Aufgabe 1: **[27 Punkte]**

Sie interessieren sich für die Determinanten der Preise von Rotweinen. Sie nutzen Querschnittsdaten über 193 verschiedene Weine der Jahrgänge 1989 bis 1991 und schätzen die folgende hedonische Preisfunktion:

$$log\left(price_i\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot grade_i + \beta_2 \cdot bord_i + \beta_3 \cdot an89_i + \beta_4 \cdot an91_i + \varepsilon_i$$

$price_i$: Preis des *i*-ten Weins
$grade_i$: Testnote des *i*-ten Weins in einem Wein-Ranking
$bord_i$: Dummy-Variable (=1, wenn Wein *i* ein Bordeaux ist, = 0 sonst)
$an89_i$: Dummy-Variable (=1, wenn Wein *i* Jahrgang 1989 ist, = 0 sonst)
$an91_i$: Dummy-Variable (=1, wenn Wein *i* Jahrgang 1991 ist, = 0 sonst)

Die Auswertung ergibt folgenden Output:

```
Call:
lm(formula = log(price) ~ grade + bord + an89 + an91)

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  3.6104    0.3355  10.761  < 2e-16
grade        0.0821    0.0150   5.443  1.62e-07
bord        -0.4192    0.0994    ???   3.87e-05
an89         0.1212    0.0612   1.980  0.0987
an91           ???     0.0131  -4.493  1.23e-05
---
Residual standard error: 0.4077 on 188 degrees of freedom
Multiple R-squared: ???,     Adjusted R-squared: 0.5067

F-statistic: ??? on 4 and 188 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

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

a1) den *t*-Wert für b_2.

- $$t_{b_2} = \frac{b_2}{se(b_2)} = \frac{-0.4192}{0.0994} = -4.2173$$

a2) den geschätzten Koeffizienten für β_4.

- $$b_4 = t_{b_4} \cdot se\left(b_4\right) = -4.493 \cdot 0.0131 = -0.0588$$

a3) ein 95% Konfidenzintervall für b_3.

- $$\begin{aligned}&\left[b_3 - t_c \cdot se\left(b_3\right); b_3 + t_c \cdot se\left(b_3\right)\right]\\ &= \left[0.1212 - 1.96 \cdot 0.0612 ; 0.1212 + 1.96 \cdot 0.0612\right]\\ &= \left[0.0012 ; 0.2411\right]\end{aligned}$$

a4) R^2.

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

$$Hier: \quad R^2 = 1 - \frac{193-5}{192} \cdot \left(1 - 0.5067\right) = 0.5170$$

a5) die F-Statistik des Gesamtmodells (sollten Ihnen der hierfür benötigte R^2-Wert aus a4) nicht vorliegen), unterstellen Sie $R^2 = 0.525$).

- $F = \dfrac{R^2/(K-1)}{(1-R^2)/(N-K)} = \dfrac{0.5170/4}{(1-0.5170)/(193-5)} = 50.3085$

- alternativ: $F = \dfrac{0.525/4}{(1-0.525)/(193-5)} = 51.9474$

b) Interpretieren Sie die Koeffizienten b_1 und b_3 inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)

- b_1: Ist die Testnote des *i*-ten Weins im Weinranking um eine Einheit höher, so liegt c.p. der Preis des Weines um ca. 8% höher; der Koeffizient ist auf dem 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant.
- b_3: Ist Wein *i* Jahrgang 1989, so liegt der Preis c.p. um etwa 13% höher (exakt: exp(0.1212)-1= 0.1288); der Koeffizient ist auf dem 10%-Signifikanzniveau statistisch signifikant.

c) Welche Auswirkung hat es auf den Erwartungswert des KQ-Schätzers $b = \left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i y_i$, wenn Sie statt des wahren Modells $y_i = x_i'\beta + z_i'\gamma + \varepsilon_i$ das Modell $y_i = x_i'\beta + \upsilon_i$ schätzen. Leiten Sie Ihre Antwort formal ab. Unterstellen Sie die Gültigkeit der Gauss-Markov-Annahmen. (5 Punkte)

- $E\{b\} = E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i y_i\right\}$
- $= E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i \left(x_i'\beta + z_i'\gamma + \varepsilon_i\right)\right\}$

$$= E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\beta + \left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i z_i'\gamma + \left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i \varepsilon_i\right\}$$

- $= \underbrace{E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\beta\right\}}_{=\beta} + \underbrace{E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i z_i'\gamma\right\}}_{\neq 0} + \underbrace{E\left\{\left(\sum_{i=1}^{n} x_i x_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_i \varepsilon_i\right\}}_{=0}$

- Der erste Term entspricht β, der letzte Term ist unter den zugrunde liegenden Annahmen der Exogenität gleich Null. Nimmt man an, dass $E\{x_i z_i'\} \neq 0$ und $\gamma \neq 0$, dann ist $E(b) \neq \beta$.

