Bachelorprüfung

Fach: Praxis der empirischen Wirtschaftsforschung

Prüfer: Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.

Name, Vorname	
Matrikelnr.	
E-Mail	
Studiengang	
Semester	
Datum	
Raum, Platznr.	
Unterschrift	

<u>Vorbemerkungen:</u>

Anzahl der Aufgaben: Die Klausur besteht aus 6 Aufgaben, die alle bearbeitet werden müssen.

Bewertung: Es können maximal 90 Punkte erworben werden. Die maximale Punktzahl ist für jede Aufgabe in Klammern angegeben. Sie entspricht der für die Aufgabe empfohlenen Bearbeitungszeit in Minuten.

Erlaubte Hilfsmittel:

- Formelsammlung (ist der Klausur beigefügt)
- Tabellen der statistischen Verteilungen (sind der Klausur beigefügt)
- Taschenrechner
- Fremdwörterbuch

Wichtige Hinweise:

- Sollte es vorkommen, dass die statistischen Tabellen, die dieser Klausur beiliegen, den exakten Wert der Freiheitsgrade nicht ausweisen, machen Sie dies kenntlich und verwenden Sie den nächstgelegenen Wert.
- Sollte es vorkommen, dass bei einer Berechnung eine erforderliche Information fehlt, machen Sie dies kenntlich und treffen Sie für den fehlenden Wert eine plausible Annahme.

Aufgabe 1: **[17 Punkte]**

Eine Lohngleichung wird mit Daten für die USA geschätzt. Das ökonometrische Modell lautet:

$$\text{wage}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{exper}_i + \beta_2 \text{exper}_i^2 + \beta_3 \text{black}_i + u_i$$

Dabei bezeichnet wage den durchschnittlichen Stundenlohn in Dollar und exper die Berufserfahrung in Jahren. Die Dummy-Variable black identifiziert Personen mit schwarzer Hautfarbe. Die Schätzung mit SPSS für eine Stichprobe mit 3010 Beobachtungen liefert folgenden Output:

ANOVA[b]

Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	1927,344	3	642,448	102,293	,000[a]
	Nicht standardisierte Residuen	18879,009	3006	6,280		
	Gesamt	20806,353	3009			

a. Einflußvariablen : (Konstante), black, expersq, exper

b. Abhängige Variable: wage

Koeffizienten[a]

Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	T	Sig.
		RegressionskoeffizientB	Standardfehler	Beta		
1	(Konstante)	4,622	,201		23,032	,000
	exper	,335	,043	,527	7,706	,000
	expersq	-,015	,002	-,474	-6,928	,000
	black	-1,744	,109	-,281	-15,994	,000

a. Abhängige Variable: wage

a) Berechnen und interpretieren Sie das Bestimmtheitsmaß R^2. (2 Punkte)

b) Bestimmen Sie den erwarteten durchschnittlichen Stundenlohn für eine nicht schwarze Person mit einer Berufserfahrung von 8 Jahren. Vergleichen Sie den Wert mit dem für schwarze Personen, die über die gleiche Berufserfahrung verfügen. (4 Punkte)

c) Erläutern Sie, ob ein kausaler Effekt der Variable black vorliegt. (4 Punkte)

d) Berechnen Sie ein 95%-Konfidenzintervall für den Vorhersagewert des Stundenlohns Schwarzer mit 8 Jahren Berufserfahrung (siehe Teilaufgabe b; sollten Sie den Wert in Teilaufgabe b noch nicht berechnet haben, unterstellen Sie eine Vorhersage von 4,6 USD). Erläutern Sie Ihr Vorgehen und zeigen Sie dabei, dass der nachstehende SPSS Output für die Berechnung verwendet werden kann. (Hinweis: Die Variablen im transformierten Modell sind wie folgt definiert: exper8=exper-8, expersq64=expersq-64, black1=black-1.) (7 Punkte)

Koeffizienten[a]

Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	T	Sig.
		RegressionskoeffizientB	Standardfehler	Beta		
1	(Konstante)	4,615	,102		45,349	,000
	exper8	,335	,043	,527	7,706	,000
	expersq64	-,015	,002	-,474	-6,928	,000
	black1	-1,744	,109	-,281	-15,994	,000

a. Abhängige Variable: wage

Aufgabe 2: **[17 Punkte]**

Sie untersuchen die Einkommensverhältnisse in der zweiten Fußballbundesliga. Es liegen Ihnen folgende Informationen zu 353 Zweitligaprofis vor, die in 4 Kategorien gruppiert werden:

salary	Jahreseinkommen in €	mid	= 1 wenn Mittelfeldspieler, sonst = 0
years	Spielerfahrung in Profiliga in Jahren	keep	= 1 wenn Torwart, sonst = 0
strik	= 1 wenn Angriffsspieler, sonst = 0	def	= 1 wenn Abwehrspieler, sonst = 0

Sie schätzen folgendes Modell mit SPSS:

$$\log(salary_i) = \beta_0 + \beta_1 years_i + \beta_2 def_i + \beta_3 mid_i + \beta_4 strik_i + u_i$$

ANOVA[b]

Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	???	4	42,088	45,230	,000[a]
	Nicht standardisierte Residuen	323,824	348	,931		
	Gesamt	???	352			

a. Einflußvariablen : (Konstante), years, def, mid, strik

b. Abhängige Variable: log(salary)

Koeffizienten[a]

Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten		
		Regressionskoeffizient B	Standardfehler	Beta	T	Sig.
1	(Konstante)	12,322	,105		117,593	,000
	Years	,177	,013	,581	13,370	,000
	Def	,213	,157	,060	1,357	,176
	Mid	,046	,171	,012	,268	,789
	Strik	,181	,177	,045	1,024	,306

a. Abhängige Variable: log(salary)

a) Interpretieren Sie $\hat{\beta}_1$ inhaltlich. (2 Punkte)

b) Wie ändert sich der erwartete Lohn eines Spielers, wenn er im Angriff statt in der Verteidigung spielt? Können Sie die statistische Signifikanz des Unterschieds bestimmen? Erläutern Sie kurz Ihre Antwort. (3 Punkte)

c) Berechnen Sie die durch das Modell erklärte Streuung (SSE) in den logarithmierten Spielergehältern, wenn das R^2 der Regression 0,342 beträgt. (3 Punkte)

d) Welche Annahme des linearen Regressionsmodells wäre verletzt, wenn Sie zusätzlich die Variable *keep* einfügen? Was bedeutet die Aufnahme von *keep* für die Schätzung von β_2, β_3 und β_4? (2 Punkte)

e) Erläutern Sie kurz die Testidee des F-Tests auf Gesamtsignifikanz. (2 Punkte)

f) Überprüfen Sie anhand des F-Tests am 10% Niveau, ob Feldspieler signifikant mehr verdienen als ein Torwart. Verwenden Sie hierfür zusätzlich den unten stehenden Output. Es sind Nullhypothese, Teststatistik, kritischer Wert und Testentscheidung anzugeben. (5 Punkte)

ANOVA[b]

Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	165,980	1	165,980	178,601	,000[a]
	Nicht standardisierte Residuen	326,196	351	,929		
	Gesamt	492,176	352			

a. Einflußvariablen : (Konstante), years

b. Abhängige Variable: log(salary)

Aufgabe 3: **[11 Punkte]**

Sie haben Daten zu monatlichen Einkommen und möchten untersuchen, ob es Hinweise auf gruppenspezifische Lohnunterschiede gibt. Der Datensatz enthält die folgenden Variablen für 935 Personen:

lwage	logarithmiertes Monatseinkommen (in €)
exper	Berufserfahrung (in Jahren)
$exper^2$	Quadrat der Berufserfahrung
tenure	Beschäftigungsdauer im aktuellen Betrieb
age	Alter (in Jahren)
female	Dummyvariable (= 1 wenn weiblich, = 0 wenn männlich)
black	Dummyvariable (= 1 wenn schwarze Hautfarbe, = 0 sonst)

Sie schätzen das Modell

$$lwage_i = \beta_0 + \beta_1 exper_i + \beta_2 exper_i^2 + \beta_3 tenure_i + \beta_4 age_i + \beta_5 female_i + \beta_6 black_i + u_i$$

und erhalten folgenden SPSS-Output:

Koeffizienten[a]

Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	T	Sig.
		Regressionskoeffizient B	Standardfehler	Beta		
1	(Intercept)	5,883	,185		31,727	,000
	Exper	,027	,014	,278	1,930	,054
	$exper^2$	-,002	,001	-,377	-2,535	,011
	Tenure	,012	,003	,144	4,456	,000
	age	,024	,005	,179	4,741	,000
	Female	-,121	,028	-,136	-4,300	,000
	Black	-,219	,040	-,174	-5,447	,000

a. Abhängige Variable: lwage

a) Interpretieren Sie $\hat{\beta}_5$ und $\hat{\beta}_6$ inhaltlich. (3 Punkte)

b) Berechnen Sie, wie sich die geschätzte Konstante ändert, wenn Sie das Einkommen statt in € in 1000€ messen. (4 Punkte)

c) Führen Sie einen LM-Test auf gemeinsame Signifikanz der Parameter $\hat{\beta}_5$ und $\hat{\beta}_6$ für das Ursprungsmodell auf dem 5% Signifikanzniveau anhand des folgenden SPSS-Outputs durch. Geben Sie die Null- und Alternativhypothese, die Teststatistik, den kritischen Wert und die Testentscheidung an.

(Hinweis: Der Output bezieht sich auf die Hilfsregression der Residuen des restringierten Ursprungsmodells auf alle erklärenden Variablen des Ursprungsmodells.) (4 Punkte)

Modellzusammenfassung

Modell	R	R-Quadrat	Korrigiertes R-Quadrat	Standardfehler des Schätzers
1	,250[a]	,063	,057	,39556755

a. Einflußvariablen : (Konstante), black, age, female, tenure, exper, $exper^2$

Aufgabe 4: **[8 Punkte]**

Sie schätzen eine Cobb-Douglas Produktionsfunktion, um zu überprüfen, wie sich der Einsatz von Kapital und Arbeit auf die produzierte Menge auswirkt. Eine Cobb-Douglas Produktionsfunktion hat die Form: $Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2}$ mit Q = hergestellte Menge, K = Kapital, gemessen in EUR, L = Arbeit, gemessen als Zahl der Beschäftigten.

a) Aufgrund welcher Gauss-Markov-Annahme ist eine Transformation mittels Logarithmus notwendig und wie sieht die transformierte Funktion aus? (2 Punkte)

Die Schätzung der transformierten Produktionsfunktion für n=25 liefert ihnen folgenden Output.

Koeffizienten[a]

Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten		
		Regressionskoeffiz ientB	Standardfehler	Beta	T	Sig.
1	(Konstante)	2,481	,129		19,290	,000
	Ln L	,257	,027	,519	9,519	,000
	Ln K	,640	,035	1,003	?	?

a. Abhängige Variable: Ln Q

b) Interpretieren Sie den Parameter für Arbeit (L) statistisch und inhaltlich. (2 Punkte)

c) Der Bundeswirtschaftsminister behauptet, dass β_2 negativ ist. Testen Sie auf dem 5% Niveau diese Hypothese. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, Freiheitsgrade, kritischen Wert und Ihre Testentscheidung an. (4 Punkte)

Aufgabe 5: **[23 Punkte]**

Wahr oder falsch? Tragen Sie für jede der folgenden Aussagen ein „w" für „wahr" oder ein „f" für „falsch" ein. Für jede richtige Antwort gibt es 0,5 Punkte, für jede falsche Antwort werden 0,5 Punkte abgezogen. Die Gesamtpunktzahl kann nicht negativ werden.

