $n = 200$ überprüft werden, ob die Grundgesamtheit normalverteilt ist. Nach Wahl einer geeigneten Klassierung aus 6 Klassen werden dazu zunächst die beiden unbekannt Parameter der Normalverteilung durch eine ML-Schätzung aus den klassierten Daten ermittelt. Damit ist zur Konstruktion des Ablehnungsbereiches die χ^2 -Verteilung mit 4 Freiheitsgraden zu verwenden. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |
| 8. Bei der Anwendung der Kleinst-Quadrate-Methode wird die Summe der quadrierten vertikalen Abstände der Beobachtungspunkte zur Regressionsgeraden minimiert. | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |

Aufgabe 2 (12 Punkte)

Markieren Sie jeweils die korrekte Antwort mit einem Kreuz im betreffenden Kästchen. Es ist jeweils genau ein Kreuz korrekt.

Richtige Antworten geben 3 Punkte, falsche Antworten und nicht bearbeitete Aufgabenteile 0 Punkte (Aufgabenteile mit mehr als einem Kreuz zählen als nicht bearbeitet!).

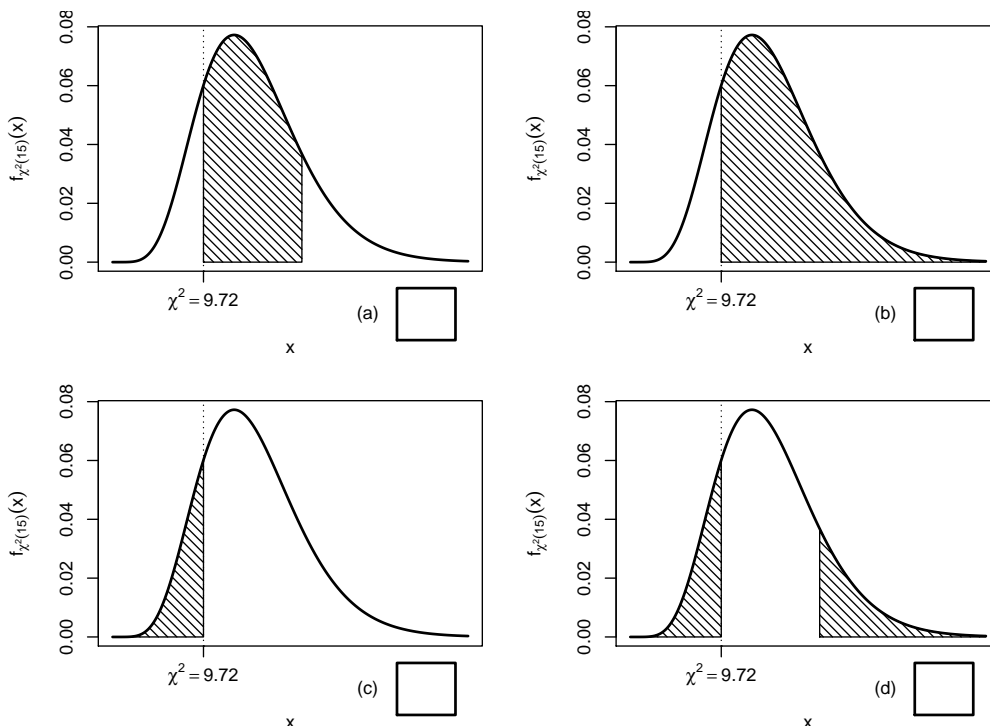
1. Es sei X_1, \dots, X_n eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu Y mit $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$. Dann gilt für die Verteilung von $\sum_{i=1}^n X_i$:

- (a) $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$
- (b) $\sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$
- (c) $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, \sigma^2)$
- (d) $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, n\sigma^2)$

2. Sei X_1, \dots, X_{16} eine einfache Stichprobe zu einer $N(\mu, \sigma^2)$ -verteilten Zufallsvariablen Y mit unbekanntem Parametern μ und σ^2 . Auf der Grundlage einer Stichprobenrealisation zu dieser einfachen Stichprobe vom Umfang $n = 16$ soll

$$H_0 : \sigma^2 \geq \sigma_0^2 = 16 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \sigma^2 < \sigma_0^2 = 16$$

mit einem Chi-Quadrat-Test getestet werden. Als realisierte Teststatistik erhält man $\chi^2 = 9.72$. Markieren Sie die Abbildung, welche den p -Wert in der beschriebenen Situation korrekt als Inhalt der schraffierten Fläche unter der Dichtefunktion der Verteilung der Teststatistik unter H_0 (für $\sigma^2 = \sigma_0^2$) darstellt.



3. Als p -Wert zur realisierten Teststatistik eines zweiseitigen Gauß-Tests für den Mittelwert einer normalverteilten Grundgesamtheit bei bekannter Varianz (mit $H_0 : \mu = \mu_0$ gegen $H_1 : \mu \neq \mu_0$) erhält man $p = 0.04759$. Dann gilt für das Ergebnis der einseitigen Tests (mit $H_0 : \mu \geq \mu_0$ gegen $H_1 : \mu < \mu_0$ bzw. $H_0 : \mu \leq \mu_0$ gegen $H_1 : \mu > \mu_0$) zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$ (auf Grundlage derselben Stichprobenrealisation):

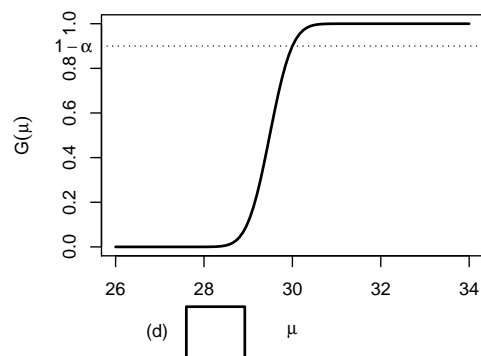
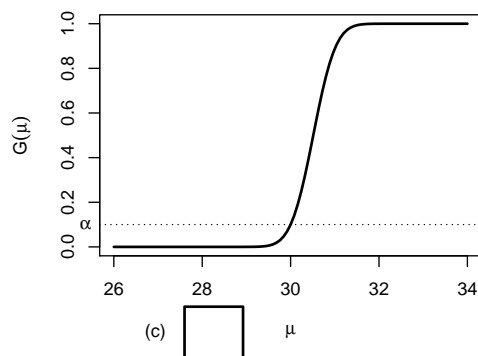
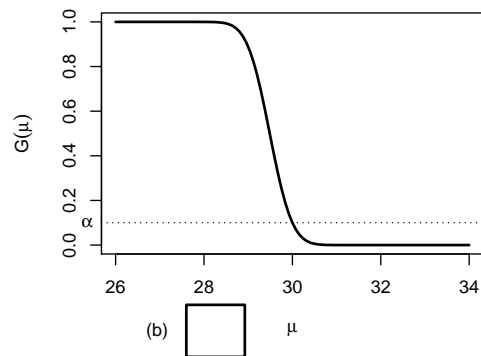
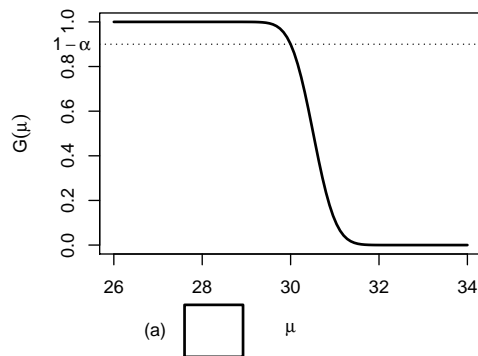
- (a) Auf Grundlage der vorhandenen Informationen ist noch unklar, ob bei keinem, genau einem oder beiden einseitigen Tests H_0 abgelehnt wird.
- (b) Bei beiden einseitigen Tests wird H_0 abgelehnt.
- (c) Bei keinem der beiden einseitigen Tests wird H_0 abgelehnt.
- (d) Bei genau einem der beiden einseitigen Tests wird H_0 abgelehnt. Bei welchem dies der Fall ist, hängt vom Vorzeichen der Teststatistik ab.

4. Auf der Grundlage einer einfachen Stichprobe X_1, \dots, X_{25} vom Umfang $n = 25$ zu einer $N(\mu, 2^2)$ -verteilten Zufallsvariablen wird ein Gauß-Test zur Überprüfung der Hypothesen

$$H_0 : \mu \leq 30 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \mu > 30$$

bei einem Signifikanzniveau von $\alpha = 0.1$ betrachtet.

Markieren Sie die Abbildung, welche die Gütefunktion des oben genannten Tests korrekt darstellt.