d) Nehmen Sie umgekehrt an, dass Ihr Modell eine irrelevante Variable enthält. Welche Konsequenz hätte dies für die Eigenschaften Ihrer Schätzergebnisse? (1 Punkt)

- Die Varianz der Koeffizienten steigt, d.h. die Koeffizienten werden unpräsize geschätzt (alternativ: der Schätzer ist ineffizient).

e) Sie vermuten nun, dass Sie das Modell fehlspezifiziert haben. Um dies zu überprüfen, wollen Sie einen RESET-Test durchführen. Stellen Sie die Hilfsregression für eine Variante dieses Tests auf und erläutern Sie die Idee und Schlusslogik des Tests. (4 Punkte)

- $log(price_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot grade_i + \beta_2 \cdot bord_i + \beta_3 \cdot an89_i + \beta_4 \cdot an91_i + \gamma \hat{y}_i^2 + \varepsilon_i$, wobei $\hat{y}_i^2$ der vorhergesagte, quadrierte Wert von $log(price)$ aus einer KQ-Schätzung ist (dies ist die einfachste Variante; Erweiterung um höhere Potenzen von $\hat{y}_i$ sind ebenfalls möglich und korrekt).
- Der Test baut auf die Idee auf, dass im korrekt spezifizierten Modell nichtlineare Funktionen von $\hat{y}_i$ nicht dazu beitragen sollten, y_i zu erklären.

- Haben die nichtlinearen Funktionen von $\hat{y}_i$ Erklärungskraft (hier: *t*-Test ergibt statistisch signifikante Schätzer für $\hat{\gamma}$, bei Polynomen mit F-Test zu ermitteln), so ist das Modell fehlspezifiziert.

f) Sie schätzen ein weiteres Modell, in welchem Sie Aroma-Intensität als erklärende Größe aufnehmen. Sie fragen sich anschließend, welches der beiden Modelle Sie bevorzugen sollten. Berechnen Sie hierzu die AIC- und BIC-Werte und entscheiden Sie (Hinweis: Im Modell ohne Aroma-Intensität ist $\log\frac{1}{N}\sum e_i^2 = 23.0358$, im Modell mit Aroma-Intensität ist $\log\frac{1}{N}\sum e_i^2 = 21.0244$).

(4 Punkte)

- $$AIC_1 = \log\frac{1}{N}\sum e_i^2 + \frac{2K}{N} = 23.0358 + \frac{2\cdot 5}{193} = 23.0876$$
  $$AIC_2 = \log\frac{1}{N}\sum e_i^2 + \frac{2K}{N} = 21.0244 + \frac{2\cdot 6}{193} = 21.0866$$
- $$BIC_1 = \log\frac{1}{N}\sum e_i^2 + \frac{K}{N}\log(N) = 23.0358 + \frac{5}{193}\log(193) = 23.1721$$
  $$BIC_2 = \log\frac{1}{N}\sum e_i^2 + \frac{K}{N}\log(N) = 21.0244 + \frac{6}{193}\log(193) = 21.1880$$
- Die AIC/BIC-Werte des zweiten Modells sind kleiner als die des ersten Modells; demnach ist das zweite, um Aroma-Intensität erweiterte Modell vorzuziehen.

g) Sie vermuten schließlich, dass die Preisdeterminanten aus dem Modell in a) unterschiedlichen Einfluss auf Bordeaux-Weine bzw. auf die anderen Weine haben. **(5 Punkte)**

g1) Skizzieren Sie kurz verbal die Intuition und die Vorgehensweise eines geeigneten Tests, der untersucht, ob ein Strukturunterschied vorliegt.

- Chow-Test: Determinanten des Modells dürfen unterschiedlichen Einfluss für Teilgruppen der Stichprobe haben, d.h. die Koeffizienten der Parameter dürfen sich für die Teilgruppen unterscheiden.
- Vorgehensweise: Schätzung eines voll interagierten Modells, Interaktionsvariablen per F-Test auf gemeinsame statistische Signifikanz testen (alternativ: Schätzung je einer Gleichung pro Teilgruppe; Summe der quadrierten Residuen beider Gleichungen sodann für F-Test heranziehen).

