Aufgabe 1:

Im Nachlass eines von Studenten gemeuchelten Ökonometrie-Assistenten finden Sie umseitig abgedruckte Eviews-Regressionsoutputs. Sie wissen, dass er zuletzt an der Erforschung der studentischen Leistungen mit einer Zufallsstichprobe von 240 Studenten gearbeitet hat. Wie Sie aus Tabelle 1 ersehen können, hat er dazu folgendes Modell benutzt:

$$L = \beta_1 + \beta_2 SEM + \beta_3 SEM^2 + \beta_4 AGE + \beta_5 AGE \cdot SEM + \beta_6 MNOTE + \beta_7 LETZTES + \varepsilon$$

Als Leistungsindikator (L) verwendete er die Summe der Kreditpunkte aller im Semester erfolgreich abgeschlossenen Veranstaltungen multipliziert mit der jeweiligen Note. Als erklärenden Variablen standen ihm die jeweilige Semesterzahl (SEM), das Alter (AGE) und die Matura-Note (MNOTE) zur Verfügung. Zudem wusste er, ob der Student sich im letzten Semester vor Studiumsabschluss befand (LETZTES, Dummy, 0: nicht letztes Semester, 1: letztes Semester).

Erweisen Sie dem Assistenten die letzte Ehre, indem Sie sein Werk vollenden und dazu folgende Fragen beantworten:

Dependent Variable: L				**Tabelle 1**
Method: Least Squares				
Included observations:		240		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	168.0000	63.8172	2.6325	0.0090
SEM	12.7500	7.0500	1.8085	0.0718
SEM^2	-27.0420	10.8500	-2.4924	0.0134
AGE	6.5000	5.7000	1.1404	0.2553
AGE * SEM	4.7500	1.5800	3.0063	0.0029
MNOTE	8.2500	26.7600	0.3083	0.7581
LETZTES	-38.0000	20.2500	-1.8765	0.0618
R-squared	0.6185	Mean dependent var		108.5000
Adjusted R-squared	0.6087	S.D. dependent var		14.2750
S.E. of regression	8.9295			
Sum squared resid	18578.2750			

Dependent Variable: L				**Tabelle 2**
Method: Least Squares				
Included observations:		240		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	198.0000	125.0000	1.5840	0.1145
AGE	7.2500	5.3250	1.3615	0.1747
MNOTE	3.7590	12.9750	0.2897	0.7723
LETZTES	-15.7690	18.2750	-0.8629	0.3891
R-squared	0.6040	Mean dependent var		108.5000
Adjusted R-squared	0.5990	S.D. dependent var		14.2750
S.E. of regression	9.0394	F-Test:		
Sum squared resid	19283.7791			

a) **Interpretieren Sie den Regressionsparameter b_7 statistisch und inhaltlich.**

- <u>statistisch</u>: -38,000; t = -1,8765; p = 0,0618; auf 5%-Niveau insignifikant; auf 10% signifikant
- <u>inhaltlich:</u> Im letzten Studiensemester werden 38 Noten*Kreditpunkte weniger erzielt

b) Ergäbe sich ein Unterschied in der Interpretation von b_7, wenn das Modell nur aus $\beta_1 + \beta_7 LETZTES + \varepsilon$ bestünde? Erläutern Sie.

- Antwort in a) gilt nur für ∅ aller erklärenden Variablen
- Im neuen Modell ist β_7 als Korrelation interpretierbar

c) Testen Sie $H_0: 2\beta_1 + \beta_7 = 46$ auf dem 5%-Signifikanzniveau zweiseitig. Stellen Sie die Alternativhypothese auf. Sie wissen, dass Cov(b_1,b_7)=0.

