Wirtschaftswissenschaftliches Prüfungsamt

Bachelor-Studiengang
Schließende Statistik
Wintersemester 2010/11

Aufgabenstellung und Ergebnisse

Dr. Martin Becker

Hinweise für die Klausurteilnehmer

- Kleben Sie bitte **sofort** Ihr Namensschild auf obige Markierung!
- Die Klausur besteht aus insgesamt 9 Aufgaben. Prüfen Sie die Vollständigkeit Ihres Exemplares nach; spätere Reklamationen können nicht berücksichtigt werden.
- Es sind insgesamt 120 Punkte (= 16 + 12 + 6 + 11 + 14 + 16 + 13 + 27 + 5) erreichbar.
- Als Hilfsmittel sind zugelassen: Taschenrechner (auch grafikfähig und programmierbar), 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 1–10 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								
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 −1 Punkt, nicht bearbeitete Aussagen 0 Punkte (Aussagen mit zwei Kreuzen zählen als nicht bearbeitet!).
Die Aufgabe wird insgesamt mit mindestens 0 Punkten bewertet!

		wahr	falsch
1.	Sei $X_1, \ldots, X_n$ eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu Y. Dann sind $X_1, \ldots, X_n$ stets normalverteilt.	☐	■
2.	Ist eine Schätzfunktion effizient in einer Klasse erwartungstreuer Schätzfunktionen, so hat keine der Schätzfuntionen in dieser Klasse eine geringere Varianz als die effiziente Schätzfunktion selbst.	■	☐
3.	Die Gütefunktion eines parametrischen Tests gibt zu jedem möglichen Parameterwert θ an, mit welcher Wahrscheinlichkeit der Test die Nullhypothese ablehnt, falls θ der zur tatsächlichen Verteilung von Y gehörende Parameter ist.	■	☐
4.	Bei einem statistischen Hypothesentest ist die minimale Fehlerwahrscheinlichkeit 2. Art stets größer als die maximale Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art.	☐	■
5.	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 abgelehnt, wenn μ_0 im entsprechenden (symmetrischen) Konfidenzintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha$ für μ enthalten ist.	☐	■
6.	Die Annahme, dass $X_1, \ldots, X_n$ eine einfache Stichprobe zu einer normalverteilten Grundgesamtheit Y ist, ist beim Chi-Quadrat-Test für die Varianz wesentlich, bei einer Verletzung dieser Annahme ist selbst eine näherungsweise Verwendung des Tests meist unangebracht.	■	☐
7.	Die einfache Varianzanalyse untersucht, ob die Varianzen für die verschiedenen Faktorstufen eines Faktors konstant sind oder mindestens eine Varianz von den Varianzen der anderen Faktorstufen abweicht.	☐	■
8.	Im einfachen linearen Regressionsmodell sind (bedingte) Prognosen für y_0 gegeben x_0 umso präziser, je näher x_0 an $\overline{x}$ liegt.	■	☐

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 −1 Punkt, nicht bearbeitete Aufgabenteile 0 Punkte (Aufgabenteile mit mehr als einem Kreuz zählen als nicht bearbeitet!).
Die Aufgabe wird insgesamt mit mindestens 0 Punkten bewertet!

1. Es sei $X_1, \ldots, X_n$ eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu Y mit $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$. Dann gilt für die Verteilung von $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$:
   - (a) $\overline{X} \sim N\left(\mu, \sigma^2\right)$ ☐
   - (b) $\overline{X} \sim N\left(n\mu, n\sigma^2\right)$ ☐
   - (c) $\overline{X} \sim N\left(\frac{\mu}{n}, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ ☐
   - (d) $\overline{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ ■