g2) Geben Sie zusätzlich Null- und Alternativhypothese, die im Modell vorliegenden Freiheitsgrade und den kritischen Wert der Teststatistik an.

<u>Alternative 1:</u>

- H_0: alle Interaktionsvariablen sind gleich Null; H_1: mind. eine der Interaktionsvariablen ist ungleich Null.
- F_c bei 3 und 185 (=193-8) Freiheitsgraden ist 2.61.

<u>Alternative 2:</u>

- H_0: alle Interaktionsvariablen plus Gruppenkonstante (*bord*) sind gleich Null; H_1: mind. eine der Variablen ist ungleich Null.
- F_c bei 4 und 185 (=193-8) Freiheitsgraden ist 2.38.

g3) Wie lautet Ihre Schlussfolgerung bei einem empirischen Wert der Teststatistik von 4.55?

- $F_{emp} = 4.55 > F_c$, es besteht ein Strukturunterschied zwischen Bordeaux-Weinen und allen anderen Weinen, die Preisfunktion sollte getrennt geschätzt werden.

Aufgabe 2: **[10 Punkte]**

Gegeben sei ein Störtermprozess mit folgender Struktur:

$$\varepsilon_t = u_t + u_{t-1} + u_{t-2},$$

wobei $u_t \sim N\left(0, \sigma_u^2\right)$ und $cov\left(u_t, u_{t-s}\right) = 0 \;\; \forall \text{ s} \neq 0, \text{ t} \neq 0.$

a) Bestimmen Sie die Varianz von ε und die Kovarianz benachbarter Störterme ε_t und ε_{t-1}. (4 Punkte)

- Varianz von ε:

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

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

$$cov\left(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}\right) = cov\left(u_t + u_{t-1} + u_{t-2}, u_{t-1} + u_{t-2} + u_{t-3}\right) = 2\sigma_u^2$$

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

- $$Var\left(\varepsilon_t\right) = \left\{ \begin{array}{cccccccccc} 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \sigma_u^2 & 0 & \vdots & & & & & 0 \\ 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \vdots & & & & & 0 \\ \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \vdots & & & & & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & \vdots & & & & & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \vdots & & & & & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_u^2 & \vdots & & & & & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \sigma_u^2 & 0 \\ & & & \vdots & \vdots & \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & \sigma_u^2 \\ & & & & \vdots & 0 & \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \vdots & 0 & 0 & \sigma_u^2 & 2\sigma_u^2 & 3\sigma_u^2 \end{array} \right\}$$

c) Beschreiben Sie einen empirischen Zusammenhang, bei dem eine solche Fehlertermstruktur vorkommen kann. (2 Punkte)

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

Aufgabe 3: **[9 Punkte]**

Sie wissen um die Überfischung verschiedener Fischarten und interessieren sich daher für den Markt für Kabeljau. Ein einfaches Modell dieses Marktes lässt sich in folgender Form darstellen:

Nachfrage: $q_d = \alpha_1 p + \alpha_2 y + e_d$; (1)

Angebot: $q_s = \beta_1 p + e_s$, (2)

wobei die nachgefragte Menge (q_d) eine Funktion des Preises (p) und des Einkommens (y) sei, die angebotene Menge (q_s) sei eine Funktion des Preises (p); e_s und e_d seien die Störterme des Modells.

a) Welches Problem tritt hierbei für die Schätzung des Steigungsparameters β_1 auf? Erläutern Sie kurz und benennen Sie eine Konsequenz für den KQ-Schätzer. (2 Punkte)

- Simultane Bestimmung von Preis und Menge; diese sind also endogen.
- Schätzung der Strukturgleichungen resultiert in verzerrten und inkonsistenten Koeffizienten.

b) Wie kann das Problem ohne zusätzliche Information auf Modellgleichungsebene umgangen werden? (1 Punkt)

- Ableitung der reduzierten Form der Modellgleichungen, in denen Preis und Menge nur noch von exogenen Größen bestimmt werden.