- $H_0: 2\beta_1 + \beta_7 = 46$; α=5%
  $H_1: 2\beta_1 + \beta_7 \neq 46$
- $t_{krit,\alpha=5\%/2\ ;\ 233} = 1.96$
- $t = \dfrac{(2b_1 + b_7) - 46}{\sqrt{2^2 \cdot Var(b_1) + Var(b_7) + 2 \cdot 2 \cdot Cov(b_1, b_7)}}$
  $= \dfrac{(2 \cdot 168.00 - 38.00) - 46}{\sqrt{4 \cdot 4072.635 + 410.0625 + 0}} = \dfrac{252}{129.2308} = 1.95$
- Interpretation: Die Nullhypothese wird auf dem 5%-Niveau knapp nicht verworfen.

d) Berechnen Sie ein 95%-Konfidenzintervall für den marginalen Effekt des Alters auf den Leistungsindikator eines Studenten im 5. Fachsemester und interpretieren Sie es inhaltlich. Sie wissen: Cov(b_4,b_5)=0,5 .

- 95%-KI
- marginaler Effekt des Alters: $\dfrac{\delta E(L)}{\delta AGE} = b_4 + b_5 \cdot SEM = 6.5 + 4.75 \cdot 5 = 30.25$
- $t_c = 1,96$
  $se\left(\dfrac{\delta E(L)}{\delta AGE}\right) = \sqrt{Var\left(b_4 + b_5 \cdot \overline{SEM}\right)}$
- $= \sqrt{Var(b_4) + \overline{SEM}^2 \cdot Var(b_5) + 2 \cdot \overline{SEM} \cdot Cov(b_4, b_5)}$
  $= \sqrt{5.7^2 + 5^2 \cdot 1.58^2 + 2 \cdot 5 \cdot 0.5} = \sqrt{99,9}$
  $= 9.995$
- KI: $[30.25 \pm 1.96 \cdot 9.995]$
- $[10.66 ; 49.84]$
- Interpretation: (2 aus 3)
- Alter hat einen Einfluss von 10,66 – 49,84 Notenkreditpunkten bei Studierenden des 5. Fachsemesters
- Größe des Intervalls – Präzision des Effekts
- Repeated sampling context: 95% der so konstruierten Intervalle beinhalten den wahren marginalen Effekt in wiederholten Stichproben

e) Berechnen Sie die Semesterzahl für einen 23jährigen Studenten, in dem seine Leistung am höchsten ist.

- $\dfrac{\delta E(L)}{\delta SEM} = b_2 + 2 \cdot b_3 \cdot SEM + b_5 \cdot AGE = 0$

$$12.75 + 2 \cdot -27.042 \cdot \text{SEM} + 4.75 \cdot 23 = 0$$

– $$2 \cdot -27.42 \cdot \text{SEM} = -\left(12.75 + 4.75 \cdot 23\right) = -122$$

$$\text{SEM} = 2.255750$$

f) Testen Sie, ob die Semesterzahl einen signifikanten Erklärungsbeitrag zum Modell liefert. Geben Sie den kritischen Wert der Teststatistik an, die Sie zum Schliessen heranziehen, oder beschreiben Sie genau, wo man ihn in einer Tabelle statistischer Verteilungen finden würde.(4 von 5)

– $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_5 = 0$
$H_1: \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_5 \neq 0$

– T = 240; K = 7; J = 3; SSE_U = 18578,275; SSE_R = 19283,7791

– $$F = \frac{\left(19283.7791 - 18578.275\right)/3}{18578.275/\left(233\right)} = 2.95$$

– $F_{\alpha=5\%;3;233} = 2.6$; $F_{\alpha=1\%;3;233} = 3.78$

– A: H_0 wird auf dem 5%-Signifikanzniveau verworfen; auf dem 1%-Niveau nicht

Aufgabe 2:

a) Die Schätzung aus Aufgabe 1 wurde separat für 110 Studentinnen (Tab. 3) und 130 Studenten (Tab. 4) durchgeführt. Testen Sie, ob die gefundenen Regressionskoeffizienten für Männer und Frauen gleich sind.

