Aufgabe 1: **[22 Punkte]**

Eine US-amerikanische Umweltbehörde untersucht die Determinanten der Luftqualität in Kalifornien. Die Behörde sammelt dazu für 21 Küsten- und 9 Nichtküstenregionen Daten über die folgenden Indikatoren:

airq: Index für Luftverschmutzung (Wert=200 bei maximaler, =0 bei minimaler Verschmutzung)
vala: Wertschöpfung von Unternehmen (in 1000 US-$)
rain: Niederschlag (in Kubik-Zoll)
coas: Dummyvariable über regionale Lage (1 = Küstenregion, 0 = sonst)
dens: Bevölkerungsdichte (pro Quadrat-Meile)
medi: durchschnittliches Pro-Kopf-Einkommen (in US-$)

Die Behörde unterstellt folgendes Modell:

$$airq_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot vala_i + \beta_2 \cdot rain_i + \beta_3 \cdot coas_i + \beta_4 \cdot dens_i + \beta_5 \cdot medi_i + e_i$$

Die Auswertung der Daten mit R ergibt folgenden Output:

```
Call:
lm(formula = airq ~ vala + rain + coas + dens + medi)

Coefficients:
              Estimate      Std. Error     t value    Pr(>|t|)
(Intercept)   111.9347         15.3318        ?       1.53e-07 ***
vala            0.0009          0.0023      0.3915    0.6989
rain            0.2507          0.3435      0.7298    0.4726
coas          -33.3983          ?          -3.1937    0.0039 **
dens           -0.0011          0.0016     -0.6612    0.5148
medi            0.6211          0.3881      1.6003    0.1226
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 24.2 on 24 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3829,     Adjusted R-squared: ?
F-statistic: ?  on 5 and 24 DF,  p-value: 0.03133
```

a) Berechnen Sie unter Angabe des Rechenwegs **(6 Punkte)**

a1) den t-Wert für b_0;

- $t_{b_0} = \dfrac{b_0}{se(b_0)} = \dfrac{111.9347}{15.3318} = 7.301$

a2) den Standardfehler für b_3;

- $t_{b_3} = \dfrac{b_3}{se(b_3)} \Rightarrow se(b_3) = \dfrac{b_3}{t_{b_3}} = \dfrac{-33.3983}{-3.1937} = 10.45756$

a3) ein 95% Konfidenzintervall für b_2;

$$\left[b_2 - t_c \cdot se(b_2)\,;\, b_2 + t_c \cdot se(b_2)\right]$$

- $= \left[0.2507 - 2.064 \cdot 0.3435\,;\, 0.2507 + 2.064 \cdot 0.3435\right]$

$= \left[-0.458284\,;\, 0.959684\right]$

a4) die F-Statistik;

- $F = \dfrac{R^2/(K-1)}{(1-R^2)/(N-K)} = \dfrac{0.3829/5}{(1-0.3829)/24} = 2.978$

a5) das korrigierte R^2.

$$R^2 = 1 - \frac{\frac{1}{N-1}\cdot\sum e_i^2}{\frac{1}{N-1}\cdot\sum\left(y_i-\bar{y}\right)^2}$$

$$\Leftrightarrow \qquad \frac{\sum e_i^2}{\sum\left(y_i-\bar{y}\right)^2} = 1 - R^2$$

- $$\Leftrightarrow \qquad \underbrace{\frac{N-1}{N-K}\cdot\frac{\sum e_i^2}{\sum\left(y_i-\bar{y}\right)^2}}_{1-\bar{R}^2} = \frac{N-1}{N-K}\cdot\left(1-R^2\right)$$

$$\Leftrightarrow \qquad \bar{R}^2 = 1 - \frac{N-1}{N-K}\cdot\left(1-R^2\right)$$

$$Hier: \quad \bar{R}^2 = 1 - \frac{29}{24}\cdot\left(1-.3829\right) = 0.2543$$

b) Interpretieren Sie die Koeffizienten b_3 und b_5 inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)