c) Sie interessieren sich zudem für die zukünftige Entwicklung des Kabeljaumarktes und möchten Vorhersagen generieren. Leiten Sie allgemein für das lineare Modell $y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i$ die Varianz des Vorhersagefehlers ab und zeigen Sie formal, in welcher Form diese von σ^2 abhängt. (6 Punkte)

- Der Vorhersagefehler lautet

$$\begin{aligned} y_0 - \hat{y}_0 &= x_0'\beta + \varepsilon_0 - x_0'b \\ &= \varepsilon_0 + x_0'(\beta - b) \end{aligned}$$

- Die Varianz des Vorhersagefehlers ergibt sich als:

$$\begin{aligned} Var\{y_0 - \hat{y}_0\} &= Var\{\varepsilon_0 + x_0'(\beta - b)\} \\ &= \sigma^2 I + Var\{x_0'(\beta - b)\} + 2 \cdot Cov(\varepsilon_0, x_0'(\beta - b)) \\ &= \sigma^2 I + x_0' \cdot Var(-b)x_0 + 2 \cdot \underbrace{Cov(y_0 - x_0'\beta, x_0'(\beta - b))}_{\substack{x_0' \text{ und } \beta \text{ sind nicht stochastisch;} \\ \varepsilon_0 \text{ und } b \text{ sind unkorreliert}}} \\ &= \sigma^2 I + x_0' \cdot \sigma^2 (X'X)^{-1} \cdot x_0 \\ &= \sigma^2 \left(I + x_0' \cdot (X'X)^{-1} \cdot x_0 \right) \end{aligned}$$

Aufgabe 4: [14 Punkte]

Sie interessieren sich für die Ersparnisbildung in Haushalten. Ihnen liegen Paneldaten der Haushalte *i* zum Zeitpunkt *t* für die Ersparnisse (y_{it}) und das verfügbare Haushaltseinkommen (w_{it}) vor.

a) Sie wollen zunächst das gepoolte KQ-Modell $y_{it} = \beta_1 + \beta_2 w_{it} + v_{it}$ schätzen. Sie vermuten jedoch, dass die Einkommen mit Fehler gemessen wurden, $x_{it} = w_{it} + u_{it}$. Erläutern Sie kurz verbal, welche Auswirkung dies auf den KQ-Schätzer für die Konstante und den Steigungsparameter hat. (2 Punkte)

- Bei Messfehler in der erklärenden Variablen ist der Schätzer für den Steigungsparameter inkonsistent. $\left[\textit{nicht erwartet}: plim(b_2) = \beta_2 \left(1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma_w^2 + \sigma_u^2} \right) \right]$
- Im einfachen Modell überträgt sich die Inkonsistenz des Schätzers des Steigungsparameters auch auf den Schätzer für die Konstante, $\left[\textit{nicht erwartet}: plim(b_1 - \beta_1) = -plim(b_2 - \beta_2) E\{x_t\} \right]$

b) Sie wollen Panelschätzmethoden verwenden. Erläutern Sie, warum sich die Schätzergebnisse für einerseits between und fixed effects Schätzer und andererseits random effects und fixed effects Schätzer teils erheblich unterscheiden können (Hinweis: Für den Unterschied zwischen random effects und fixed effects lassen sich mehrere Gründe anführen). (6 Punkte)

- Unterschied between – fixed effects:

  Der between-Schätzer verwendet gemittelte Daten über alle Beobachtungen *i*, der fixed effects-Schätzer hingegen verwendet nur Abweichungen vom individuellen Mittelwert (d.h. die Identifikation der Parameter nutzt unterschiedliche Informationsgrundlagen und somit können sich unterschiedliche Schätzergebnisse einstellen).

- Unterschied random effects – fixed effects:

  Der random effects Schätzer verwendet sowohl between als auch within Variation; der fixed effects-Schätzer nur within Variation (s.o.: unterschiedliche Datengrundlage, unterschiedliche Schätzergebnisse)

  Unterschiedliches Modell, da unterschiedliche „Natur" des individuenspezifischen Effekts (α_i): fixer Effekt (Dummy pro Beobachtungseinheit, Niveauunterschied zwischen Beobachtungen) vs. stochastischer Bestandteil des Fehlerterms.

  Korrelation von α_i mit Kovariaten x_{it}: zulässig bei fixed effects Schätzer; nicht zulässig bei random effects Schätzer. Konsequenz: Wenn α_i mit Kovariaten x_{it} korreliert, ist der random effects Schätzer verzerrt und inkonsistent.

c) Ein Test für die Wahl zwischen dem random effects und dem fixed effects Schätzer ist der Hausman Test. (6 Punkte)

c1) Skizzieren Sie kurz die Idee des Tests.

- Test, ob Differenz der beiden Schätzer signifikant; wenn signifikant, ist der fixed effects Schätzer heranzuziehen.