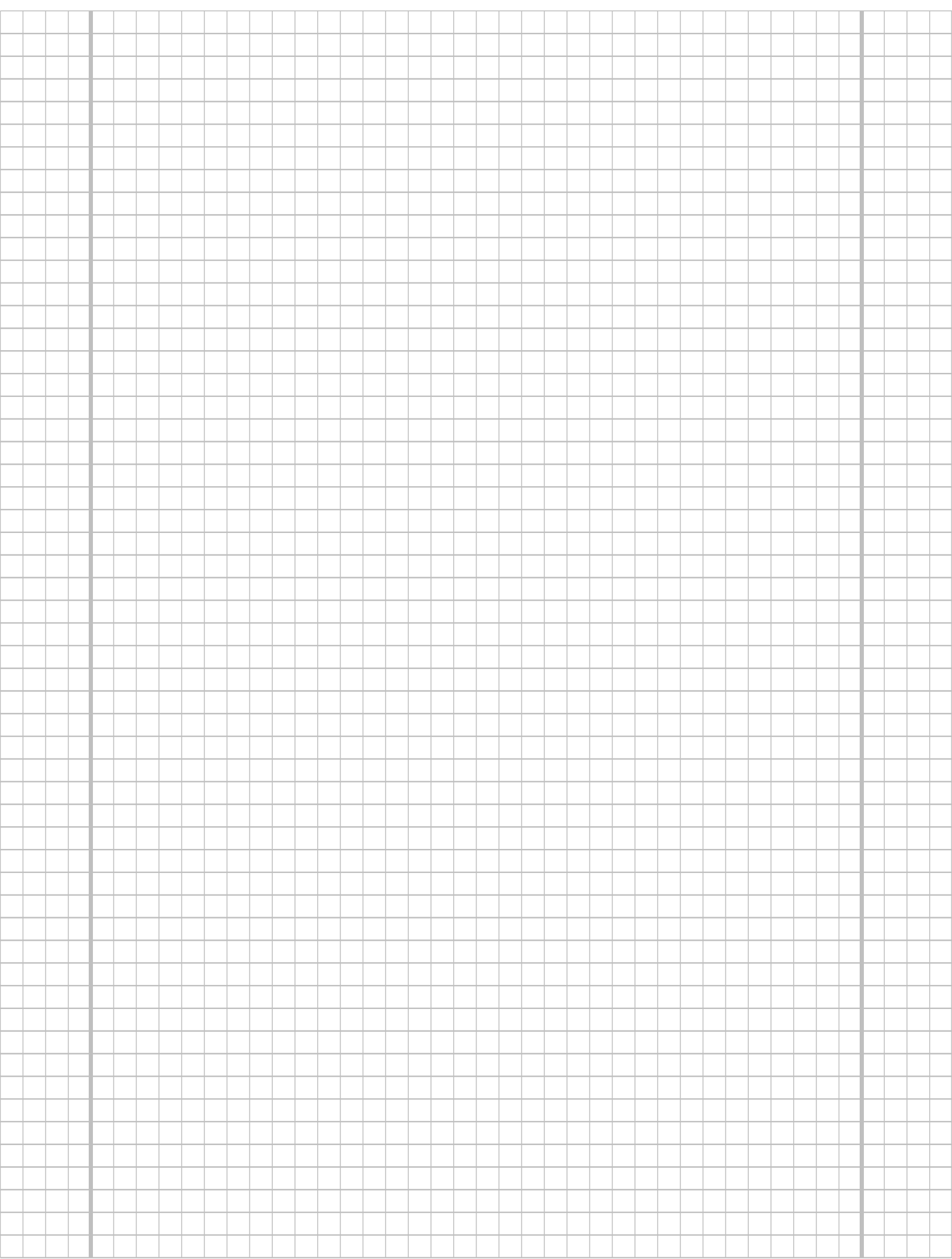


Aufgabe 3 (5 Punkte)

Für $0 < p < 1$ sei $Y \sim \text{Geom}(p)$, es gilt also insbesondere $E(Y) = \frac{1-p}{p}$ sowie $\text{Var}(Y) = \frac{1-p}{p^2}$. X_1, \dots, X_n sei für $n \in \mathbb{N}$ eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu Y . Untersuchen Sie, ob die Schätzfunktionen

$$T_n(X_1, \dots, X_n) := \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (X_i^2 + X_i)$$

erwartungstreu für **die Varianz von Y** sind.



Aufgabe 4 (6 + 2 = 8 Punkte)

Die Verteilung einer Zufallsvariablen Y sei in Abhängigkeit des unbekanntes Parameters $b > 0$ durch die folgende Dichtefunktion gegeben:

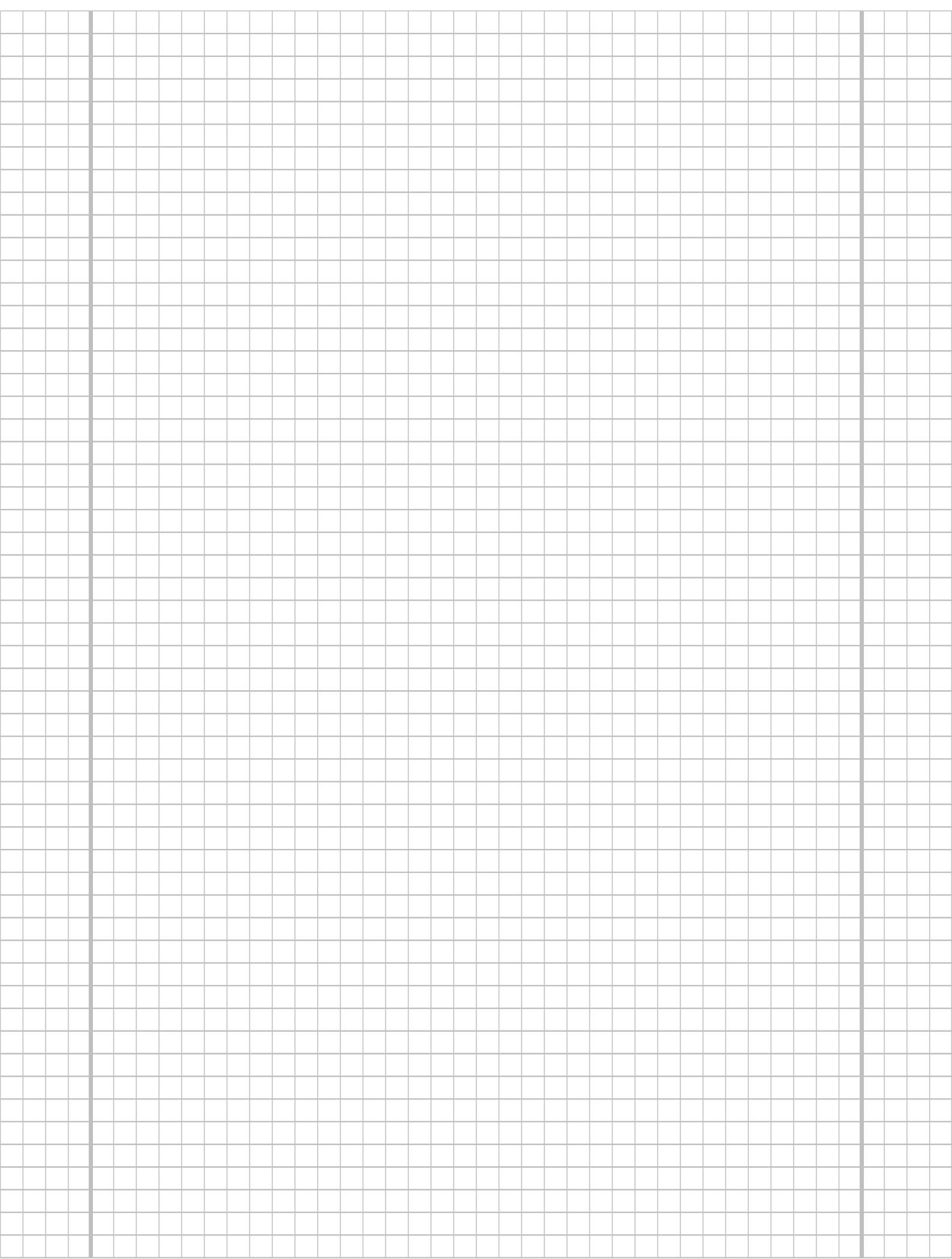
$$f_Y(y|b) = \begin{cases} \frac{b^3}{2} \cdot (y-1)^2 \cdot e^{-b \cdot (y-1)} & \text{für } y > 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Der Parameter b soll auf Grundlage einer einfachen Stichprobe X_1, \dots, X_n vom Umfang n geschätzt werden.

- (a) Bestimmen Sie den Schätzer \hat{b}_{ML} nach der Maximum-Likelihood-Methode.
- (b) Man kann zeigen, dass $E(Y) = \frac{3}{b} + 1$ gilt. Bestimmen Sie damit den Schätzer \hat{b}_{MM} nach der Methode der Momente.

Hinweise:

- Beachten Sie, dass Sie Teil (b) auch ohne die Bearbeitung von Teil (a) lösen können.
- Falls sich der ML-Schätzer als lokale Extremstelle einer differenzierbaren Funktion bestimmen lässt, muss **nicht** überprüft werden (z.B. mit Hilfe der 2. Ableitung), ob tatsächlich eine Maximalstelle vorliegt.