- b_3: Liegt die beobachtete Region an der Küste, so ist die Luftqualität deutlich besser, der Index sinkt um gut 33 Einheiten; der Koeffizient ist auf dem 1%-Signifikanzniveau (s. p-Wert) statistisch signifikant.
- b_5: Der Koeffizient deutet darauf hin, dass sich mit jeder zusätzlichen Einheit Durchschnittseinkommen die Luftqualität um 0.62 verschlechtert; der Koeffizient ist allerdings nicht statistisch signifikant (am 10%-Niveau).

c) In einer zusätzlichen Schätzung wird statt des absoluten Wertes der logarithmierte Wert der Bevölkerungsdichte verwendet. Der geschätzte Koeffizient beträgt -0.0039, der dazugehörige t-Wert -2.061. Interpretieren Sie inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)

- Semi-Elastizität: Steigt die Bevölkerungsdichte um 1 Prozent, so verbessert sich die Luftqualität um 0.0039 Index-Einheiten;
- Der Koeffizient ist am 5%-Niveau nicht statistisch signifikant (kritischer Wert am 10%-Niveau bei 30-6=24 Freiheitsgraden: 2.064), am 10%-Niveau ist er statistisch signifikant (kritischer Wert: 1.711).

d) In einer weiteren Schätzung wird dem Modell aus a) ein Interaktionsterm `coas*medi` hinzugefügt. Die geschätzte Regressionsgerade lautet: `airq = 112 + 0.0025*vala + 0.2881*rain – 37.27*coas – 0.0011*dens – 0.55*medi + 0.079*(coas*medi)`. Berechnen Sie den marginalen Effekt des Durchschnittseinkommens für Küstenregionen und für Nichtküstenregionen und interpretieren Sie diese inhaltlich. (3 Punkte)

- Marginaler Effekt: $\frac{\partial\, airq}{\partial\, medi} = -0.55 + 0.079\cdot coas$
- $$\Rightarrow \quad \left.\frac{\partial\, airq}{\partial\, medi}\right|_{coas=0} = -0.55$$
- $$\left.\frac{\partial\, airq}{\partial\, medi}\right|_{coas=1} = -0.55 + 0.079 = -0.471$$
- Für Nichtküstenregionen verbessert sich die Luftqualität mit jedem zusätzlichen Dollar Einkommen um 0.55 Indexeinheiten, für Küstenregionen verbessert sie sich um 0.471 Einheiten pro zusätzlichem Dollar.

e) Beschreiben Sie die Vorgehensweise des Breusch-Pagan Tests. Die aus dem ersten Modell (siehe Output) resultierende Teststatistik ist BP=3.1416. Testen Sie auf dem 5%-Signifikanzniveau, ob Heteroskedastie vorliegt. (5 Punkte)

- Vorgehensweise:

  - quadrierte Werte der KQ-Residuen auf die erklärenden Größen des KQ-Modells regressieren;

  - R^2 aus Hilfsregression mit N multiplizieren;

  - $N{*}R^2$ ist χ^2 -verteilt mit J Freiheitsgraden (J = Anzahl der Steigungsparameter, also ohne Konstante).

- Test: BP = 3.1416 ; kritischer Wert der χ^2-Verteilung mit df=5 und α=5%: 11.07
- → 3.1416 < 11.07: Die Nullhypothese, dass keine Heteroskedastie vorliegt, kann mit dem Breusch-Pagan Test nicht abgelehnt werden.

f) Es besteht weiterhin die Vermutung, dass die Fehlertermvarianz mit steigendem Einkommen variiert: $var\left(e_i\right) = \sigma_i^2 = \sigma^2 * medi_i$, was zu Heteroskedastie führen kann. (4 Punkte)

f1) Beschreiben Sie eine Vorgehensweise, das zugrunde liegende Modell so zu transformieren, dass ein Modell mit homoskedastischen Fehler resultiert und zeigen Sie letzteres.