c2) Geben Sie Null- und Alternativhypothese an und erläutern Sie diese kurz.

- H_0: $\mathrm{cov}(\alpha_i, x_{it}) = 0$; H_1: $\mathrm{cov}(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$
- $\hat{\beta}_{RE}$ ist nur dann konsistent und effizient, wenn α_i und x_{it} unkorreliert sind, $\hat{\beta}_{FE}$ ist unter der Null- und Alternativhypothese konsistent.

c3) Die empirische Teststatistik beträgt 11.05 bei 5 Freiheitsgraden. Geben Sie den kritischen Wert der Teststatistik und Ihre Schlusslogik an

- $\chi^2_{(df=5,\, 5\%)} = 11.07 > 11.05$
- H_0 kann nicht verworfen werden: Ergebnisse des random effects Schätzers sind heranzuziehen.

Aufgabe 5: [45 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.

W	Die t-Verteilung ist eine symmetrische Verteilungsfunktion.
W	Der kritische Wert der Durbin-Watson Teststatistik variiert mit der Anzahl der Regressoren im Modell.
W	Das angepasste R^2 einer Schätzung kann bei Hinzufügen von erklärenden Variablen sinken.
W	Signifikante Koeffizienten können kleiner als 1 sein.

F	Die Annahme $V\{\varepsilon\} = \sigma^2 I$ gilt unter Autokorrelation, aber nicht unter Heteroskedastie.
W	Bei einem gegebenen Schätzverfahren und Modell können sich für unterschiedliche Stichproben verschiedene Schätzwerte ergeben.
F	Im linearen Modell gibt die Regressionskonstante den Mittelwert der abhängigen Variable an.
F	Wenn gilt $E\{x_{i2}\varepsilon_i\} = 0$, sagen wir, dass x_{i2} eine endogene erklärende Variable ist.
F	In der Paneldatenanalyse wird standardmäßig unterstellt, dass sich die Steigungsparameter über die Zeit ändern.
F	AR(1) Fehlerterme sind heteroskedastisch.
W	Viele Multikollinearitätsprobleme können durch Vergrößerung der Stichprobe reduziert werden.
W	Der within Schätzer kann als Regressoren die beobachtungsspezifischen (i,t) Abweichungen vom Mittelwert der Variable pro Beobachtungseinheit (i) verwenden.
F	Die Standardnormalverteilung hat einen Erwartungswert von Eins.
W	Der p-Wert gibt das kleinstmögliche Signifikanzniveau an, auf dem die Nullhypothese verworfen werden kann.
F	Zu den Gauss-Markov-Annahmen gehört, dass der Erwartungswert der Regressionskonstante Null ist.
W	Der Wert des R^2 kann nicht kleiner als Null sein.
W	Die Nullhypothese $\beta \leq \beta_k$ wird am 5 Prozent Signifikanzniveau bei 500 Freiheitsgraden verworfen, wenn der empirische *t*-Wert größer als 1,645 ist.
F	Der KQ-Schätzer erzeugt für Steigungsparameter, aber nicht für die Regressionskonstante Zufallsvariablen.
F	Je größer der Typ II Fehler eines Tests, umso größer muss der Typ I Fehler sein.
F	Negative Autokorrelation kann nicht mit dem LM-Test getestet werden.
F	Schätzgleichungen mit quadratischen erklärenden Variablen erfordern nichtlineare Schätzverfahren.
W	Newey-West Standardfehler stellen eine Erweiterung von White-Standardfehlern auf den Fall der Autokorrelation dar.
F	Das Auslassen einer irrelevanten erklärenden Variablen führt zu überhöhten Standardfehlern.
W	Bei strikter Exogenität der erklärenden Variablen ist der fixed effects-Schätzer konsistent.
F	Im Falle von Heteroskedastie sind die Störterme autokorreliert.
F	Quadratische Matrizen haben mehrere Inversen.
F	Der "Encompassing Test" wird genutzt, um alternative Spezifikationen der abhängigen Variablen gegeneinander zu testen.
W	Bei Autokorrelation sind die mit den KQ-Schätzern ausgewiesenen p-Werte ungültig.

F	Der White-Schätzer benutzt gruppenspezifische Mittelwerte, um heteroskedastische Koeffizienten zu berechnen.
F	Ein Parameterschätzer ist effizient, wenn er gegen seinen wahren Wert konvergiert.