	Die F-Verteilung nimmt nur positive Werte an und ist nicht symmetrisch.
	Die Wurzel des Korrelationskoeffizienten ist die Standardabweichung.
	Die Kovarianz von zwei Zufallsvariablen nimmt Werte zwischen -10 und +10 an.
	In einem Modell $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + u_i$ mit $\beta_1 > 0$ und $\beta_2 < 0$ ergibt sich ein umgekehrt U-förmiger Verlauf der Regressionsgeraden.
	Eine konsistente Schätzung der Steigungsparameter mit der KQ-Methode erfordert, dass die Kovarianz zwischen Störterm und erklärenden Variablen null ist.
	Die Stichprobenvarianz S^2 einer Zufallsvariablen x ist ein unverzerrter Schätzer für die unbekannte Varianz von x in der Grundgesamtheit.
	Für Prognosen benötigt man unverzerrte und effiziente Schätzer.
	Eine Stichprobe ist dann zufällig, wenn die Vorgehensweise bei der Auswahl unbekannt ist.
	Das Modell $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + (\beta_2)^{x_i^2} + u_i$ verletzt mindestens eine Gauss-Markov-Annahme.
	Mit einer log-log Spezifikation lassen sich Elastizitäten schätzen.
	Zwei Zufallsvariablen x_i und x_j sind korreliert, falls gilt $cov(x_i, x_j) \neq 0$.
	Unter den Gauss-Markov-Annahmen MLR1-MLR5 ist der KQ-Schätzer lediglich asymptotisch effizient.
	Der Regressor in einem linearen Regressionsmodell entspricht dem quadrierten Korrelationskoeffizienten zwischen tatsächlichen und vorhergesagten Werten für die abhängige Variable.
	Skaliert man eine nicht logarithmierte erklärende Variable um, so ändern sich der dazugehörige Koeffizient und sein Standardfehler.
	Unverzerrtheit eines Schätzers bedeutet, dass der geschätzte Koeffizient dem wahren Bevölkerungsparameter entspricht.
	Die Störtermvarianz kann mit Hilfe der Residuen geschätzt werden.
	Endogene Regressoren führen in der Regel zu verzerrten Schätzungen.
	Je effizienter die Schätzung, umso breiter die Konfidenzintervalle.
	Homoskedastie ist eine Voraussetzung für die korrekte Berechnung von Konfidenzintervallen.
	Zur Berechnung des Standardfehlers des KQ-Schätzers nutzt man die Stichprobenvarianz der Residuen als Schätzer für die Störtermvarianz σ^2.
	Wenn ein Schätzer als BLUE bezeichnet wird, bedeutet dies, dass die damit geschätzten Parameter unpräzise sind.
	Die Präzision der Schätzergebnisse sinkt mit steigender Störtermvarianz.
	Die mittels KQ-Schätzung vorhergesagten Werte für die abhängige Variable liegen immer auf der Regressionsgerade.
	Die mittlere bedingte Unabhängigkeit des Störterms von den erklärenden Variable (MLR.4) ist Voraussetzung für eine unverzerrte KQ-Schätzung.
	Der Mittelwert der vorhergesagten Werte für die abhängige Variable entspricht dem Mittelwert der beobachteten Werte, wenn das Modell eine Konstante enthält.
	Die Verzerrung der KQ-Schätzergebnisse aufgrund einer relevanten ausgelassenen erklärenden Variablen ist umso größer, je stärker die Korrelation zwischen der ausgelassenen und der im Modell enthaltenen Variablen ist.
	Die Verteilung der Störterme ergibt sich aus der Stichprobenverteilung des KQ-Schätzers.
	Der F-Test prüft, ob Unterschiede in der Quadratsumme der Residuen (SSR) zwischen restringiertem und unrestringiertem Modell signifikant sind.
	Wird die $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ in einem F-Test verworfen, ist die empirische F-Statistik nicht kleiner als ihr kritischer Wert.
	Die Zahl der Zählerfreiheitsgrade eines F-Tests wird durch die Anzahl der Beobachtungen minus Anzahl der geschätzten Parameter minus Eins bestimmt.
	Ist der Störterm unabhängig von den erklärenden Variablen, verletzt dies die Annahmen des klassischen linearen Modells.
	Wird $\alpha = 0{,}10$ gewählt, ist man bereit, in 90% der Fälle die H_0 zu verwerfen, obwohl sie wahr ist.