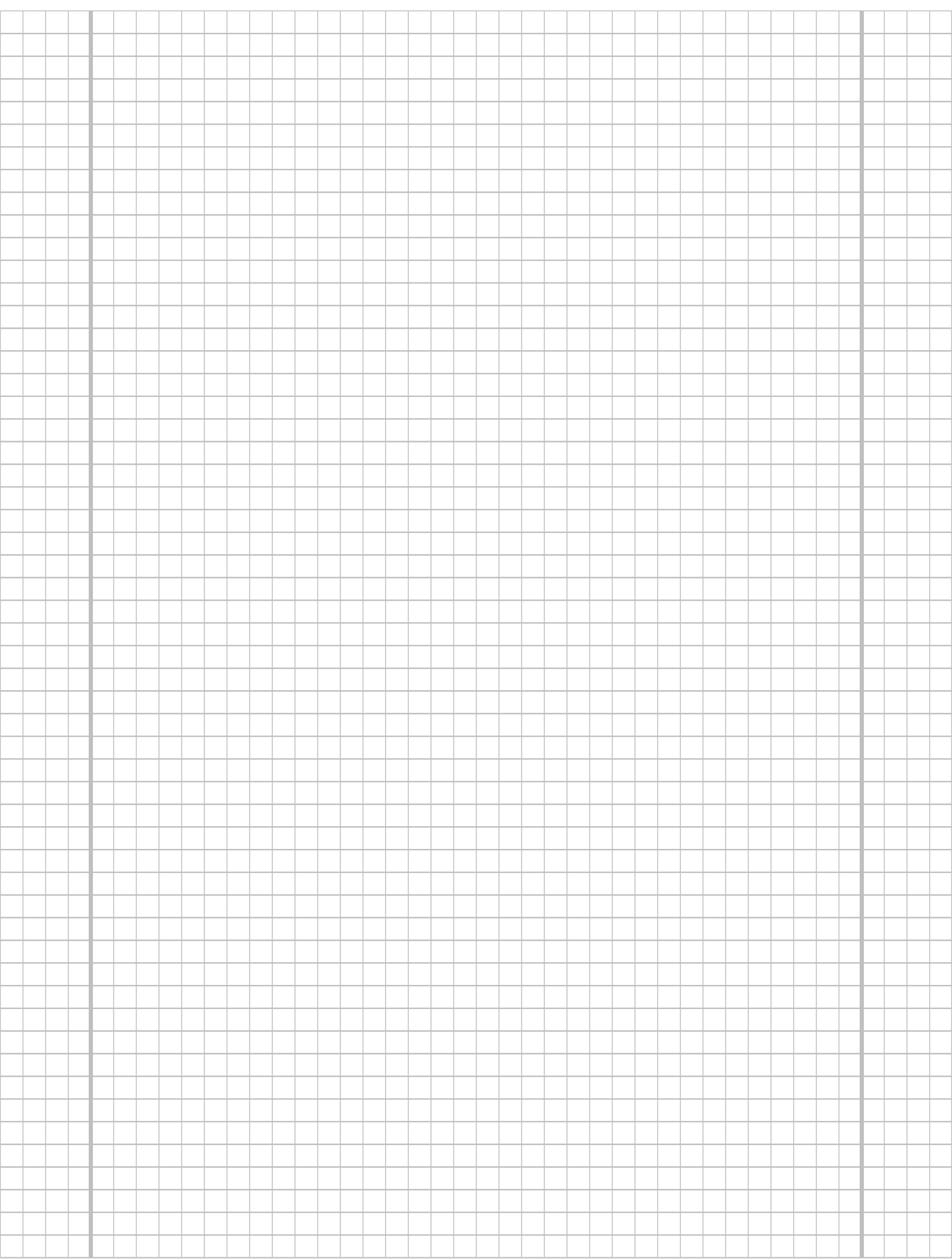


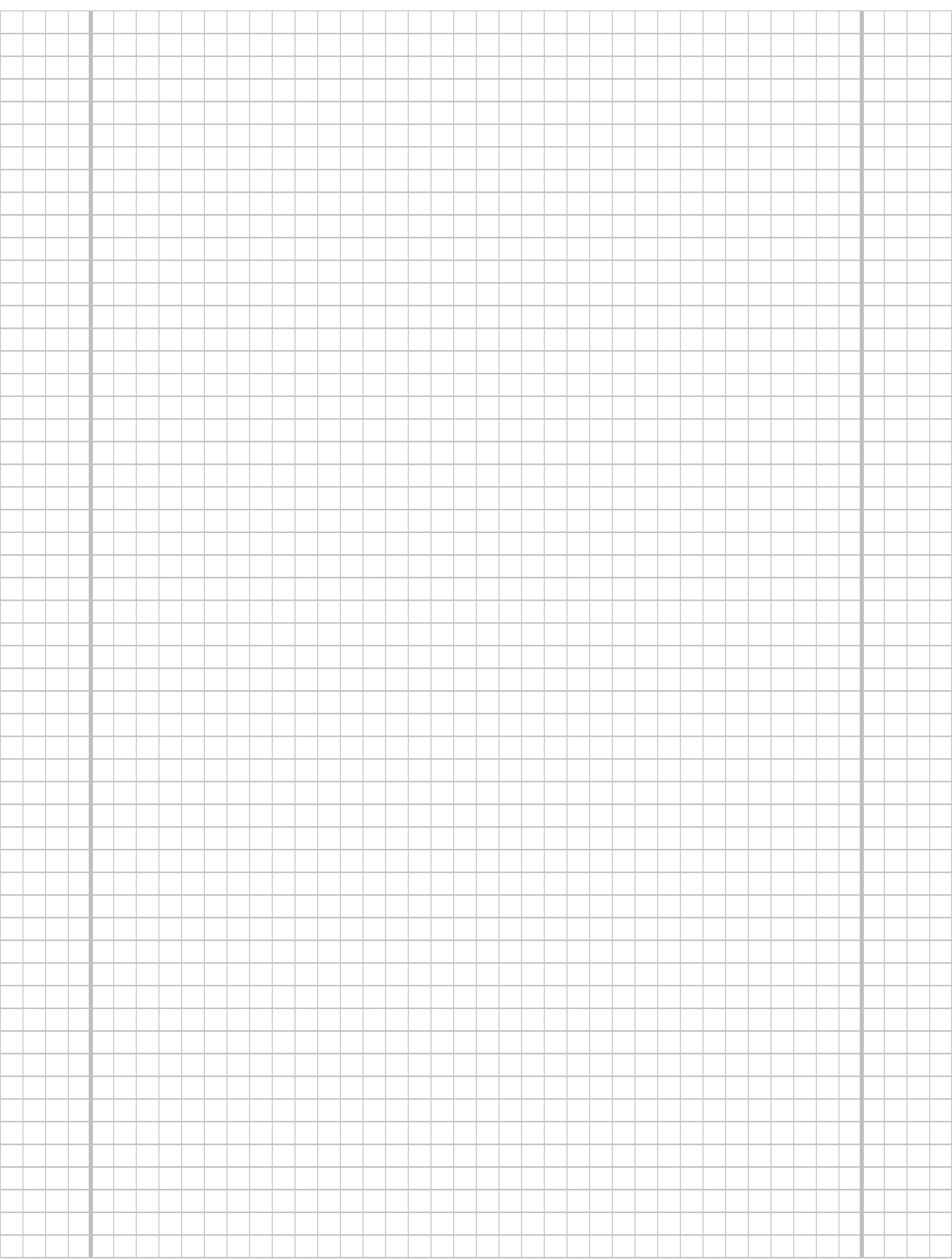
Aufgabe 5 (3 + 7 + 4 = 14 Punkte)

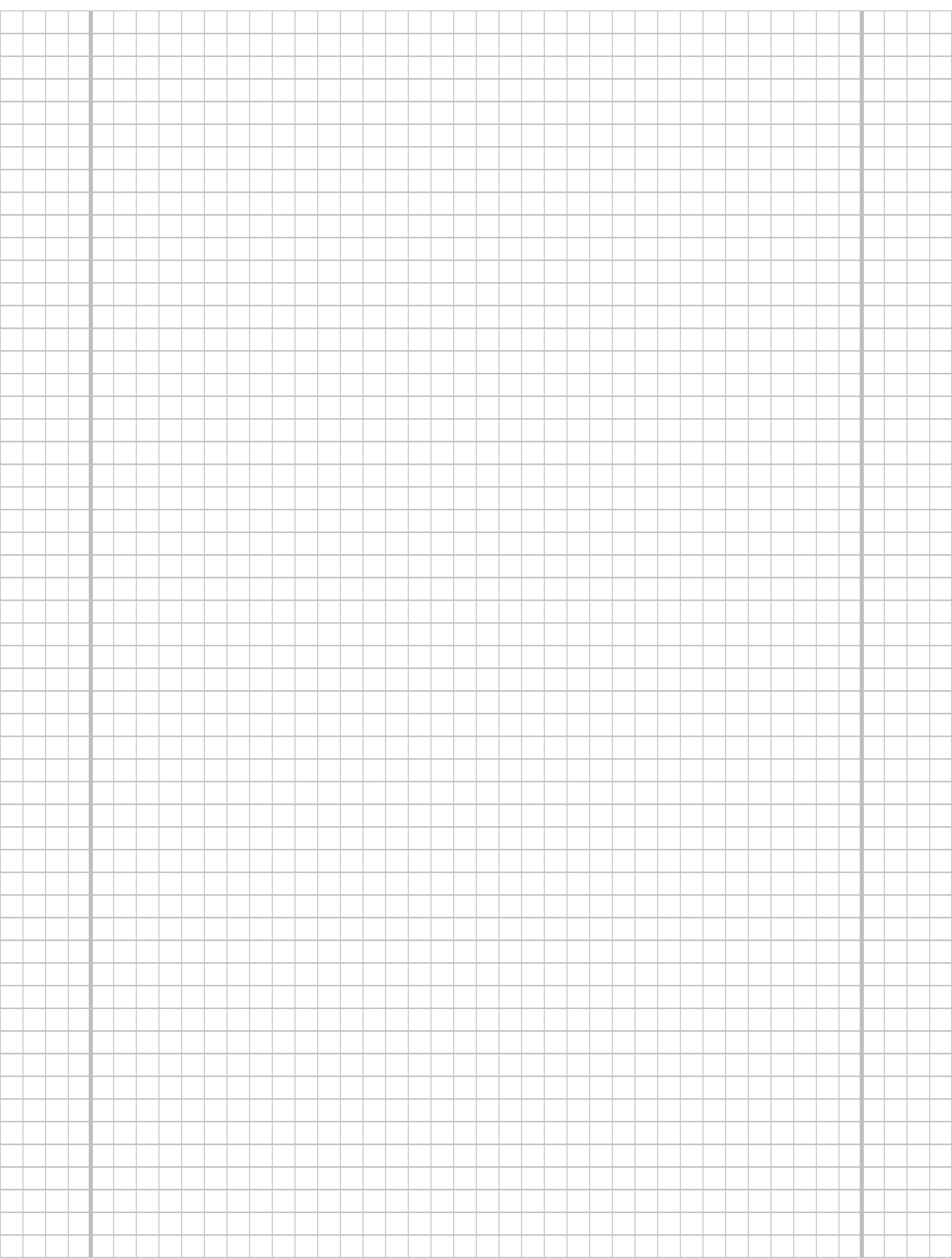
Bei der Abfüllung von Estrichbeton weiß der Hersteller aus Erfahrung, dass die verwendete Maschine eine Standardabweichung von $0.2[kg]$ für die abgefüllte Menge hat. Nach einer Inventur hat der Hersteller den Verdacht, dass die Abfüllanlage im Mittel mehr als die auf dem Produkt ausgezeichneten $40[kg]$ in die Säcke einfüllt. Dies soll mit einem statistischen Test überprüft werden. Hierzu werden der Produktion 16 Säcke entnommen, deren gemessene Füllmengen x_1, \dots, x_{16} als Realisation einer einfachen Stichprobe vom Umfang 16 zur annahmegemäß $N(\mu, 0.2^2[kg^2])$ -verteilten Abfüllmenge betrachtet werden können. Als Stichprobenmittelwert ergibt sich dabei

$$\bar{x} = \frac{1}{16} \sum_{i=1}^{16} x_i = 40.091[kg] .$$

- (a) Geben Sie auf Basis der Stichprobenrealisation ein zweiseitiges Konfidenzintervall für die mittlere Abfüllmenge zur Sicherheitswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$ an.
- (b) Testen Sie zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$, ob der Verdacht der Herstellerfirma bestätigt werden kann. Fassen Sie das Ergebnis des Tests in einem Antwortsatz zusammen.
- (c) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, bei der Ziehung einer Stichprobe und der anschließenden Durchführung des Tests aus Teil (b) eine Testentscheidung zu Gunsten der Nullhypothese zu erhalten, falls die tatsächliche mittlere Abfüllmenge $40.1[kg]$ beträgt?