- transformiertes Modell: Alles mit $1/\sqrt{medi_i}$ multiplizieren:

$$\frac{airq_i}{\sqrt{medi_i}} = \beta_0 \frac{1}{\sqrt{medi_i}} + \beta_1 \cdot \frac{vala_i}{\sqrt{medi_i}} + \beta_2 \cdot \frac{rain_i}{\sqrt{medi_i}} + \beta_3 \cdot \frac{coas_i}{\sqrt{medi_i}} + \beta_4 \cdot \frac{dens_i}{\sqrt{medi_i}} + \beta_5 \cdot \frac{medi_i}{\sqrt{medi_i}} + \frac{e_i}{\sqrt{medi_i}}$$

- homoskedastischer Fehlerterm im transformierten Modell:

$$var\left(\frac{e_i}{\sqrt{medi_i}}\right) = \frac{1}{medi_i} \cdot var\left(e_i\right) = \frac{1}{medi_i} \cdot \sigma^2 \cdot medi_i = \sigma^2$$

f2) Wie unterscheidet sich die Interpretation der Schätzergebnisse des Modells mit transformierten Daten von derjenigen der Originalschätzung?

- Gar nicht.

Aufgabe 2: [8 Punkte]

Eine Unternehmensberatung untersucht die relative Effizienz der Weinproduktion in 75 kalifornischen Winzereien und legt hierfür die folgende Produktionsfunktion zugrunde:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot xper_i + \beta_3 \cdot cap_i + \beta_4 \cdot lab_i + e_i ,$$

wobei

y_i: (Quantitäts- und Qualitäts-)Index der i-ten Winzerei

$xper_i$: Erfahrung des Managers der i-ten Winzerei

cap_i: Kapitaleinsatz der i-ten Winzerei

lab_i: Arbeitseinsatz der i-ten Winzerei

Zusätzlich steht noch Information über das Alter des Managers der i-ten Winzerei (age_i) zur Verfügung.

In der nachfolgenden Tabelle sind die Ergebnisse einer Kleinstquadrate-Schätzung (KQ), einer Hilfsregression, einer IV-Schätzung sowie einer KQ-Schätzung einer reduzierten Gleichung dargelegt:

	(1)	(2)	(3)	(4)
	KQ	Hilfsregression	IV	KQ
Abh. Variable	y	y	y	xper
Constant	1.762*	-2.487	-2.487	4.716*
	(1.06)	(2.19)	(2.72)	(2.57)
cap	0.438***	0.332***	0.332**	0.407*
	(0.12)	(0.12)	(0.15)	(0.21)
lab	0.239**	0.240**	0.240*	-0.115
	(0.100)	(0.097)	(0.12)	(0.18)
xper	0.147**	0.512***	0.512**	–
	(0.063)	(0.18)	(0.22)	
age	–	–	–	0.166***
				(0.053)
ν	–	-0.416**	–	–
		(0.19)		
Observations	75	75	75	75
R^2	0.56	0.59	–	0.17
Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

a) Die Unternehmensberatung vermutet, dass *xper* mit *e* korreliert ist. Was wäre die Konsequenz?(2P)

- Wenn *xper* endogen ist, ist b <u>verzerrt</u> und <u>inkonsistent</u>.

b) Für den Durbin-Wu-Hausman Test wurde die Hilfsregression in Spalte (2) durchgeführt. Beschreiben Sie den Test inklusive der Null- und Alternativhypothese und führen Sie ihn durch. (4 P)

- H_0: cov(*xper*, *e*) = 0 ; H_1: cov(*xper*, *e*) ≠ 0
- Vorgehensweise:

  - Potenziell endogene Variable auf alle weiteren erklärenden Größen des Modells (hier: *cap*, *lab*) und auf das Instrument (hier: *age*) regressieren (Spalte 4);

  - Residuen aus dieser Hilfsregression werden als erklärende Größe ν in weiterer Hilfsregression (Spalte 2) verwendet;

  - Ist ν signifikant von Null verschieden (*t*-Test), liegt Endogenität vor; IV sollte verwendet werden.
- Hier: ν ist am 5%-Niveau signifikant; Ergebnisse der IV-Schätzung sind heranzuziehen.

c) Ist *age* ein gutes Instrument für *xper*? Diskutieren Sie kurz die beiden relevanten Aspekte. (2 P)

- Gutes Instrument, wenn statistisch signifikant und ‚hohes' R^2 der Hilfsregression.
- Hier: *age* ist statistisch signifikant; R^2 aus Hilfsregression ist jedoch nur mäßig hoch (17%).