	In dem Modell wage=$\beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 female + u$ bei dem female ein Dummy für das Geschlecht ist, zeigt der Parameter β_2 eine Verschiebung des Achsenabschnitts an.
	Das Modell $\log \text{wage} = \beta_1 \cdot \text{male} + \beta_2 \cdot \text{female} + u$ ist aufgrund des Problems der dummy variable trap nicht schätzbar.
	In einem Modell mit Dummy-Variable kann über die Referenzgruppe keine Aussage getroffen werden.
	In einem Modell $log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \log(x_i) + u_i$ führt eine Umskalierung von x zu einer Änderung der Konstanten.
	Mittels KQ vorhergesagte Werte sind Zufallsvariablen.
	Die Verwendung von Interaktionstermen ist eine notwendige Voraussetzung für die Durchführung des Chow-Tests.
	Partielle Effekte von Dummy-Variablen können nicht von anderen Variablen abhängen.
	Ein Chow-Test wird in der Regel in Form eines t-Tests durchgeführt.
	Bei kleinem R^2 können die Parameterschätzer nicht interpretiert werden.
	Ein standardisierter oder beta-Koeffizient β_j beschreibt, um wie viele Standardabweichungen sich $\hat{y}$ ändert, wenn x_j um eine Standardabweichung steigt.
	Die Varianz des vorhergesagten $\hat{y}$ ist am größten, wenn alle erklärenden Variablen an ihrem Stichprobenmittelwert betrachtet werden.
	In der Regressionsfunktion $\log \text{wage} = -2 + 0.06 \cdot \text{educ} - 0.25 \cdot \text{female} + \hat{u}$ beträgt die geschätzte Lohneinbuße der Frauen exakt 25%.
	Dummy-Variablen können zur Programmevaluation genutzt werden.
	Ein vollständig interagiertes Modell enthält keine Haupteffekte der Variablen.

Aufgabe 6: **[14 Punkte]**

Welche Antwort ist richtig? Kreuzen Sie nur **eine Antwort** pro Aufgabe an. Falls mehrere Aussagen korrekt sind, kreuzen Sie **nur** die entsprechende **Antwortkombination** an. Für jede richtige Antwort gibt es 1 Punkt. Für falsche Antworten werden keine Punkte abgezogen.

1.	Der Effekt eines Regressors x_1 im Modell $\hat{y} = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 x_1$ wird bei Aufnahme einer irrelevanten Variable in das Modell	
a	❑	effizienter geschätzt, da die Störtermvarianz gesenkt wird.
b	❑	nur dann ineffizienter geschätzt, wenn die zusätzliche Variable mit x_1 korreliert ist.
c	❑	verzerrt geschätzt, wenn die irrelevante Variable mit x_1 korreliert ist.
d	❑	verzerrt geschätzt, wenn x_1 mit dem Störterm korreliert ist.
e	❑	a und d.
f	❑	b und d.

2.	Um die Präzision einer Schätzung zu erhöhen	
a	❑	sollte man keine irrelevanten erklärenden Variablen verwenden.
b	❑	sollte man standardisierte Koeffizienten berechnen.
c	❑	sollte man auf geringe Variation in den erklärenden Variablen achten.
d	❑	sollte man ein möglichst hohes Signifikanzniveau wählen.
e	❑	a und b.
f	❑	a, b und d.

3.	Gilt die Annahme der Homoskedastie nicht,	
a	❑	trifft die Annahme $Var(u \mid x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$ zu.
b	❑	kann die Varianz des Störterms von den Ausprägungen der erklärenden Variablen abhängen.
c	❑	so gilt das Gaus-Markov Theorem nur bei Verwendung von logarithmierten abhängigen Variablen.
d	❑	ist der KQ-Schätzer nicht mehr BLUE.
e	❑	b und d.
f	❑	Alle Antworten sind zutreffend.

4.	Der Korrelationskoeffizient	
a	❑	misst den linearen Zusammenhang zwischen zwei Variablen X und Y.
b	❑	hat das gleiche Vorzeichen wie die Kovarianz.
c	❑	hängt von den gewählten Einheiten der Variable ab.
d	❑	hat den Wertebereich $-\infty$ bis $+\infty$.
e	❑	a und b.
f	❑	a, b und c.