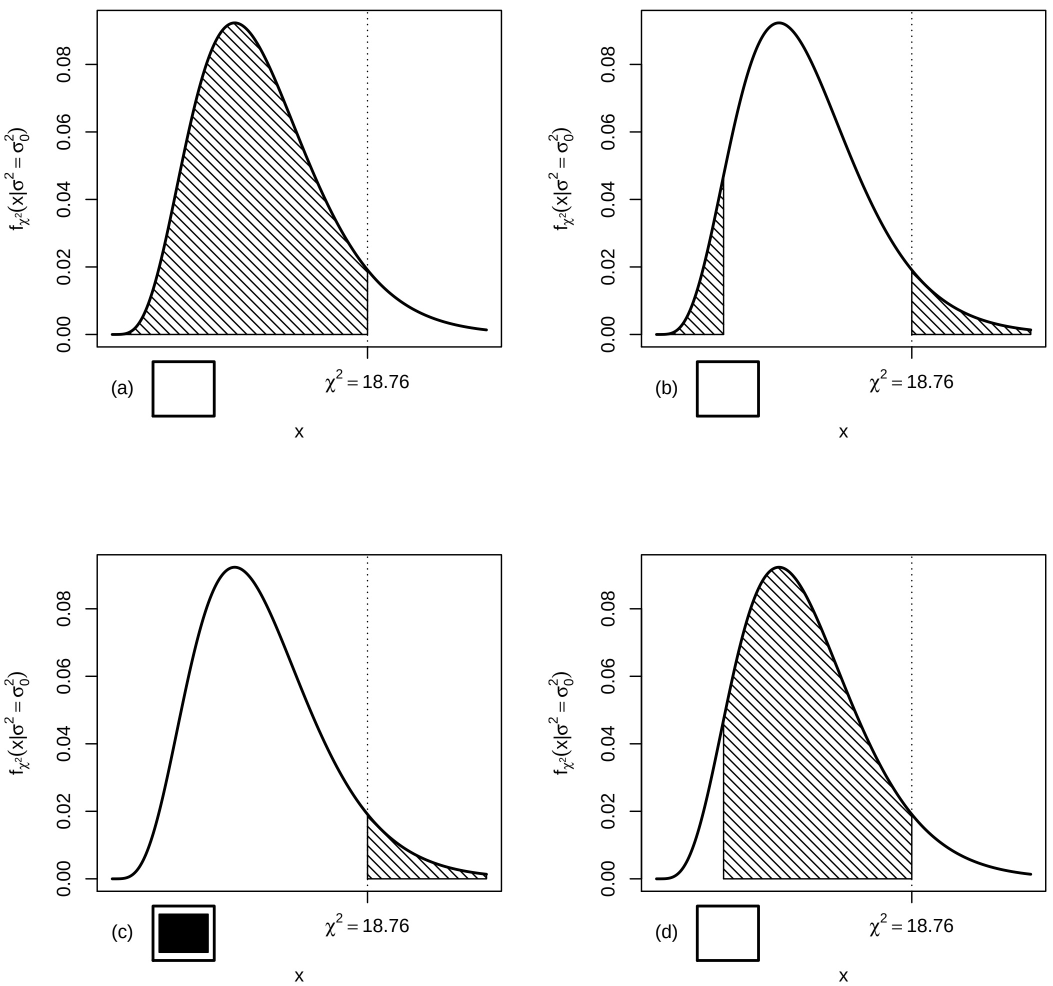
2. Auf Grundlage zweier unabhängiger einfacher Stichproben $X_1^A, \ldots, X_{n_A}^A$ vom Umfang n_A zu Y^A und $X_1^B, \ldots, X_{n_B}^B$ vom Umfang n_B zu Y^B soll unter der Annahme, dass Y^A und Y^B jeweils normalverteilt sind mit unbekannter, aber übereinstimmender Varianz, mit einem Signifikanztest überprüft werden, ob $\mathrm{E}(Y^A) > \mathrm{E}(Y^B)$ gilt. Zur Untersuchung dieser Fragestellung sind die folgenden aus der Vorlesung bekannten Verfahren geeignet:
   - (a) Nur Varianzanalyse ☐
   - (b) Nur t-Differenzentest für verbundene Stichproben ☐
   - (c) Nur 2-Stichproben-t-Test für den Mittelwert ■
   - (d) Varianzanalyse und (äquivalent) 2-Stichproben-t-Test für den Mittelwert ☐