Aufgabe 3: [16 Punkte]

Unterstellen Sie das ‚wahre' Modell $y_i = x_i'\beta + z_i'\gamma + \varepsilon_i$.

a) Erläutern Sie ausführlich die Auswirkungen für b, wenn statt des ‚wahren' Modells nur $y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i$ geschätzt wird. (3 Punkte)

- Omitted variable bias:

  Schätzer für *b*: $\beta + \left(\sum_{i=1}^{N} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} x_i z_i'\gamma + \left(\sum_{i=1}^{N} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} x_i \varepsilon_i$

- Da ($E\{\varepsilon_i|x_i\} = 0$) ist der zweite Term im Erwartungswert gleich Null;
- Erwartungswert von *b* entspricht nur dann β, d.h. b ist nur dann unverzerrt, wenn $\gamma = 0$ oder $E\{x_i z_i'\} = 0$.

b) Erläutern Sie die Konsequenzen, wenn das Modell aus a) das ‚wahre' wäre, jedoch das eingangs unterstellte Modell geschätzt würde. (1 Punkt)

- *b* wird unverzerrt, jedoch mit zu hohen Standardfehlern geschätzt.

c) Wie können Sie allein mit Hilfe der Schätzergebnisse aus Teilaufgabe a) empirisch die funktionale Form des Modells überprüfen? Stellen Sie Ihre Vorgehensweise kurz dar. (5 Punkte)

- RESET Test:

  - KQ schätzen, vorhergesagte Werte ermitteln;

  - z.B. quadrierte und kubische Werte der Vorhersagen als erklärende Größen in Ausgangsmodell verwenden: $y_i = x_i'\beta + \alpha_2 \hat{y}_i^2 + \alpha_3 \hat{y}_i^2 + e_i$

  - F-Test auf Signifikanz der zusätzlichen Parameter (H_0: $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$) ; falls signifikant: Fehlspezifikation (funktionale Form; Auslassen relevanter Variablen).

d) Die nachfolgende Tabelle zeigt KQ Schätzergebnisse einer Lohnfunktionsgleichung, in der zunächst nur für Jahre der Bildung (educ) kontrolliert wird. Die Schätzungen in den Spalten (2) und (3) kontrollieren für Testergebnisse eines IQ-Tests (IQ) als Proxy für nicht beobachtbare Fähigkeiten sowie für einen Interaktionsterm zwischen educ und IQ. In der Stichprobe liegen die Mittelwerte (Standardabweichungen) für educ bei 13.48 (2.20) und für IQ bei 101.28 (15.05). (7 Punkte)

Abh. Variable: log(wage)	(1)	(2)	(3)
Constant	5.395	5.176	5.648
	(0.113)	(0.128)	(0.546)
educ	0.065	0.054	0.018
	(0.006)	(0.007)	(0.041)
IQ	–	0.0036	-0.009
		(0.0010)	(0.0052)
educ*IQ	–	–	0.00034
			(0.00038)
Observations	935	935	935
R^2	0.253	0.263	0.263
Anmerkungen: Standardfehler in Klammern			

d1) Welchen Effekt hat die Berücksichtigung von *IQ* auf b_{educ}? Interpretieren Sie die Ergebnisse in Spalten (1) und (2) inhaltlich.

- „returns to education" sinken von ca. 6.5% um etwa einen Prozentpunkt auf ca. 5.4%.

d2) Spalte (2): Wie hoch ist der Effekt einer Steigerung in *IQ* um eine Standardabweichung, ausgedrückt in Einheiten von *educ*?

- 15.05 * 0.0036 = 0.05418;

- Eine Steigerung in *IQ* um eine Standardabweichung entspricht dem Effekt eines weiteren Jahres Bildung.

d3) Spalte (3): Wie interpretieren Sie hier b_{educ}?