5.	Wenn der p-Wert für den Signifikanztest eines Parameters den Wert 0,07 annimmt, dann	
a	❑	wird H_0 am 5% Niveau verworfen.
b	❑	wird H_0 am 10% Niveau verworfen.
c	❑	beträgt der Typ II Fehler bei Verwerfen von H_0 7%.
d	❑	beträgt der Typ I Fehler bei Verwerfen von H_0 3,5%.
e	❑	c und d.
f	❑	keine der Antworten,

6.	Im Modell $y_i = \beta_1 x_i + u_i$ und bei Gültigkeit der Annahmen MLR.1 bis MLR.5 wird β_1 mittels $\sum_i x_i y_i \Big/ \sum_i x_i^2$	
a	❑	effizient geschätzt, wenn $\bar{x} = 0$ und $\bar{y} = 0$.
b	❑	verzerrt geschätzt, wenn der Populationsparameter des Steigungsparameters $\beta_1 = 0$.
c	❑	verzerrt geschätzt, wenn $\bar{x} = 0$.
d	❑	verzerrt geschätzt, wenn $E(u\|x)=0$.
e	❑	a und b.
f	❑	b und d.

7.	Bei der Regressionsfunktion $y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + u$ kann der marginale Effekt der Variablen x	
a	❑	fallen.
b	❑	steigen.
c	❑	konstant bleiben.
d	❑	für unterschiedliche Ausprägungen von x das Vorzeichen wechseln.
e	❑	a, b, c und d.
f	❑	keine der Antworten.

8.	Zum Testen von Linearkombinationen von Parametern	
a	❑	wird der Likelihood-Maximizer Test verwendet.
b	❑	können t-Tests verwendet werden.
c	❑	muss ein Signifikanzniveau < 5% gewählt werden.
d	❑	kann ein Modell so umformuliert werden, dass der Standardfehler der zu testenden Linearkombination der Parameter geschätzt werden kann.
e	❑	b und d.
f	❑	keine der Antworten.

9.	Beim Umskalieren der erklärenden Variable mit einem konstanten multiplikativen Faktor im Modell $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$ ändert sich	
a	❑	die Konstante.
b	❑	der Steigungsparameter.
c	❑	das Bestimmtheitsmaß.
d	❑	SSR (die Quadratsumme der Residuen).
e	❑	a und d.
f	❑	b und c.

10.	Ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0{,}80$ zeigt an, dass	
a	❑	die Quadratsumme der Residuen (SSR) größer ist als die gesamte Quadratsumme (SST).
b	❑	die erklärte Quadratsumme (SSE) größer ist als die Quadratsumme der Residuen (SSR).
c	❑	die Nullhypothese eines F-Tests auf gemeinsame Signifikanz aller Kovariaten nicht abgelehnt werden kann.
d	❑	alle Steigungsparameter statistisch signifikant geschätzt sind.
e	❑	a und b.
f	❑	c und d.

11.	Dummy-Variablen	
a	❑	können nicht als abhängige Variable verwendet werden.
b	❑	können in einem linearen Wahrscheinlichkeitsmodell nicht als erklärende Variable verwendet werden.
c	❑	haben genau zwei Ausprägungen.
d	❑	haben mindestens zwei Ausprägungen.
e	❑	a und c.
f	❑	b und d.

12.	In einem einseitigen t-Test auf dem 5% Signifikanzniveau mit H_1: $\beta_1 < 0$	
a	❑	können keine Typ II Fehler gemacht werden.
b	❑	liegt der Ablehnungsbereich auf der rechten Seite der t-Verteilung.
c	❑	wird die H_0 verworfen, wenn $p > 0{,}05$.
d	❑	wird die H_0 verworfen, wenn der empirische t-Wert > 0 ist.
e	❑	a und b.
f	❑	keine der Antworten.

13.	Ein 95%-Konfidenzintervall	
a	❑	beschreibt ein Intervall, welches den wahren Bevölkerungsparameter zu 95% umschließt.
b	❑	beschreibt ein Intervall, welches den wahren Bevölkerungsparameter zu 5% umschließt.
c	❑	ist enger als ein 99%-Konfidenzintervall.
d	❑	ist auch dann korrekt, wenn die Störterme nicht homoskedastisch sind.
e	❑	a und c.
f	❑	c und d.

14.	Für eine unverzerrte Schätzung des wahren Bevölkerungsparameters mittels KQ ist nicht erforderlich,	
a	❑	dass der Erwartungswert der Konstante null ist.
b	❑	dass die Störterme normalverteilt sind.
c	❑	dass der Erwartungswert des Störterms unabhängig von den erklärenden Variablen ist.
d	❑	dass die Stichprobe gegen unendlich geht.
e	❑	a, b und d.
f	❑	a, b und c.