Aufgabe 6 (9 + 7 = 16 Punkte)

Ein Hersteller von Metallwaren produziert unter anderem Flachverbinder mit einer Soll-Länge von 15 [cm]. Es soll angenommen werden, dass die Länge der hergestellten Flachverbinder gemäß einer Normalverteilung mit unbekanntem Erwartungswert und unbekannter Varianz schwankt. Zur Überprüfung der Qualität der produzierten Flachverbinder werden 10 Flachverbinder aus dem laufenden Produktionsprozess entnommen. Die gemessenen Längen

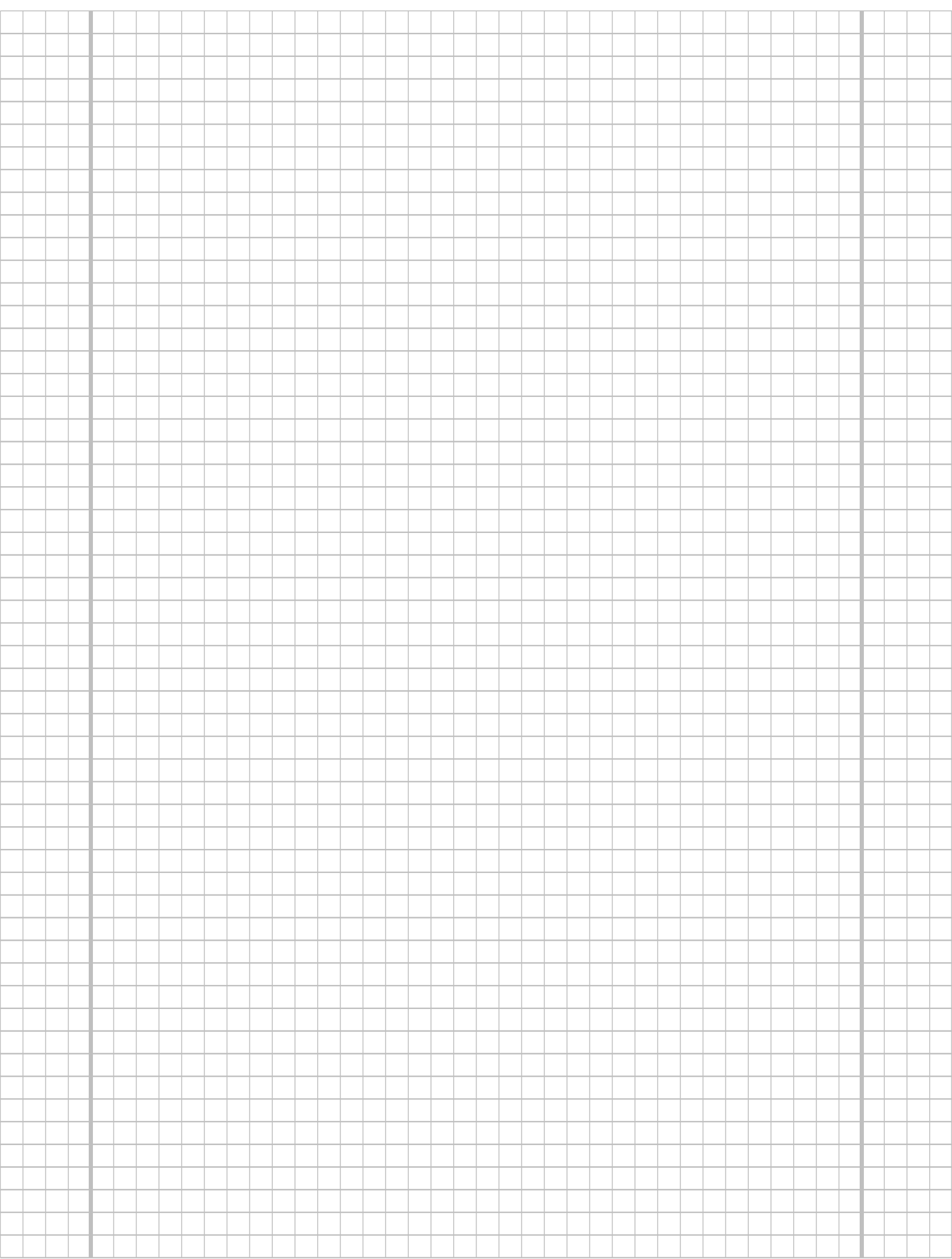
14.85, 14.94, 14.93, 14.87, 15.03, 14.93, 15.05, 15.12, 14.98, 14.99

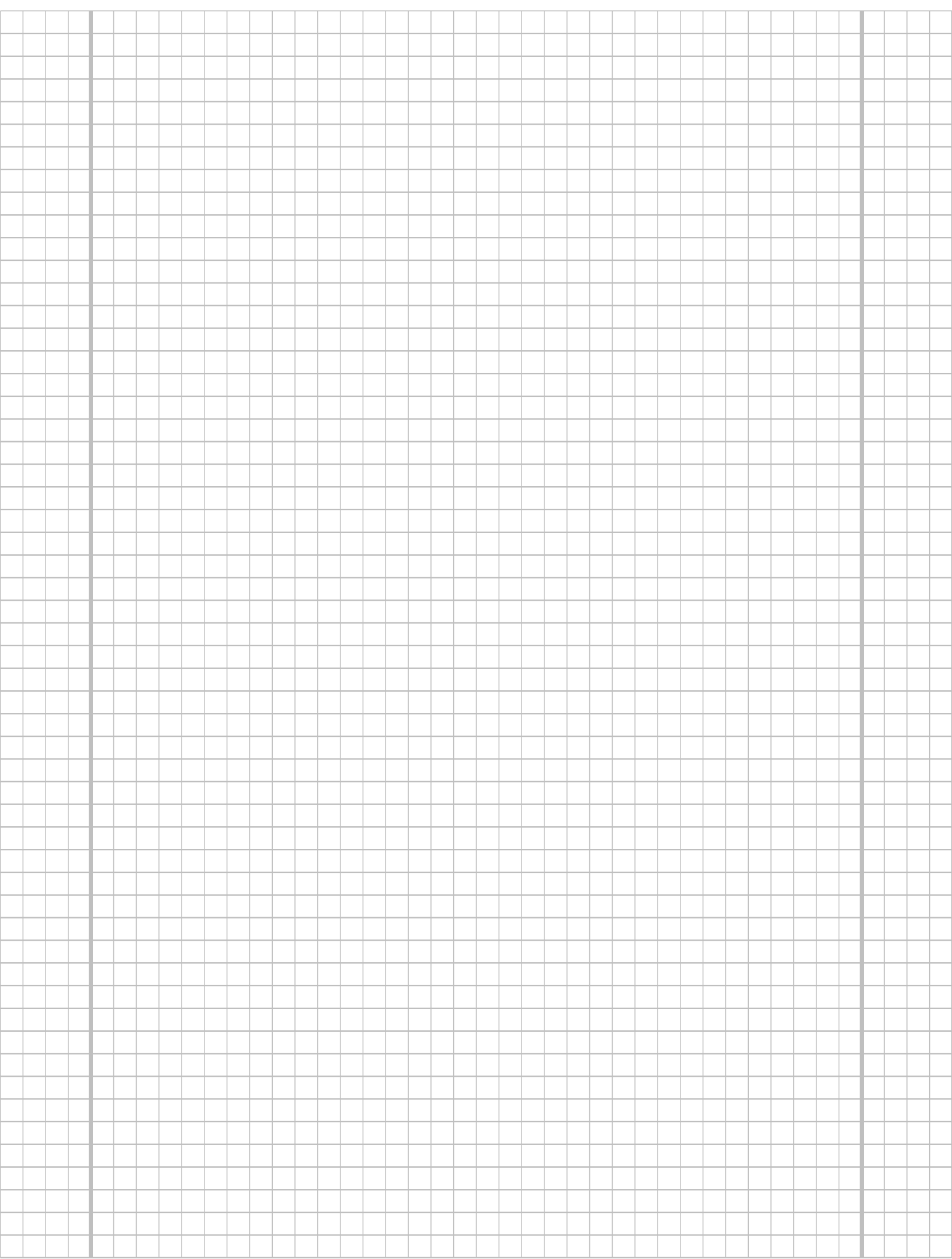
seien als Realisation einer einfachen Stichprobe zur normalverteilten Grundgesamtheit aufzufassen. Aus dieser Realisation wurde bereits $s^2 = 0.006832$ berechnet.