Dependent Variable: L			**Tabelle 3**
Method: Least Squares			
Included observations:		110	
Regressionsergebnisse für 7 Koeffizienten aus Platzgründen gelöscht!			
R-squared	0.7851	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.7675	S.D. dependent var	
S.E. of regression	6.8838		
Sum squared resid	3459.2569		

Dependent Variable: L			**Tabelle 4**
Method: Least Squares			
Included observations:		130	
Regressionsergebnisse für 7 Koeffizienten aus Platzgründen gelöscht!			
R-squared	0.5636	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.5524	S.D. dependent var	
S.E. of regression	9.6127		
Sum squared resid	14137.9357		

– Chow-Breakpoint-Test über die Summe der Quadrate

– T = 240 ; K = 14 ; J = 7

– $SSE_R = 18578,275;\ SSE_U = 3459,2569 + 14137,9357 = \mathbf{17597,1926}$

$F_{\alpha=5\%;7;226} \approx 2.05\ \ F_{\alpha=1\%;7;226} \approx 2.72$

– $$F = \frac{\left(18578.275 - 17597.1926\right)/7}{17597.1926/\left(226\right)} = 1.8$$

- H_0 kann nicht verworfen werden; Koeffizienten für Männer und Frauen sind gleich

b) Testen Sie, ob Männer und Frauen die gleiche Fehlertermvarianz haben. Erläutern Sie Ihr Testverfahren im Detail.

- Goldfeld-Quandt-Test
- $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$; $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_1^2$
- $\sigma^2_{\text{Männer}} = (9,6127)^2 = 92,404$ (130 Männer)

  $\sigma^2_{\text{Frauen}} = (6,8838)^2 = 47,3867$ (110 Frauen)
- $GQ = \sigma^2_{\text{Männer}} / \sigma^2_{\text{Frauen}} = 92.404 / 47.3867 = 1.94$
- F(5%, 103, 123) = 1.36; F(1%, 103, 123) = 1.55
- 1.94 > 1.55 bzw. 1.35 → H_0 wird verworfen; Unterschiedliche Fehlertermvarianz für Männer und Frauen; Heteroskedastie

c) Sie wollen überprüfen ob Ihr Ergebnis in a) robust hinsichtlich unterschiedlicher Fehlertermvarianz ist. Dazu schätzen Sie Ihr Modell für beide Teilstichproben erneut mit dem (feasible) GLS-Verfahren und erhalten: SSEFrauen $^{(fGLS)}$ = 103, SSEMänner $^{(fGLS)}$ = 123, SSEbeideGeschlechter $^{(fGLS)}$ = 250,5. Testen Sie erneut auf Gleichheit der Regressionskoeffizienten für Männer und Frauen und vergleichen Sie Ihre Ergebnis mit dem aus Teilaufgabe a).

- Chow-Test unter FGLS:
- T = 240 ; K = 14 ; J = 7
- $SSE_R = 250.5$
- $SSE_U = 103 + 123 = 226$
- $F_{\alpha=1\%;7;226} \approx 2.64$

  $$F = \frac{(250.5 - 226)/7}{226/226} = 3.5$$
- H_0 wird auf 1%-Niveau verworfen; Ergebnis aus (a) wird nicht bestätigt; Fehlschluss aufgrund Heteroskedastie

d) Der Assistent hatte zuletzt folgende Hypothese formuliert: $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \frac{1}{SEM_i^2}$ Interpretieren Sie diese Hypothese inhaltlich. Notieren Sie ein neues Schätzmodell für das der KQ-Schätzer effizient ist. Können Sie eine Aussage bezüglich der von Ihnen erwarteten Standardfehler der Regressionskoeffizienten im Vergleich zur Ursprungsschätzung (Tab. 1) machen?