- b_{educ} = 0.018, also knapp 2%: „Basiseffekt" der Bildung, wenn IQ von Null (!);

Aufgabe 4: [8 Punkte]

Unterstellen Sie das Modell $y_{it} = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$, mit *i* als Index für die Beobachtungseinheit *i* und *t* als Index für die Beobachtungsperiode *t*.

a) Durch welche Annahmen unterscheiden sich random effects und fixed effects Schätzer. (3 Punkte)

- „Natur“ des individuenspezifischen Effekts: fixer Effekt (Dummy pro Beobachtungseinheit, Niveauunterschied zwischen Beobachtungen) vs. normalverteilter Bestandteil des Fehlerterms.
- Korrelation von α_i mit Kovariaten x_{it}: zulässig bei fixed effects Schätzer; nicht zulässig bei random effects Schätzer.

b) Ein Hausman Test prüft, ob die Ergebnisse eines random effects oder fixed effects Schätzers zu bevorzugen sind. (5 Punkte)

b1) Skizzieren Sie die Idee des Hausman Tests.

- H_0: $\text{cov}(\alpha_i, x_{it}) = 0$; H_1: $\text{cov}(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$
- $\hat{\beta}_{RE}$ ist nur dann konsistent und effizient, wenn α_i und x_{it} unkorreliert sind, $\hat{\beta}_{FE}$ ist unter der Null- und Alternativhypothese konsistent;
- Test, ob Differenz der beiden Schätzer signifikant: H_0: $plim\left(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\right) = 0$. Wenn signifikant, ist der fixed effects Schätzer heranzuziehen.

b2) Die Teststatistik eines Hausman Tests sei 2.33 bei 2 Freiheitsgraden. Testen Sie auf dem 5% Signifikanzniveau, ob der random effects oder der fixed effects Schätzer heranzuziehen ist.

- $\chi_{(df=2,\ 5\%)} = 5.99 > 2.33$ → H_0 kann nicht verworfen werden; Ergebnisse des random effects Schätzers sind heranzuziehen.

Aufgabe 5: [11 Punkte]

Gegeben sei ein Störtermprozess mit folgender Struktur:

$$\varepsilon_t = \upsilon_t + \upsilon_{t-1} + \upsilon_{t-2},$$

wobei $\upsilon_t \sim N\left(0, \sigma_\upsilon^2\right)$ und $cov\left(\upsilon_t, \upsilon_{t-s}\right) = 0\ \forall$ s.

a) Bestimmen Sie die Varianz von ε und die Kovarianz benachbarter Störterme ε_t und ε_{t-1}. (3 P)

- Varianz von ε :

$$\begin{aligned} V(\varepsilon) &= V\left(\upsilon_t + \upsilon_{t-1} + \upsilon_{t-2}\right) \\ &= V\left(\upsilon_t\right) + V\left(\upsilon_{t-1}\right) + V\left(\upsilon_{t-2}\right) + 2\cdot\underbrace{cov\left(\upsilon_t, \upsilon_{t-1}\right)}_{=0} + 2\cdot\underbrace{cov\left(\upsilon_t, \upsilon_{t-2}\right)}_{=0} + 2\cdot\underbrace{cov\left(\upsilon_{t-1}, \upsilon_{t-2}\right)}_{=0} \\ &= 3\cdot\sigma_\upsilon^2 \end{aligned}$$

- Kovarianz benachbarter Störterme ε_t und ε_{t-1}:

$$cov\left(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}\right) = cov\left(\upsilon_t + \upsilon_{t-1} + \upsilon_{t-2}, \upsilon_{t-1} + \upsilon_{t-2} + \upsilon_{t-3}\right) = 2\sigma_\upsilon^2$$

b) Stellen Sie die Varianz-Kovarianz-Matrix von ε_t dar. (4 Punkte)

- $$Var(\varepsilon_t) = \begin{Bmatrix} 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & 0 & 0 & \cdots & & & 0 \\ 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & 0 & \cdots & & & 0 \\ \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & \cdots & & & 0 \\ 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & \cdots & & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 & 0 \\ & & & \vdots & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & \sigma_\upsilon^2 \\ & & & & \vdots & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_\upsilon^2 & 2\sigma_\upsilon^2 & 3\sigma_\upsilon^2 \end{Bmatrix}, \text{ da } cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-2}) = \sigma_\upsilon^2$$

c) Beschreiben Sie einen empirischen Zusammenhang, bei dem eine solche Fehlertermstruktur vorkommen kann. (4 Punkte)

- Bsp. Zeitreihenbetrachtung des Werts oder der Renditeentwicklung 3 Jahre laufender Bonds. Werden von 3 Zufallsschocks in Perioden t-2, t-1 und t beeinflusst, nicht von vorherigen oder späteren.