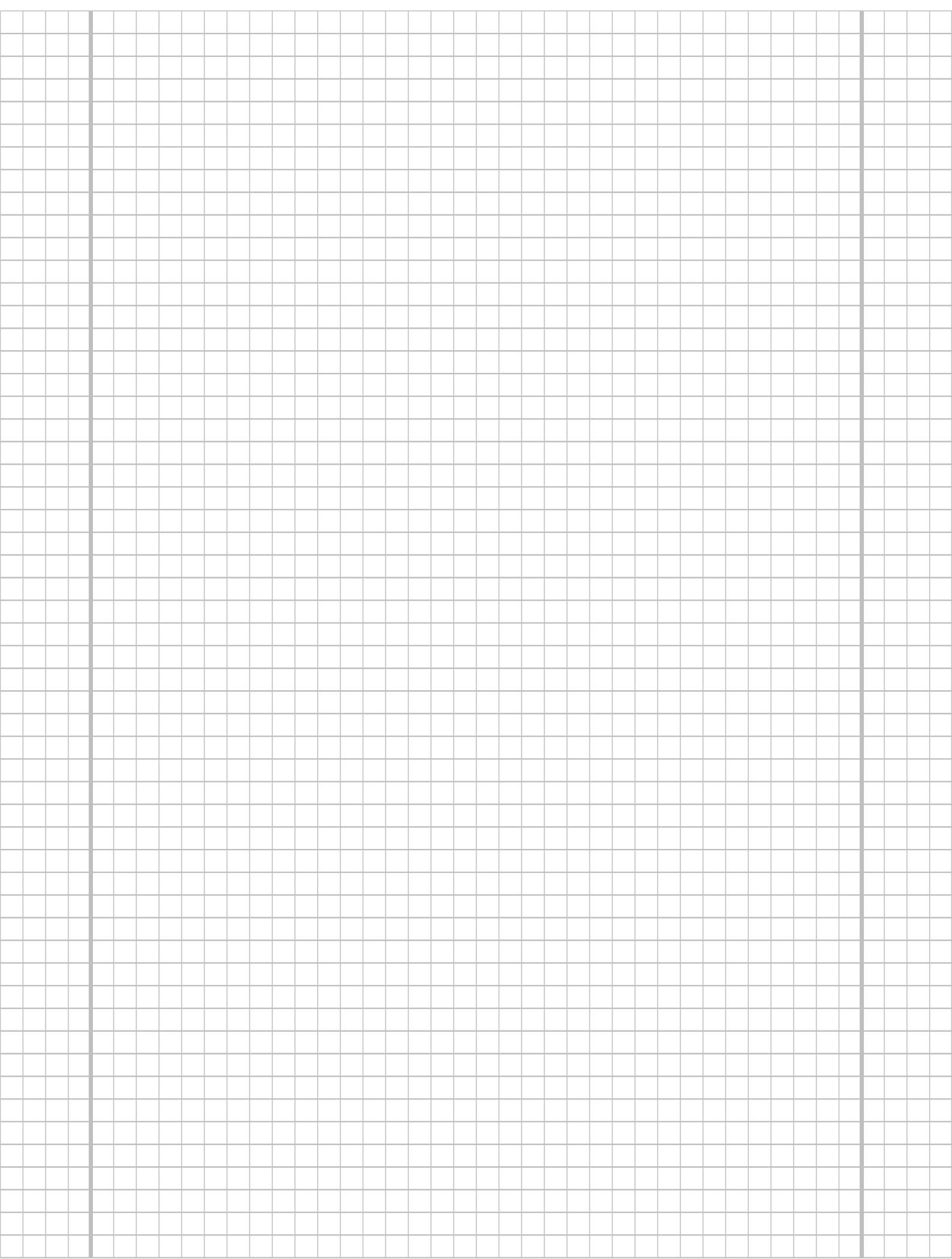
- (a) Überprüfen Sie mit einem geeigneten Test zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$, ob die tatsächliche mittlere Länge der produzierten Flachverbinder im Vergleich zur angegebenen Soll-Länge von 15 [cm] zu klein ist. Fassen Sie das Ergebnis des Tests in einem Antwortsatz zusammen.
- (b) Überprüfen Sie mit einem geeigneten Test zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$, ob die Varianz der Länge der produzierten Flachverbinder im Vergleich zur vom Hersteller angegebenen Toleranz $\sigma_0^2 = 0.0025$ zu groß ist. Fassen Sie das Ergebnis des Tests in einem Antwortsatz zusammen.

Hinweis: Verwenden Sie für Teil (b) den folgenden Tabellenausschnitt mit p -Quantilen von $\chi^2(n)$ -Verteilungen

| $n \backslash p$ | 0.01 | 0.025 | 0.05 | 0.50 | 0.90 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| 6 | 0.872 | 1.237 | 1.635 | 5.348 | 10.645 | 12.592 | 14.449 | 16.812 |
| 7 | 1.239 | 1.690 | 2.167 | 6.346 | 12.017 | 14.067 | 16.013 | 18.475 |
| 8 | 1.646 | 2.180 | 2.733 | 7.344 | 13.362 | 15.507 | 17.535 | 20.090 |
| 9 | 2.088 | 2.700 | 3.325 | 8.343 | 14.684 | 16.919 | 19.023 | 21.666 |
| 10 | 2.558 | 3.247 | 3.940 | 9.342 | 15.987 | 18.307 | 20.483 | 23.209 |



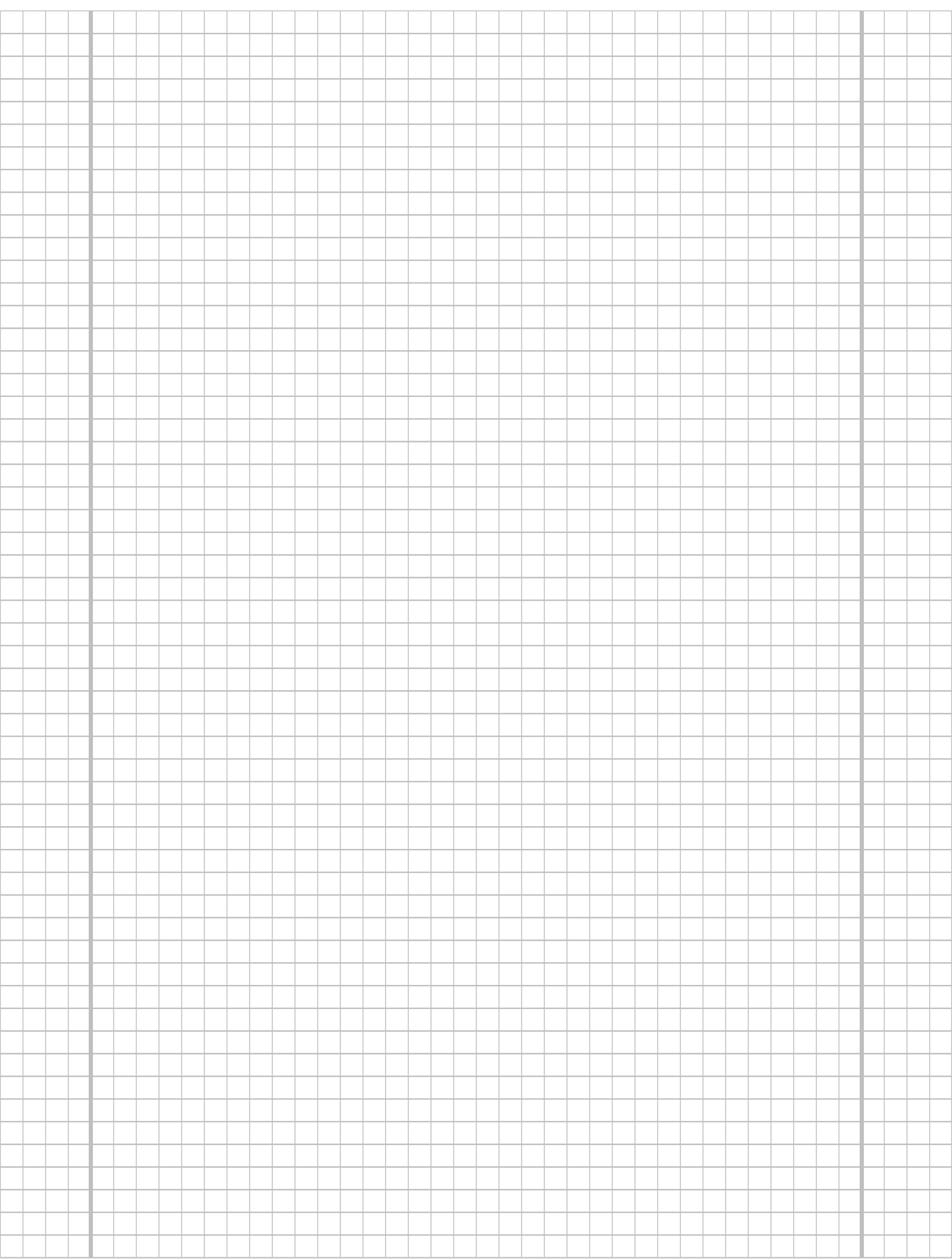




Aufgabe 7 (10 Punkte)

Zwei unterschiedlichen Gruppen mit 56 (Gruppe *A*) bzw. 66 (Gruppe *B*) Heuschnupfenpatienten wird jeweils ein spezielles Antihistaminikum verabreicht. Nach einer festgelegten Zeit werden dann alle Heuschnupfenpatienten gefragt, ob durch das verabreichte Medikament eine Minderung der Beschwerden eingetreten ist. In der Gruppe der Heuschnupfenpatienten, denen Antihistaminikum *A* verabreicht wurde, beantworten 34 Personen diese Frage positiv, in der zu Antihistaminikum *B* gehörigen Gruppe 49 Personen. Überprüfen Sie unter der Annahme, dass es sich bei dem Stichprobenergebnis um die Realisation zweier unabhängiger einfacher Stichproben handelt, zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$, ob sich die Wirksamkeit der beiden Antihistaminika unterscheidet (bezogen auf die Erfolgswahrscheinlichkeit für eine Minderung der Beschwerden). Formulieren Sie das Ergebnis auch in Form eines Antwortsatzes.





Aufgabe 8 (13 Punkte)

Um die Leistungsfähigkeit von 4 Schulklassen einer Klassenstufe zu vergleichen, soll anhand der Ergebnisse einer Vergleichsarbeit untersucht werden, ob die Verteilung der von den Schülern erreichten Punktzahlen abhängig davon ist, welcher der 4 Klassen sie angehören. Zu den verschiedenen Schulklassen wurden die folgenden (fiktiven) Daten zu den erreichten Punktzahlen erhoben:

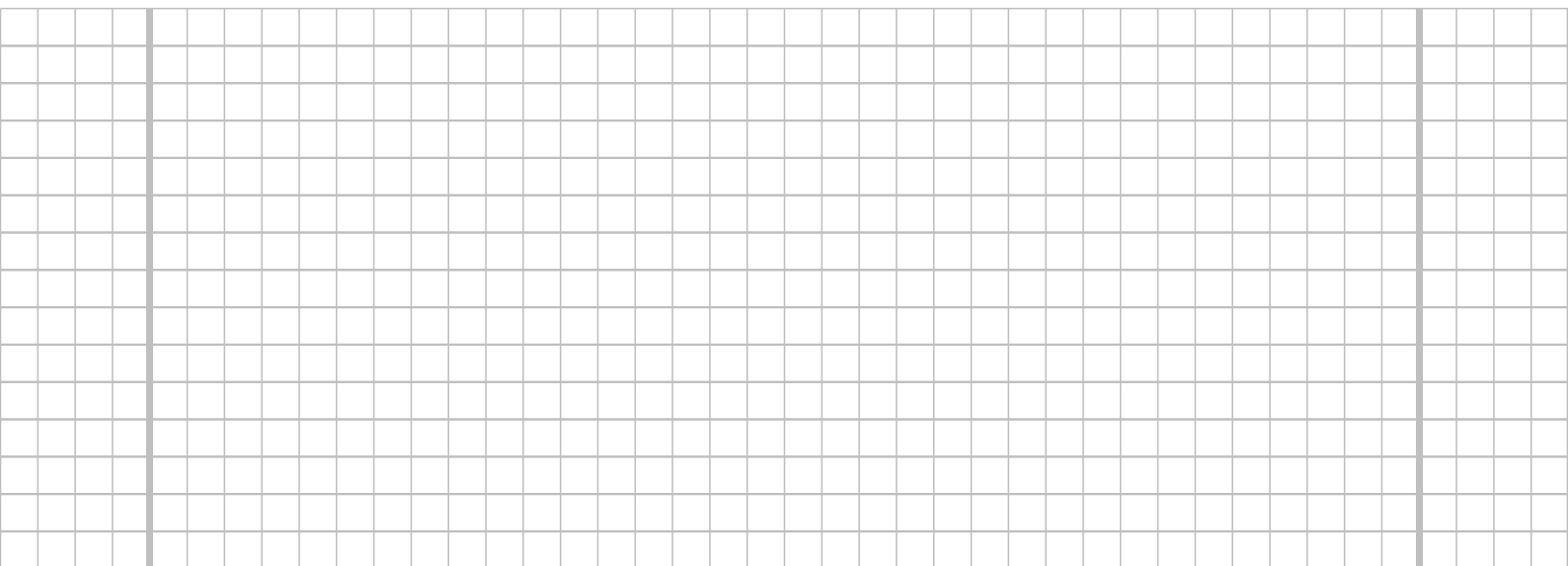
| j (Klasse) | n_j | $\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$ | $\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2$ |
|--------------|-------|--|------------------------------|
| 1 | 28 | 18.877 | 10407.61 |
| 2 | 23 | 18.522 | 8370.05 |
| 3 | 22 | 15.844 | 5969.95 |
| 4 | 20 | 15.323 | 4971.13 |

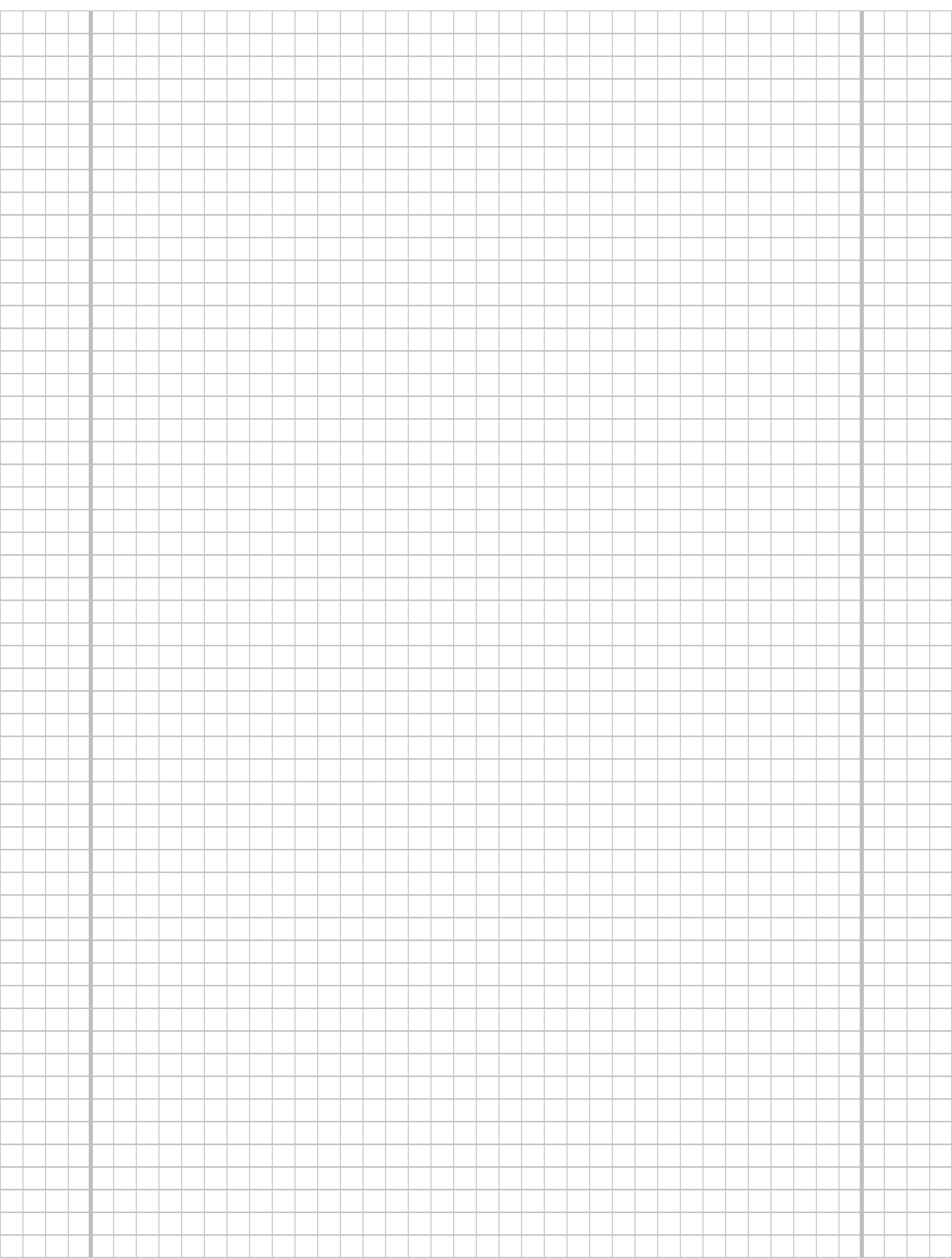
Für die Durchführung der einfachen Varianzanalyse wurde hieraus bereits die Größe $SW = 1632.107$ berechnet.

Überprüfen Sie mit einer einfachen Varianzanalyse (Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$) unter der Annahme, dass die erreichten Punktzahlen Realisierungen von unabhängig $N(\mu_j, \sigma^2)$ -verteilten Zufallsvariablen $X_{j,i} (1 \leq j \leq 4, 1 \leq i \leq n_j)$ sind, ob die Zugehörigkeit zu den unterschiedlichen Schulklassen einen Einfluss auf die (mittlere) erreichte Punktzahl hat. Fassen Sie das Ergebnis der Varianzanalyse auch in einem Antwortsatz zusammen.

Hinweis: Verwenden Sie den folgenden Tabellenausschnitt mit 0.95-Quantilen von $F(m, n)$ -Verteilungen:

| $n \backslash m$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 85 | 86 | 87 | 88 | 89 |
|------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1 | 161.448 | 199.500 | 215.707 | 224.583 | 230.162 | 252.817 | 252.834 | 252.851 | 252.868 | 252.884 |
| 2 | 18.513 | 19.000 | 19.164 | 19.247 | 19.296 | 19.484 | 19.484 | 19.484 | 19.484 | 19.484 |
| 3 | 10.128 | 9.552 | 9.277 | 9.117 | 9.013 | 8.559 | 8.558 | 8.558 | 8.558 | 8.557 |
| 4 | 7.709 | 6.944 | 6.591 | 6.388 | 6.256 | 5.670 | 5.670 | 5.669 | 5.669 | 5.668 |
| 5 | 6.608 | 5.786 | 5.409 | 5.192 | 5.050 | 4.412 | 4.412 | 4.411 | 4.410 | 4.410 |
| 85 | 3.953 | 3.104 | 2.712 | 2.479 | 2.322 | 1.432 | 1.430 | 1.429 | 1.428 | 1.427 |
| 86 | 3.952 | 3.103 | 2.711 | 2.478 | 2.321 | 1.430 | 1.429 | 1.427 | 1.426 | 1.425 |
| 87 | 3.951 | 3.101 | 2.709 | 2.476 | 2.319 | 1.428 | 1.427 | 1.426 | 1.424 | 1.423 |
| 88 | 3.949 | 3.100 | 2.708 | 2.475 | 2.318 | 1.426 | 1.425 | 1.424 | 1.423 | 1.422 |
| 89 | 3.948 | 3.099 | 2.707 | 2.474 | 2.317 | 1.425 | 1.423 | 1.422 | 1.421 | 1.420 |





Aufgabe 9 (1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 = 7 Punkte)

Zur Erklärung des Blutdrucks y_i durch das Verhältnis von tatsächlichem Gewicht zum Idealgewicht x_i unterstellt man die Gültigkeit eines Zusammenhangs im Sinne des folgenden linearen Modells:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + u_i \quad \text{mit} \quad u_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2), \quad i \in \{1, \dots, n\}$$