- Fehlertermvarianz variiert reziprok mit quadrierter Semesterzahl: Je höher die Anz. der Semester, desto niedriger die Varianz

  $$W = \left(\frac{1}{\text{Sem}^2}\right)^{-1/2} = \left(\text{Sem}^{-2}\right)^{-1/2} = \text{Sem}$$
- $$L \cdot SEM = \beta_1 \cdot SEM + \beta_2 \cdot SEM^2 + \beta_3 \cdot SEM^3 + \beta_4 \cdot AGE \cdot SEM$$
  $$+ \beta_5 \cdot AGE \cdot SEM^2 + \beta_6 \cdot MNOTE \cdot SEM + \beta_7 \cdot LETZTES \cdot SEM + \varepsilon$$
- Nein, kann man nicht; größer oder kleiner, GLS

Aufgabe 3:

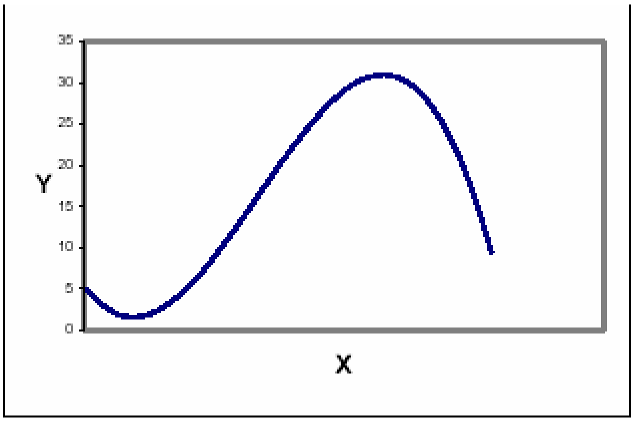
Wahr oder Falsch? Tragen Sie für zutreffende Aussagen den Buchstaben w (für wahr), für nicht zutreffende f (für falsch) ein. (Für jede richtige Antwort gibt es 0,5 Punkte, für jede falsche Antwort werden 0,5 Punkte abgezogen. Die Gesamtpunktzahl kann nicht negativ werden.)

F	Jede F-Statistik ist das Quadrat einer t-Statistik.
W	Die Varianz des Vorhersagefehlers im einfachen Regressionsmodell ist am Mittelwert der erklärenden Variablen am geringsten.
W	Der Hausman Test testet prinzipiell, ob die durch unterschiedliche Schätzverfahren gewonnenen Schätzwerte für die Parameter gleich sind.
F	Beim RESET Test werden zusätzlich zu den erklärenden Variablen ihre vorhergesagten Werte entweder nur im Quadrat oder zusätzlich in dritter Potenz in der Regressionsgleichung berücksichtigt.
F	Die KQ Koeffizienten bei multivariaten Modellen werden im Gegensatz zu einfachen Modellen nicht aus der Minimierung der Summe quadrierter Fehlerterme abgeleitet.
F	Eine Betrachtung der Residuen bietet dann erste Hinweise auf Autokorrelation in den Fehlertermen, wenn wir eine hohe Korrelation mit einer der erklärenden Variablen feststellen.
F	Der "two-stage least squares" Schätzer korrigiert im ersten Schritt alle im Modell genutzten Variablen und führt im zweiten Schritt eine Schätzung mit diesen korrigierten Werten durch.
W	Wenn die erklärenden Variablen einer Schätzgleichung mit dem Störterm des Modells korrelieren, ist der KQ Schätzer inkonsistent.
W	Monte Carlo Studien untersuchen die Eigenschaften von Schätzverfahren anhand künstlich erzeugter Daten.
W	Instrumentvariablenschätzer können das Inkonsistenzproblem im Fall stochastischer erklärender Variablen lösen.
F	Auch bei autokorrelierten Fehlertermen sind KQ Schätzer BLUE.
W	Eine Betrachtung der Residuen von Schätzern ist hilfreich, um Autokorrelationsmuster zu entdecken.
F	Bei autokorrelierten Fehlertermen kann die statistische Signifikanz von KQ Parameterschätzern anhand der t-Statistik überprüft werden.
F	Der Durbin-Watson Test testet auf Autokorrelation erster oder zweiter Ordnung.
F	Das White-Verfahren bietet eine Korrekturmöglichkeit bei in erster Ordnung autokorrelierten Fehlertermen, wenn das Ausmaß der Autokorrelation nicht bekannt ist.
F	In einem Modell kann jede Variable W als Instrumentvariable genutzt werden, die nicht in der Modellgleichung vorkommt.
W	Die verallgemeinerte KQ Schätzung zur Lösung des Problems der Autokorrelation kann nur angewendet werden, wenn Schätzwerte für rho vorliegen.
F	Der F-Test auf Gesamtsignifikanz eines Modells prüft ob der R^2 Wert signifikant von 0 verschieden ist.
W	Wenn die Varianz des Störterms über alle Beobachtungen der Stichprobe gleich ist, sind die Störterme homoskedastisch.
F	Ausgelassenen relevante erklärende Variablen führen notwendigerweise zur Verzerrung des KQ Schätzers.
F	Bei heteroskedastischen Störtermen ist der KQ Schätzer nicht mehr unverzerrt.
W	Beim RESET Test wird ein F-Test auf die gemeinsame Signifikanz von Steigungsparametern durchgeführt.
F	Die Varianz eines Steigungsparameters ist größer, wenn die Fehlerterme des Modells heteroskedastisch sind, als wenn sie homoskedastisch sind.