Aufgabe 6: [40 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 0.75 Punkte, für jede falsche Antwort werden 0.75 Punkte abgezogen. Die Gesamtpunktzahl kann nicht negativ werden.

F	Das angepasste R^2 entspricht der Korrelation zwischen der abhängigen Variablen einer linearen Regressionsgleichung und ihrem vorhergesagten Wert.
F	Wird beim GMM Schätzer nicht die optimale Gewichtungsmatrix W gewählt, so sind die Parameterschätzer verzerrt.
W	Autokorrelierte Störtermprozesse sind dann stationär, wenn der Einfluss vergangener Schocks auf die laufenden Störterme mit der Zeit abnimmt.
F	Im linearen Regressionsmodell wird unterstellt, dass die abhängige Variable keine Zufallsvariable ist.
F	Bei Gültigkeit des Gauss-Markov Theorems gibt es keinen Schätzer des linearen Regressionsmodells mit kleinerer Varianz als die des Kleinstquadrateschätzers.
F	Beim Least Squares Dummy Variables Schätzer (LSDV) wird ein Kleinstquadrateschätzer auf ein Modell angewendet, bei dem sowohl von der abhängigen Variable, wie von den erklärenden Variablen die beobachtungsspezifischen Mittelwerte abgezogen wurden.
W	AR(1) Störterme sind homoskedastisch.
F	Bei endogenen erklärenden Variablen ist eine GMM Schätzung dann effizient, wenn die Anzahl der Momentenbedingungen (R) kleiner ist als die Anzahl der zu schätzenden Parameter (K).
F	Der Kleinstquadrateschätzer minimiert die Summe der quadrierten horizontalen Abweichungen von der Regressionsgerade.
W	Wenn statt eines Cochrane-Orcutt Schätzers ein iterativer Cochrane-Orcutt Schätzer verwendet wird, steigt die Effizienz der Schätzung.
F	Die Normalverteilung ist eine einparametrige Verteilungsfunktion.