Aus den Daten einer US-amerikanischen Studie mit ausschließlich weiblichen Probanden wurde das lineare Modell mit der Statistik-Software R wie folgt geschätzt:

```
Call:
lm(formula = y ~ x)

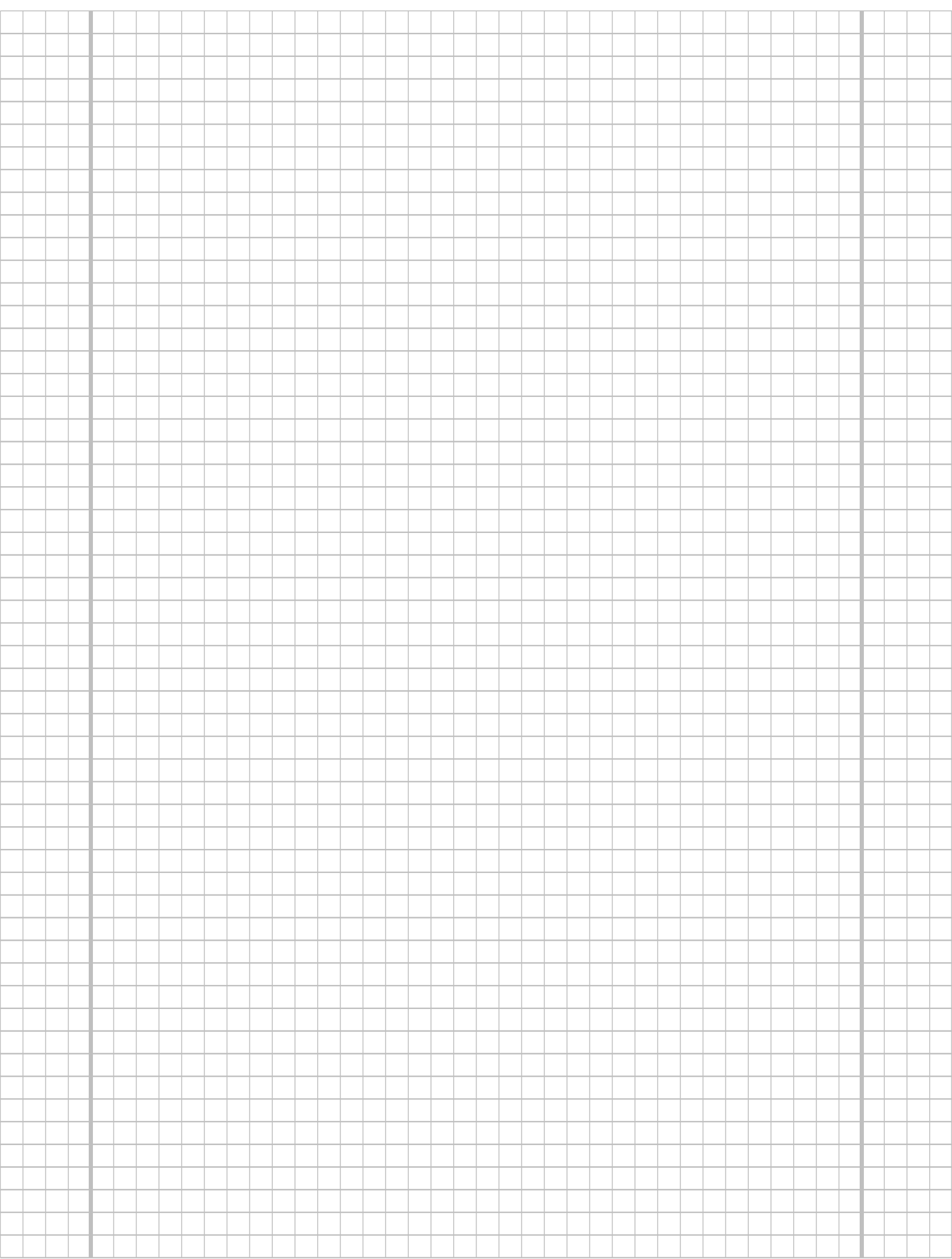
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-21.202 -13.419  -2.503   5.834  70.957

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    72.74      19.62   3.708 0.000845 ***
x              37.17      13.59   2.734 0.010383 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 18.54 on 30 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1995,    Adjusted R-squared:  0.1728
F-statistic: 7.477 on 1 and 30 DF,  p-value: 0.01038
```

- (a) Wie viele weibliche Testpersonen gingen in die Schätzung ein?
- (b) Geben Sie die realisierten Kleinst-Quadrate-Schätzwerte für β_1 und β_2 an.
- (c) Geben Sie den realisierten Schätzwert für σ^2 an.
- (d) Welcher Anteil der Gesamtvarianz des Blutdrucks wird durch das lineare Modell erklärt?
- (e) Entscheiden Sie mit Hilfe des zugehörigen p -Werts zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.10$, ob β_1 signifikant von Null verschieden ist.
- (f) Entscheiden Sie mit Hilfe des zugehörigen p -Werts zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.01$, ob β_2 signifikant positiv ist.
- (g) Welchen Blutdruck prognostiziert das Modell für eine weibliche Person mit einem Verhältnis zwischen tatsächlichem Gewicht und Idealgewicht von 1.1?





Aufgabe 10 (6 + 2 + 3 + 3 + 5 = 19 Punkte)

Zur Schätzung eines einfachen linearen Regressionsmodells

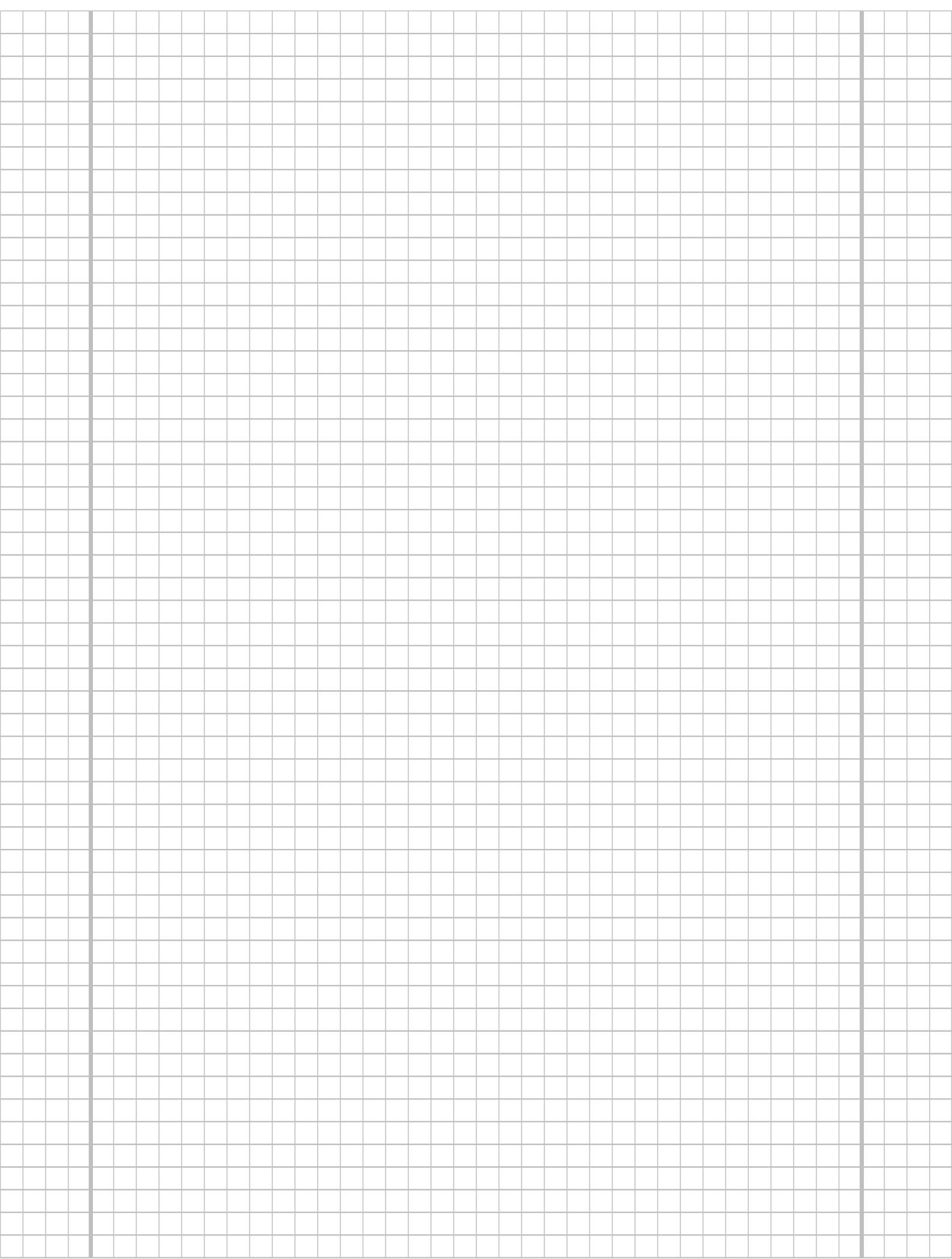
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i \quad \text{mit} \quad u_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2), \quad i \in \{1, \dots, n\}$$

aus einer Stichprobe vom Umfang $n = 30$ wurden bereits die folgenden Zwischenwerte errechnet:

$$\sum_{i=1}^{30} y_i = 119.349; \quad \sum_{i=1}^{30} y_i^2 = 850.131; \quad \sum_{i=1}^{30} x_i = 180.079;$$

$$\sum_{i=1}^{30} x_i^2 = 1165.397; \quad \sum_{i=1}^{30} x_i \cdot y_i = 572.096$$

- Schätzen Sie β_1 und β_2 mit Hilfe der Kleinst-Quadrate-Methode.
- Geben Sie mit Hilfe der bekannten erwartungstreuen Schätzfunktion für σ^2 den realisierten Schätzwert für σ^2 an.
- Berechnen Sie $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2$ und $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}^2$.
- Geben Sie ein symmetrisches Konfidenzintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$ für β_2 an.
- Geben Sie ein Prognoseintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$ für y_0 gegeben $x_0 = 4$ an.