F	Bei Berücksichtigung irrelevanter erklärender Variablen im Modell ist der KQ Schätzer nur dann unverzerrt, wenn die irrelevanten Variablen mit den relevanten Variablen nicht korreliert sind.
W	Beim Lagrange Multiplier Test auf Autokorrelation erster Ordnung kann die Schlussfolgerung anhand eines p-Wertes gezogen werden.
W	Das Ausnutzen von aus der Theorie abgeleiteten Restriktionen in Schätzungen führt nur dann zu Verbesserungen der Schätzergebnisse, wenn die Restriktionen zutreffen.
F	Der Goldfeld-Quandt Test ist nur für Situationen mit proportionaler Heteroskedastie geeignet.
F	Der Jarque-Bera Test prüft, ob Schiefe und Varianz der Verteilung einer Zufallsvariablen denen der Normalverteilung entsprechen.
F	Bei Messfehlern in den erklärenden Variablen sind die geschätzten Parameter systematisch verzerrt. Positive Parameter werden zu groß, negative zu klein ausgewiesen.
W	Schätzer werden dann als konsistent bezeichnet, wenn sich für gegen unendlich wachsende Stichprobengrößen die Wahrscheinlichkeitsverteilung des KQ Schätzers auf den wahren Parameterwert konzentriert.

Aufgabe 4:

Sie modellieren die abhängige Variable als Funktion eines Polynom dritten Grades von x $y_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_t^2 + a_3 x_t^3 + \varepsilon_t$, um den Verlauf der unten dargestellten Kurve abzubilden:



Welche Vorzeichen erwarten Sie für die vier geschätzten Parameter, wenn die Daten der Darstellung entsprechen?

– $\alpha_0 > 0$; $\alpha_1 < 0$; $\alpha_2 > 0$; $\alpha_3 < 0$

Aufgabe 5:

Sie nutzen Daten über Mitarbeitern eines Unternehmens, um die nachfolgende Lohngleichung mit einem KQ Schätzer zu schätzen. Dabei ist der Lohn in 10'000 CHF pro Jahr gemessen. Alle erklärenden Variablen sind Indikatoren, die Ihnen angeben, ob die Person weiblich ist (W), eine Matur hat (Mat), eine abgeschlossene Berufsausbildung hat (Ber), einen Tertiärabschluss (Ter) erworben hat, in der Abteilung 1 des Unternehmens arbeitet (Abt1) und in der Abteilung 2 des Unternehmens arbeitet (Abt2).

$$Lohn = \alpha + \beta_1 W + \beta_2 Mat + \beta_3 Ber + \beta_4 Ter + \beta_5 Abt1 + \beta_6 Abt2 + \beta_7 (Abt2 \cdot W) + \varepsilon$$

a) Beschreiben Sie die Charakteristika der Referenzperson.