3. Als p-Wert zur realisierten Teststatistik eines zweiseitigen Gauß-Tests für den Mittelwert einer normalverteilten Grundgesamtheit bei bekannter Varianz erhält man $p = 0.03645$. Dann gilt:
   - (a) Die Nullhypothese ist bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.05$ abzulehnen, bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.01$ jedoch nicht abzulehnen. ■
   - (b) Die Nullhypothese ist bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.01$ abzulehnen, bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.05$ jedoch nicht abzulehnen. ☐
   - (c) Die Nullhypothese ist sowohl bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.01$ als auch bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.05$ abzulehnen ☐
   - (d) Die Nullhypothese ist weder bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.01$ noch bei einem Test zum Niveau $\alpha = 0.05$ abzulehnen. ☐

4. Sei $X_1, \ldots, X_{16}$ eine einfache Stichprobe zu einer $N(\mu, \sigma^2)$-verteilten Zufallsvariablen Y mit unbekannten Parametern μ und σ. Auf der Grundlage einer Stichprobenrealisation zu einer einfachen Stichprobe vom Umfang $n = 12$ soll

$$H_0 : \sigma^2 \leq \sigma_0^2 = 10 \qquad \text{gegen} \qquad H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2 = 10$$

getestet werden. Als realisierte Teststatistik erhält man $\chi^2 = 18.76$. 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.



Aufgabe 3 (4 + 2 = 6 Punkte)

Für $\lambda > 0$ sei $Y \sim \text{Pois}(\lambda)$ (es gilt also insbesondere $\text{E}(Y) = \text{Var}(Y) = \lambda$), $X_1, \ldots, X_n$ sei für $n \in \mathbb{N}$ eine einfache Stichprobe vom Umfang n zu Y.

(a) Zeigen Sie: Die Schätzfunktionen

$$T_n(X_1, \ldots, X_n) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(X_i^2 - X_i\right)$$

sind erwartungstreu für λ^2.

(b) Welche Eigenschaft müssen die Schätzfunktionen T_n aus Teil (a) außerdem erfüllen, um für λ^2 konsistent im quadratischen Mittel zu sein?
(Die Gültigkeit dieser Eigenschaft ist **nicht** *zu überprüfen!)*

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) Beweis durch Berechnung des Erwartungswerts von T_n.

(b) $\lim_{n\to\infty} \text{Var}(T_n(X_1, \ldots, X_n)) = 0$

Aufgabe 4 (3 + 2 + 6 = 11 Punkte)

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

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{a^2} \cdot y & \text{für } 0 \leq y \leq a \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Der Parameter a soll auf Grundlage einer einfachen Stichprobe $X_1, \ldots, X_n$ vom Umfang n geschätzt werden.

(a) Zeigen Sie, dass $\mathrm{E}(Y) = \frac{2}{3} \cdot a$ gilt.

(b) Bestimmen Sie den Schätzer $\widehat{a}_{MM}$ nach der Methode der Momente.

(c) Bestimmen Sie den Schätzer $\widehat{a}_{ML}$ nach der Maximum-Likelihood-Methode.

Hinweise:

- *Beachten Sie, dass Sie Teil (b) mit dem angegebenen Resultat 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.*

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) Nachweis durch Berechnung des Erwartungswerts.