W	Der Durbin-Wu-Hausman Test auf Endogenität einer erklärenden Variablen wird durchgeführt, indem der Regressionsgleichung eine zusätzliche erklärende Variable hinzugefügt wird.
W	Bei negativer Autokorrelation zweiter Ordnung ist der Durbin-Watson Test nicht durchführbar.
F	Man wählt den GIVE (generalized instrumental variables estimator) Schätzer, wenn mehr endogene erklärende Variablen als Instrumente vorliegen.
W	Die Nullhypothese H_0: $\beta \geq c$ wird bei 1500 Freiheitsgraden am 5 Prozentniveau verworfen, wenn als Teststatistik der t-Wert kleiner als – 1,645 ist.
W	Wenn alle erklärenden Variablen x strikt exogen sind, ist der within Schätzer konsistent.
F	Jede Variable z_i kann als Instrumentvariable genutzt werden, wenn Sie mit dem Störterm des Regressionsmodells unkorreliert ist.
W	Die statistische Signifikanz eines Steigungsparameters lässt sich mittels eines F-Tests testen.
F	Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White Test.
W	Um k Parameter zu identifizieren, benötigt man mindestens k Momentenbedingungen.
W	Der random effects Schätzer kann die between und fixed effects Schätzer an Effizienz übertreffen.
W	Bei moving average Störtermprozessen kann die Korrelation zwischen länger auseinanderliegenden Störtermen Null betragen.
W	Der Goldfeld-Quandt Test ist ein F-Test auf die Gleichheit der Varianz zweier Teilstichproben.
F	Wenn gilt $E\{x_{i2}\varepsilon_i\} = 0$, sagen wir, dass x_{i2} eine endogene erklärende Variable ist.
W	Um die Unverzerrtheit des Kleinstquadrateschätzers zu beweisen, braucht man stärkere Annahmen, als zum Nachweis seiner Konsistenz.
W	Newey-West Standardfehler korrigieren sowohl für Heteroskedastie unbekannten Ursprungs als auch für Autokorrelationsmuster, die auf H Perioden beschränkt sind.
W	Der F-Test auf gemeinsame Signifikanz einer Gruppe von erklärenden Variablen im Rahmen eines linearen Modells kann mittels R^2 Werten durchgeführt werden.
F	White Standardfehler korrigieren für Autokorrelation beliebiger Ordnung.
F	Ohne Kenntnis der Kovarianz zwischen den beiden Schätzern kann der Hausman Test zur Entscheidung zwischen fixed und random effects Schätzung nicht durchgeführt werden.
W	Bei Modellen in struktureller Form ist es möglich, dass erklärende Variablen mit dem Störterm korreliert sind.
F	Durch das Hinzufügen weiterer erklärender Variablen kann der angepasste R^2 Wert nicht sinken.
F	Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen.
F	Wenn heteroskedastische Störterme vorliegen, ist der Feasible GLS Schätzer BLUE.
W	F-Tests lassen sich im Rahmen des linearen Modells in Wald Tests überführen, die χ^2 verteilte Teststatistiken erzeugen.
W	Modelle in reduzierter Form enthalten auf der rechten Seite keine endogenen erklärenden Variablen.

F	Je nachdem, ob die Schätzung mit oder ohne Konstante durchgeführt wird, spricht man bei Paneldaten von fixed oder random effects Schätzungen.
F	Mithilfe des Akaike Information Criterion (AIC) und des Schwarz Bayesian Information Criterion (BIC) wird auf Strukturbruch in den Daten getestet.
W	Multikollinearitätsprobleme können durch Vergrößerung der Stichprobe reduziert werden.
F	Wurden Steigungsparameter mit dem verallgemeinerte Kleinstquadrateschätzer geschätzt, so ist der F Test nicht anwendbar.
W	Ist eine erklärende Variable mit Messfehler gemessen, so beschreibt der KQ Schätzer ihres Steigungsparameters im linearen Modell konsistent den Effekt der gemessenen Variable.
W	Die Verteilungsfunktion der Steigungsparameter des linearen Modells in kleinen Stichproben kann nur dann präzise beschrieben werden, wenn die Verteilung des Störterms feststeht.
W	Gibt es verschiedene Modelle, die eine abhängige Variable erklären können, so beschreibt der encompassing Test, ob ein Modell den Erklärungsbeitrag des anderen mit enthält.
W	Die Annahme $E\{\varepsilon \mid X\} = 0$ lässt zu, dass die Varianz des ε von X abhängt.
W	Der nichtlineare Kleinstquadrateschätzer bestimmt diejenigen Parameter, die die quadrierte Summe der Störterme minimieren
F	Auch bei exakter Multikollinearität kann der Kleinstquadrateschätzer unverzerrt geschätzt werden.
F	Heteroskedastische Störterme bilden die Schocks vergangener Perioden ab.
W	Ist eine erklärende Variable mit Messfehler gemessen, so sind die KQ Schätzer des Steigungsparameters des linearen Modells und die der Regressionskonstante inkonsistent.
F	Ein Parameterschätzer ist effizient, wenn er gegen seinen wahren Wert konvergiert.
F	Das Auslassen einer relevanten erklärenden Variablen führt zu überhöhten Standardfehlern.
F	Der Chow-Test überprüft mittels einer F Teststatistik, ob vorhergesagte Werte der abhängigen Variable den Erklärungsgehalt des Modells erhöhen.
W	Der verallgemeinerte Kleinstquadrate Schätzer wendet den KQ Schätzer auf transformierte Variablen an.
F	Ein Vorhersageintervall für ein y_0 kann bestimmt werden, ohne den Parameterschätzer für die Regressionskonstante zu kennen.
F	Enthält das lineare Regressionsmodell eine verzögerte endogene Variable (y_{t-1}), dann sollte für den Test auf Autokorrelation erster Ordnung des Störterms der Durbin-Watson Test verwendet werden.
F	In der Paneldatenanalyse wird standardmäßig unterstellt, dass sich die Steigungsparameter über die Zeit ändern.
W	Ist die abhängige Variable lognormal verteilt und in logarithmierter Form geschätzt, so kann ihr nicht-logarithmierter Wert nur unter Berücksichtigung der Varianz des Störterms vorhergesagt werden.
W	Bei Autokorrelation erster Ordnung gilt das Gauss Markov Theorem nicht mehr.
F	Die optimale Gewichtungsmatrix des GMM Modells W entspricht der Varianz-Kovarianzmatrix der Koeffizienten.
F	Auch bei verzerrten Koeffizienten führt der Kleinstquadrateschätzer zu unverzerrten Vorhersagen.