- Männlich, weder Matur noch Berufsausbildung noch Tertiärabschluss, weder Abteilung 1 noch Abteilung 2.

b) Sie haben nur eine kleine Stichprobe. Wie beeinflusst dies Ihre Schätzergebnisse?

- Wenn T klein, steigt die Varianz der Koeffizienten.

c) Um das Problem zu reduzieren, konsultieren Sie Fachleute, die Ihnen 2 Aussagen hinterlassen:

(i) Der mittlere Lohnvorteil derjenigen mit Matur, Berufs- oder Tertiärbildung gegenüber denjenigen ohne diese Ausbildungsabschlüsse beträgt 35'000 CHF.

(ii) Abteilung 2 ist frauenfeindlich. Wenn Sie dort als Frau beschäftigt sind, verdienen Sie 10'000 CHF weniger als sonst gleiche Männer in dieser Abteilung.

Wie können Ihnen diese Aussagen zu besseren Schätzergebnissen verhelfen? Erläutern Sie, wie Sie diese Informationen nutzen können und präsentieren Sie eine neue Schätzgleichung.

- $\frac{1}{3}(\beta_2+\beta_3+\beta_4)=3.5 \quad \Leftrightarrow \quad \beta_2=10,5-\beta_3-\beta_4$
- $\beta_1+\beta_7=-1 \quad \Leftrightarrow \quad \beta_1=-1-\beta_7$
- $$\begin{aligned}\text{Lohn} &= \alpha+(-1-\beta_7)\cdot \text{W}+(10.5-\beta_3-\beta_4)\cdot \text{Mat}+\beta_3\cdot \text{Ber}+\beta_4\cdot \text{Tert}\\ &\quad +\beta_5\cdot \text{Abt1}+\beta_6\cdot \text{Abt2}+\beta_7\cdot(\text{Abt2}\cdot \text{W})+\varepsilon\end{aligned}$$
- $$\begin{aligned}\text{Lohn}+\text{W}-10.5\cdot \text{Mat} &= \alpha+\beta_3(\text{Ber}-\text{Mat})+\beta_4(\text{Tert}-\text{Mat})\\ &\quad +\beta_5\cdot \text{Abt1}+\beta_6\cdot \text{Abt2}+\beta_7\cdot(\text{Abt2}\cdot \text{W}-\text{W})+\varepsilon\end{aligned}$$

d) Nachdem Sie Ihre Schätzung durchgeführt haben, ruft einer der beiden Fachleute an und teilt mit, dass er sich hinsichtlich der Lohnunterschiede für Frauen in der Abteilungsnummer geirrt hat. Was bedeutet das für Ihre gerade abgeschlossene Untersuchung?

- Die Schätzergebnisse sind verzerrt.

Aufgabe 6:

Erläutern Sie, warum folgende Aussage korrekt ist: Bei einem Fehlerterm, der einem Autokorrelationsprozess erster Ordnung mit einem Wert von rho = 0.5 folgt, beträgt die Kovarianz der Fehler in Periode t und t+3 nur dann 0.125, wenn dieser Fehler standardnormalverteilt ist.

- Allgemein: $\text{cov}(e_t, e_{t+3})=\sigma_e^2\cdot\rho^3$
- Wenn $\rho=0.5$, dann $\rho^3=0.125$
- Damit $\text{cov}(e_t, e_{t+3})=0.125$ wenn $\rho^3=0.125$, muss $\sigma_e^2=1$; dies ist bei Standardnormalverteilung erfüllt.