(b) $\widehat{a}_{MM} = \frac{3}{2}\overline{x}$

(c) $\widehat{a}_{ML} = \max\{x_1, \ldots, x_n\}$

Aufgabe 5 (10 + 3 + 1 = 14 Punkte)

Eine Verbraucherschutzorganisation vermutet, dass die von einer bestimmten Kellerei abgefüllten Weinflaschen im Durchschnitt weniger als die auf dem Etikett angegebenen 0.75 Liter Wein enthalten. Zur näheren Untersuchung kauft die Verbraucherschutzorganisation unabhängig voneinander an verschiedenen Verkaufsstellen insgesamt 8 Flaschen, bei denen die folgenden Inhalte (in Litern) festgestellt werden:

$$0.703, 0.736, 0.778, 0.696, 0.728, 0.734, 0.751, 0.723$$

(Hinweis: $s = 0.02598$**)**

(a) Untersuchen Sie unter der Annahme, dass die abgefüllten Weinmengen normalverteilt sind, mit einem geeigneten Hypothesentest zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$, ob die Vermutung der Verbraucherschutzorganisation bestätigt werden kann. Fassen Sie das Ergebnis auch in einem Antwortsatz zusammen.

(b) Geben Sie unter der Annahme, dass die abgefüllten Weinmengen normalverteilt sind, ein (symmetrisches) Konfidenzintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$ für die mittlere abgefüllte Weinmenge an.

(c) Ändert sich etwas an der Entscheidung aus Teil (a), wenn statt $\alpha = 0.05$ das Signifikanzniveau $\alpha = 0.025$ zugrundegelegt wird? *(Keine Begründung erforderlich.)*

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) $t = -2.0544 \in (-\infty, -1.895) = K \quad \Rightarrow \quad H_0$ wird abgelehnt!

Der Test bestätigt also die Vermutung der Verbraucherschutzorganisation, dass die mittlere Abfüllmenge niedriger als der angegebene Wert von 0.75 Litern ist.

(b) Realisation des Konfidenzintervalls zur Sicherheitswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$: $[0.709, 0.753]$

(c) Ja.

Aufgabe 6 (14 + 2 = 16 Punkte)

Mit einem Chi-Quadrat-Anpassungstest soll zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$ getestet werden, ob die von einem Zufallszahlengenerator erzeugten Zufallszahlen (wie gewünscht) $N(0,1)$-verteilt sind. Dazu wurden $n = 100$ unabhängige Zufallszahlen generiert und die Verteilung auf einer vorgegebenen Intervalleinteilung wie folgt festgestellt:

i	1	2	3	4	5
K_i	$(-\infty, -1.5]$	$(-1.5, -0.5]$	$(-0.5, 0.5]$	$(0.5, 1.5]$	$(1.5, \infty)$
n_i	10	28	31	16	15

(a) Führen Sie den beschriebenen Test durch. Fassen Sie das Ergebnis auch in einem Antwortsatz zusammen.

(b) Erläutern Sie **kurz** (1–3 Sätze), warum große Werte der Teststatistik gegen die Nullhypothese sprechen.

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

$n \backslash p$	0.01	0.025	0.05	0.5	0.9	0.95	0.975	0.99
1	0.000	0.001	0.004	0.455	2.706	3.841	5.024	6.635
2	0.020	0.051	0.103	1.386	4.605	5.991	7.378	9.210
3	0.115	0.216	0.352	2.366	6.251	7.815	9.348	11.345
4	0.297	0.484	0.711	3.357	7.779	9.488	11.143	13.277
5	0.554	0.831	1.145	4.351	9.236	11.070	12.833	15.086
96	66.730	70.783	74.401	95.334	114.131	119.871	125.000	131.141
97	67.562	71.642	75.282	96.334	115.223	120.990	126.141	132.309
98	68.396	72.501	76.164	97.334	116.315	122.108	127.282	133.476
99	69.230	73.361	77.046	98.334	117.407	123.225	128.422	134.642
100	70.065	74.222	77.929	99.334	118.498	124.342	129.561	135.807

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) $\chi^2 = 16.7726 \in (9.488, +\infty) = K \quad \Rightarrow \quad H_0$ wird abgelehnt!