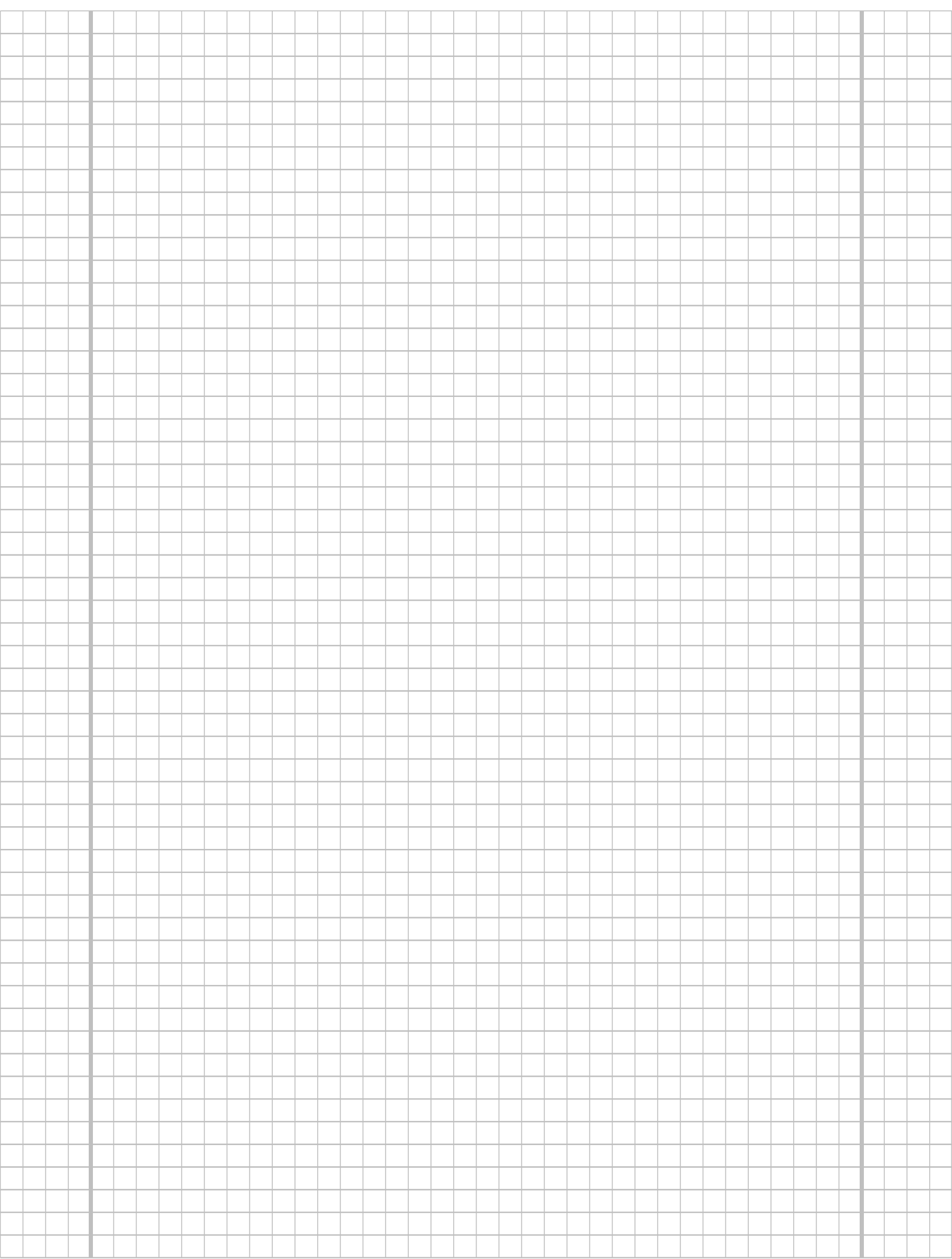


Tabelle zur Standardnormalverteilung

$$F_{N(0,1)}(x) = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

$$\Phi(x) = 1 - \Phi(-x)$$

| | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0.0 | 0.5000 | 0.5040 | 0.5080 | 0.5120 | 0.5160 | 0.5199 | 0.5239 | 0.5279 | 0.5319 | 0.5359 |
| 0.1 | 0.5398 | 0.5438 | 0.5478 | 0.5517 | 0.5557 | 0.5596 | 0.5636 | 0.5675 | 0.5714 | 0.5753 |
| 0.2 | 0.5793 | 0.5832 | 0.5871 | 0.5910 | 0.5948 | 0.5987 | 0.6026 | 0.6064 | 0.6103 | 0.6141 |
| 0.3 | 0.6179 | 0.6217 | 0.6255 | 0.6293 | 0.6331 | 0.6368 | 0.6406 | 0.6443 | 0.6480 | 0.6517 |
| 0.4 | 0.6554 | 0.6591 | 0.6628 | 0.6664 | 0.6700 | 0.6736 | 0.6772 | 0.6808 | 0.6844 | 0.6879 |
| 0.5 | 0.6915 | 0.6950 | 0.6985 | 0.7019 | 0.7054 | 0.7088 | 0.7123 | 0.7157 | 0.7190 | 0.7224 |
| 0.6 | 0.7257 | 0.7291 | 0.7324 | 0.7357 | 0.7389 | 0.7422 | 0.7454 | 0.7486 | 0.7517 | 0.7549 |
| 0.7 | 0.7580 | 0.7611 | 0.7642 | 0.7673 | 0.7704 | 0.7734 | 0.7764 | 0.7794 | 0.7823 | 0.7852 |
| 0.8 | 0.7881 | 0.7910 | 0.7939 | 0.7967 | 0.7995 | 0.8023 | 0.8051 | 0.8078 | 0.8106 | 0.8133 |
| 0.9 | 0.8159 | 0.8186 | 0.8212 | 0.8238 | 0.8264 | 0.8289 | 0.8315 | 0.8340 | 0.8365 | 0.8389 |
| 1.0 | 0.8413 | 0.8438 | 0.8461 | 0.8485 | 0.8508 | 0.8531 | 0.8554 | 0.8577 | 0.8599 | 0.8621 |
| 1.1 | 0.8643 | 0.8665 | 0.8686 | 0.8708 | 0.8729 | 0.8749 | 0.8770 | 0.8790 | 0.8810 | 0.8830 |
| 1.2 | 0.8849 | 0.8869 | 0.8888 | 0.8907 | 0.8925 | 0.8944 | 0.8962 | 0.8980 | 0.8997 | 0.9015 |
| 1.3 | 0.9032 | 0.9049 | 0.9066 | 0.9082 | 0.9099 | 0.9115 | 0.9131 | 0.9147 | 0.9162 | 0.9177 |
| 1.4 | 0.9192 | 0.9207 | 0.9222 | 0.9236 | 0.9251 | 0.9265 | 0.9279 | 0.9292 | 0.9306 | 0.9319 |
| 1.5 | 0.9332 | 0.9345 | 0.9357 | 0.9370 | 0.9382 | 0.9394 | 0.9406 | 0.9418 | 0.9429 | 0.9441 |
| 1.6 | 0.9452 | 0.9463 | 0.9474 | 0.9484 | 0.9495 | 0.9505 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9535 | 0.9545 |
| 1.7 | 0.9554 | 0.9564 | 0.9573 | 0.9582 | 0.9591 | 0.9599 | 0.9608 | 0.9616 | 0.9625 | 0.9633 |
| 1.8 | 0.9641 | 0.9649 | 0.9656 | 0.9664 | 0.9671 | 0.9678 | 0.9686 | 0.9693 | 0.9699 | 0.9706 |
| 1.9 | 0.9713 | 0.9719 | 0.9726 | 0.9732 | 0.9738 | 0.9744 | 0.9750 | 0.9756 | 0.9761 | 0.9767 |
| 2.0 | 0.9772 | 0.9778 | 0.9783 | 0.9788 | 0.9793 | 0.9798 | 0.9803 | 0.9808 | 0.9812 | 0.9817 |
| 2.1 | 0.9821 | 0.9826 | 0.9830 | 0.9834 | 0.9838 | 0.9842 | 0.9846 | 0.9850 | 0.9854 | 0.9857 |
| 2.2 | 0.9861 | 0.9864 | 0.9868 | 0.9871 | 0.9875 | 0.9878 | 0.9881 | 0.9884 | 0.9887 | 0.9890 |
| 2.3 | 0.9893 | 0.9896 | 0.9898 | 0.9901 | 0.9904 | 0.9906 | 0.9909 | 0.9911 | 0.9913 | 0.9916 |
| 2.4 | 0.9918 | 0.9920 | 0.9922 | 0.9925 | 0.9927 | 0.9929 | 0.9931 | 0.9932 | 0.9934 | 0.9936 |
| 2.5 | 0.9938 | 0.9940 | 0.9941 | 0.9943 | 0.9945 | 0.9946 | 0.9948 | 0.9949 | 0.9951 | 0.9952 |
| 2.6 | 0.9953 | 0.9955 | 0.9956 | 0.9957 | 0.9959 | 0.9960 | 0.9961 | 0.9962 | 0.9963 | 0.9964 |
| 2.7 | 0.9965 | 0.9966 | 0.9967 | 0.9968 | 0.9969 | 0.9970 | 0.9971 | 0.9972 | 0.9973 | 0.9974 |
| 2.8 | 0.9974 | 0.9975 | 0.9976 | 0.9977 | 0.9977 | 0.9978 | 0.9979 | 0.9979 | 0.9980 | 0.9981 |
| 2.9 | 0.9981 | 0.9982 | 0.9982 | 0.9983 | 0.9984 | 0.9984 | 0.9985 | 0.9985 | 0.9986 | 0.9986 |
| 3.0 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9988 | 0.9988 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9990 | 0.9990 |
| 3.1 | 0.9990 | 0.9991 | 0.9991 | 0.9991 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9992 | 0.9993 | 0.9993 |
| 3.2 | 0.9993 | 0.9993 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9994 | 0.9995 | 0.9995 | 0.9995 |
| 3.3 | 0.9995 | 0.9995 | 0.9995 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9996 | 0.9997 |
| 3.4 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9997 | 0.9998 |

p-Quantile der Standardnormalverteilung

$$F_{N(0,1)}(N_p) = p$$

| <i>p</i> | 0.85 | 0.90 | 0.95 | 0.975 | 0.99 | 0.995 | 0.9995 |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| <i>N_p</i> | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

p -Quantile der $t(n)$ -Verteilungen $t_{n;p}$

$$T \sim t(n) \Rightarrow F_T(t_{n;p}) = p$$

| $n \backslash p$ | 0.85 | 0.90 | 0.95 | 0.975 | 0.99 | 0.995 | 0.9995 |
|------------------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| 1 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.619 |
| 2 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 31 | 1.054 | 1.309 | 1.696 | 2.040 | 2.453 | 2.744 | 3.633 |
| 32 | 1.054 | 1.309 | 1.694 | 2.037 | 2.449 | 2.738 | 3.622 |
| 33 | 1.053 | 1.308 | 1.692 | 2.035 | 2.445 | 2.733 | 3.611 |
| 34 | 1.052 | 1.307 | 1.691 | 2.032 | 2.441 | 2.728 | 3.601 |
| 35 | 1.052 | 1.306 | 1.690 | 2.030 | 2.438 | 2.724 | 3.591 |
| 40 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 60 | 1.045 | 1.296 | 1.671 | 2.000 | 2.390 | 2.660 | 3.460 |
| 80 | 1.043 | 1.292 | 1.664 | 1.990 | 2.374 | 2.639 | 3.416 |
| 100 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| 120 | 1.041 | 1.289 | 1.658 | 1.980 | 2.358 | 2.617 | 3.373 |
| 140 | 1.040 | 1.288 | 1.656 | 1.977 | 2.353 | 2.611 | 3.361 |
| 160 | 1.040 | 1.287 | 1.654 | 1.975 | 2.350 | 2.607 | 3.352 |
| 180 | 1.039 | 1.286 | 1.653 | 1.973 | 2.347 | 2.603 | 3.345 |
| 200 | 1.039 | 1.286 | 1.653 | 1.972 | 2.345 | 2.601 | 3.340 |
| 250 | 1.039 | 1.285 | 1.651 | 1.969 | 2.341 | 2.596 | 3.330 |