Aufgabe 7:

Sind folgende Aussagen richtig? Erläutern Sie stichwortartig Ihre Auffassung (Bsp.: "Stimmt, weil..." bzw. "Stimmt nicht, weil..."). Nur bei korrekter Begründung wird die Antwort mit einem Punkt pro Frage honoriert.

Stimmt nicht	Die Störtermvarianz bei Anwendung von White's Schätzer ist größer als bei Anwendung eines generalisierten KQ Schätzers. → weil keine allgemeine Aussage gemacht werden kann. Entscheidend ist die Art der Heteroskedastie und die Art der GLS-Kontrolle.
Stimmt nicht	Bei Fehlern, die in erster Ordnung autokorreliert sind, sind die Störterme von Beobachtungen, die mindestens 2 Perioden auseinander liegen, nicht miteinander korreliert. → da durch die Beziehung zwischen zwei nachfolgenden Perioden alle abfolgenden Perioden verknüpft sind: $e_t = \rho(\rho \cdot e_{t-2} + \upsilon_{t-1}) + \upsilon_t$ und $cov(e_t, e_{t-k}) = \sigma^2 \rho^k$ für alle k > 0
Stimmt nicht	Die Verzerrung des KQ Schätzers bei ausgelassenen, relevanten erklärenden Variablen ist geringer, wenn die ausgelassenen mit den berücksichtigten Variablen hoch korreliert sind. → weil die Verzerrung umso größer ist, je höher die Korrelation.
Stimmt nicht	Bei in erster Ordnung autokorrelierten Störprozessen wirkt ein Zufallsschock in Periode t umso stärker auf den Störterm in Periode t, je höher der Betrag des Parameters ρ ist. → weil der Zufallsschock υ in t unabhängig von ρ auf den Störterm in t wirkt: $e_t = \rho \cdot e_{t-1} + \upsilon_t$
Stimmt nicht	Im Gegensatz zu Punktschätzern sind Intervallschätzer von Autokorrelation nicht beeinflusst. → weil die Standardfehler falsch sind und diese die Intervallschätzer bestimmen: $KI = b \pm t_c \cdot se(b)$
Stimmt	Bei heteroskedastischen Varianzen müssen die Intervallschätzer für Steigungsparameter angepasst werden. → weil die Standardfehler bei Heteroskedastie falsch sind; KQ ist unverzerrt, aber ineffizient.
Stimmt	Die Varianz autokorrelierter Störterme ist homoskedastisch. → weil sie nur von σ_υ^2 und ρ abhängt und über die Zeit konstant ist. $Var(e_t) = \sigma_e^2 = \frac{\sigma_\upsilon^2}{1-\rho^2}$ ändert sich nicht über die Zeit.
Stimmt nicht	Hohe Korrelation unter erklärenden Variablen führt zu fehlerhaften Schätzungen der Parametervarianz. → weil die Varianz zwar höher, aber nicht falsch ist: $Var(b_2) = \frac{\sigma^2}{\sum_t (x_t - \bar{x})(1 - r_{23}^2)}$
Stimmt	Es ist möglich, den Parameter ρ bei autokorrelierten Störtermen erster Ordnung als Steigungsparameter in einer KQ Schätzung zu schätzen. → weil der Lagrange Multiplier Test genau dies tut: $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_1 + \rho e_{t-1} \upsilon_t$; Auch kann ρ folgendermaßen als Steigungsparameter berechnet werden: $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{t-1}^2}$
Stimmt nicht	Zur Berechnung eines effizienten Schätzers muss im Fall autokorrelierter Störterme auf die jeweils erste Beobachtung einer Zeitreihe verzichtet werden. → weil der Prais-Winston Schätzer diese Lücke des Cochrane-Orcutt Schätzers ausfüllt: C.O.: $y_t^* = y_t - \rho y_{t-1}$ für t > 1; P.W.: $y_1^* = \sqrt{1-\rho^2}\, y_1$ für t = 1