Der Test findet also Anzeichen dafür, dass die vom Zufallszahlengenerator erzeugten Zahlen nicht $N(0,1)$-verteilt sind.

(b) Große Werte der Teststatistik erhält man durch (verhältnismäßig) große (quadrierte) Abweichungen der (in der Stichprobenrealisation) beobachteten Häufigkeiten von den unter H_0 zu erwartenden Häufigkeiten; daher sprechen große Werte der Teststatistik gegen die Nullhypothese.

Aufgabe 7 (13 Punkte)

Anhand der Ergebnisse der Klausur zur Veranstaltung „Deskriptive Statistik und Wahrscheinlichkeitsrechnung" des Sommersemesters 2010 soll mit Hilfe einer einfachen Varianzanalyse untersucht werden, ob die Verteilung der von den Studierenden im Fach „Deskriptive Statistik und Wahrscheinlichkeitsrechnung" erreichten Punktzahlen abhängig davon ist, ob man ein reines BWL-Studium absolviert (Gruppe 1), ein anderes Studienfach innerhalb der Fakultät (Diplom-Handelslehrer, Wirtschaftsinformatik, Wirtschaft und Recht) belegt (Gruppe 2) oder an der Klausur als Nebenfach-Student einer anderen Fakultät (Gruppe 3) teilgenommen hat. Hierzu wurden folgende Daten zu den erreichten Punktzahlen erhoben:

j (Gruppe)	n_j	$\overline{x}_j = \frac{1}{n_j}\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$	$\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2$
1	225	60.944	936018.25
2	126	55.532	429245.00
3	17	52.824	58662.50

Für die Durchführung der einfachen Varianzanalyse wurde hieraus bereits die Größe $SW = 152241.689$ 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 $X_{j,i} (1 \leq j \leq 3, 1 \leq i \leq n_j)$ sind, ob die Zugehörigkeit zu den oben beschriebenen Gruppen von Studierenden einen Einfluss auf die erreichte Punktzahl hat. Fassen Sie das Ergebnis der Varianzanalyse auch in einem Antwortsatz zusammen.

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

$n \backslash m$	1	2	3	4	5	364	365	366	367	368
1	161.448	199.500	215.707	224.583	230.162	253.964	253.965	253.966	253.967	253.968
2	18.513	19.000	19.164	19.247	19.296	19.493	19.493	19.493	19.493	19.493
3	10.128	9.552	9.277	9.117	9.013	8.534	8.534	8.534	8.534	8.534
4	7.709	6.944	6.591	6.388	6.256	5.638	5.638	5.638	5.638	5.638
5	6.608	5.786	5.409	5.192	5.050	4.376	4.376	4.376	4.376	4.376
364	3.867	3.021	2.629	2.396	2.239	1.188	1.188	1.188	1.188	1.188
365	3.867	3.020	2.629	2.396	2.239	1.188	1.188	1.188	1.188	1.188
366	3.867	3.020	2.629	2.396	2.239	1.188	1.188	1.188	1.188	1.188
367	3.867	3.020	2.629	2.396	2.239	1.188	1.188	1.188	1.188	1.187
368	3.867	3.020	2.629	2.396	2.239	1.188	1.188	1.188	1.187	1.187

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):
$F = 3.578 \in (3.02, +\infty) = K \quad \Rightarrow \quad H_0$ wird abgelehnt!
Die einfache Varianzanalyse kommt also zum Ergebnis, dass ein signifikanter ($\alpha = 0.05$) Einfluss der Studienfachzugehörigkeit auf die erreichte Punktzahl besteht.