F	Die Annahme $V\{\varepsilon\} = \sigma^2 I$ gilt unter Autokorrelation, aber nicht unter Heteroskedastie.
F	Unabhängig von den Eigenschaften des Störterms einer linearen Regressionsgleichung führt die Berücksichtigung von verzögerten endogenen Variablen (y_{t-1}) zur Inkonsistenz der geschätzten Steigungsparameter.

Aufgabe 7: **[15 Punkte]**

Wahr oder falsch? Begründen Sie Ihre Auffassung (Bsp.: "Stimmt, weil..." bzw. "Stimmt nicht, weil..."). Nur bei korrekter Begründung erhält jede richtige Antwort 1.5 Punkte; Angaben ohne Begründung werden nicht gewertet.

W	Der verallgemeinerte Kleinstquadrateschätzer kann als gewichteter KQ Schätzer interpretiert werden. → da z.B. bei Heteroskedastiekorrektur alle Variablen mit fixem Faktor gewichtet werden.
F	Es ist nicht möglich, im Rahmen eines linearen Regressionsmodells Elastizitäten zu schätzen. → Im log-log Modell geben Steigungsparameter Elastizitäten an.
W	Die Wahrscheinlichkeit eines Typ I Fehlers ist umso höher, je höher das Signifikanzniveau α eines Tests. → da α die Typ I Fehlerwahrscheinlichkeit misst.
F	Am Signifikanzniveau von 5 Prozent weisen ein- und zweiseitige Tests einer Hypothese den gleichen kritischen Wert der Teststatistik aus. → da für zweiseitigen Test der kritische Wert am 2.5 und 97.5 Perzentil der Verteilung liegt, für einseitigen Test am 95. Perzentil.
F	Die Unverzerrtheit des Kleinstquadrateschätzers lässt sich nicht nachweisen, wenn $E\{X'\varepsilon\}= 0$. → $E\{X'e\}=0$ ist Voraussetzung dafür, dass Unverzerrtheit nachweisbar ist.
W	Ob "schwache Instrumente" vorliegen, lässt sich durch eine Hilfsregression überprüfen. → Die Hilfsregression überprüft, wie eng der Zusammenhang zwischen Instrument und endogener Variable ist.
W	Der PE Test testet in zwei Stufen, ob das lineare oder loglineare Modell angemessen ist. → Stufe 1 ist Schätzung der Modelle mit y und log(y) als abh. Variable + Vorhersage. Anschließend werden die Differenzen der vorhergesagten Werte in den Modellen berücksichtigt
F	Alle Fragestellungen der Paneldatenanalyse können auch mit Querschnittsdaten beantwortet werden. → Fragen nach zeitlichen Veränderungen und Übergängen zwischen Zuständen lassen sich nicht beantworten.
F	Identisch und unabhängig verteilte Störterme können heteroskedastisch sein. → Wenn identisch verteilt, konstante Varianz.
F	Das GMM Verfahren nutzt Annahmen an die Verteilungsfunktion der abhängigen Variable. → Bei Momentenbetrachtung spielen Annahmen an die Verteilungsfunktion keine Rolle.