Aufgabe 8 (6 + 2 + 3 + 3 + 5 + 3 + 5 = 27 Punkte)

Eine amerikanische Fluggesellschaft nimmt an, dass zwischen den jährlichen Kosten für Treibstoff x_i und den übrigen operativen Kosten y_i (jeweils in 100 Mio USD) ein Zusammenhang in Form des einfachen linearen Regressionsmodells

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

besteht.
Die Fluggesellschaft hat über $n = 8$ Jahre die Kosten für Treibstoff x_i sowie die übrigen operativen Kosten y_i erhoben und daraus für die Durchführung einer einfachen linearen Regressionsanalyse bereits die folgenden Zwischenwerte errechnet:

$$\sum_{i=1}^{8} y_i = 115.24; \quad \sum_{i=1}^{8} y_i^2 = 1736.703; \quad \sum_{i=1}^{8} x_i = 14.916;$$

$$\sum_{i=1}^{8} x_i^2 = 32.937; \quad \sum_{i=1}^{8} x_i \cdot y_i = 233.495; \quad \sum_{i=1}^{8} \hat{y}_i^2 = 1727.748.$$

(a) Schätzen Sie β_1 und β_2 mit Hilfe der Kleinst-Quadrate-Methode.

(b) Berechnen Sie das Bestimmtheitsmaß R^2.

(c) Geben Sie mit Hilfe der bekannten erwartungstreuen Schätzfunktion für σ^2 den realisierten Schätzwert für σ^2 an.

(d) Berechnen Sie $\widehat{\sigma^2}_{\widehat{\beta}_1}$ und $\widehat{\sigma^2}_{\widehat{\beta}_2}$.

(e) Überprüfen Sie zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.01$, ob β_1 signifikant positiv ist. Fassen Sie das Ergebnis auch in einem Antwortsatz zusammen.

(f) Geben Sie ein symmetrisches Konfidenzintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.99$ für β_2 an.

(g) Geben Sie ein Prognoseintervall zur Vertrauenswahrscheinlichkeit $1 - \alpha = 0.95$ für die restlichen operativen Kosten y_0 in einem Jahr mit Treibstoffkosten von $x_0 = 0.5$ an.

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) $\widehat{\beta}_1 = 7.626$, $\widehat{\beta}_2 = 3.635$

(b) $R^2 = 0.8807$

(c) $\widehat{\sigma}^2 = 1.525$

(d) $\widehat{\sigma^2}_{\widehat{\beta}_1} = 1.229$, $\widehat{\sigma^2}_{\widehat{\beta}_2} = 0.2984$

(e) $t = 6.876 \in (3.143, +\infty) = K \quad \Rightarrow \quad H_0$ wird abgelehnt!

β_1 ist also signifikant positiv.

(f) $[1.61, 5.66]$

(g) $[5.756, 13.131]$

Aufgabe 9 (1 + 1 + 1 + 1 + 1 = 5 Punkte)

Zur Erklärung der stetigen Wochenrenditen y_i der BMW-Aktie durch die stetigen Wochenrenditen x_i des DAX unterstellt man die Gültigkeit eines Zusammenhangs im Sinne des folgenden linearen Modells:

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

Mit den stetigen Wochenrenditen der zweiten Jahreshälfte des Jahres 2010 wurde das lineare Modell mit der Statistik-Software R wie folgt geschätzt:

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

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.058359 -0.020671 -0.001171  0.019764  0.069304

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.009336   0.006724   1.388   0.1777
x           1.164781   0.388177   3.001   0.0062 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.03175 on 24 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2728,       Adjusted R-squared: 0.2425
F-statistic: 9.004 on 1 and 24 DF,  p-value: 0.006196
```

(a) Wie viele Wochenrenditen 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 der stetigen BMW-Wochenrenditen wird durch das lineare Modell erklärt?

(e) Entscheiden Sie mit Hilfe des zugehörigen p-Werts zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.01$, ob β_2 signifikant von Null verschieden ist.

Ergebnisse (ohne Begründung/Rechenweg):

(a) $n = 26$

(b) $\widehat{\beta}_1 = 0.009336$, $\widehat{\beta}_1 = 1.164781$

(c) $\widehat{\sigma}^2 = 0.00101$

(d) 0.2728

(e) β_2 signifikant von Null verschieden.