F	Der Breusch-Pagan Test basiert auf der Regression der geschätzten KQ-Residuen auf die erklärenden Größen *x*.
F	Der RESET Test nutzt Potenzen der Residuen, um ein Modell auf Fehlspezifikation zu überprüfen.
W	Bei Paneldaten lassen sich Probleme ausgelassener zeitkonstanter Variablen durch den fixed effects Schätzer lösen.
W	Die Breite des Vorhersageintervalls für die abhängige Variable variiert mit der Streuung des Störterms.
F	Autokorrelation führt zu verzerrten KQ-Schätzern.
W	Das R^2 ist nur gültig, wenn das Modell mit Konstante geschätzt wird.
W	Der gepoolte KQ-Schätzer nutzt im Panel sowohl die Information der Within-Variation als auch der Between-Variation.
W	Die Teststatistik des Breusch-Pagan Tests ist asymptotisch Chi-quadrat verteilt.
F	Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White-Test.
W	In Querschnittsdaten kann es nicht zu zeitlich bedingter Autokorrelation kommen.
F	Die Parameter eines FGLS-Modells müssen vor der Interpretation transformiert werden.
W	Die Qualität von Instrumentvariablenschätzern hängt von der Qualität der Instrumente ab.
W	Die Wahl der Gewichtungsmatrix W ändert nichts an der Konsistenz des GMM Schätzers.
F	Um K Parameter zu identifizieren, benötigt man K – 1 Momentenbedingungen.
F	Wird beim GMM Schätzer nicht die optimale Gewichtungsmatrix W gewählt, so sind die Parameterschätzer verzerrt.
W	Bei Modellen in struktureller Form ist es möglich, dass erklärende Variablen mit dem Störterm korreliert sind.
W	Der nichtlineare Kleinstquadrateschätzer bestimmt diejenigen Parameter, die die Summe der quadrierten Störterme minimieren.
W	HAC Standardfehler unterstellen auf eine feste Anzahl von Beobachtungseinheiten begrenzte Störtermkorrelationen.
F	Das GMM-Verfahren schätzt Parameter direkt auf Basis von nichtlinearen Momentenbedingungen.
F	Homoskedastische Störterme haben eine nicht konstante Varianz.
W	Im Rahmen einer GIVE-Schätzung mit mehreren endogenen Variablen und mehreren Instrumenten ist es egal, welcher endogenen Variablen welches Instrument zugeordnet wird.
F	Auf Basis linearer Modelle geschätzte Koeffizienten sind kausale Effekte.

W	GMM Verfahren benötigen keine Annahmen bezüglich der Verteilungsfunktion.
W	Die Annahme $\varepsilon_i \sim i.i.d.\left(0,\sigma^2\right)$ schließt sowohl Heteroskedastie als auch Autokorrelation aus.
W	Die Durbin-Watson Teststatistik kann approximiert werden als $dw \approx 2-2\hat{\rho}$.
W	Bei Autokorrelation erster Ordnung wird der Wert eines Störterms unmittelbar vom Wert des Störterms der vorausgehenden Perioden beeinflusst.
W	Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.
F	Ohne Kenntnis der Kovarianz zwischen den beiden Schätzern kann der Hausman Test zur Entscheidung zwischen fixed und random effects Schätzung nicht durchgeführt werden.
F	Ein schwaches Instrument liegt dann vor, wenn die Instrumentvariable eine Varianz unter 10 hat.
F	Der GLS Schätzer im random effects Modell stellt einen Mittelwert zwischen random effects und fixed effects Schätzer dar.

Aufgabe 6: **[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 Wert des R^2 kann nicht größer sein als 1. → da Anteilswert (Anteil erklärter Variation an Gesamtvariation).
W	Bei Autokorrelation spielt die Art der erklärenden Variablen für die Konsistenz der KQ-Schätzung eine Rolle. → da verzögerte abhängige Variablen , y_{t-1}, zu Inkonsistenz führen können.
F	Bei Vorliegen von moving average Prozessen sind die Störterme aller Beobachtungen miteinander korreliert. → Die Störtermkorrelationen bei moving average Prozessen brechen nach einem bestimmten Zeitpunkt ab.
W	Die F-Statistik kann nicht negativ werden. → Zähler ≥ 0; Nenner basiert auf Quadraten.
F	Das random effects Modell kann mittels erster Differenzen geschätzt werden. → RE wird mittels eines GLS Schätzers geschätzt; → alternativ: erste Differenzen stellt auf FE Schätzer ab.
W	Wenn im einfachen linearen Modell Messfehler in der erklärenden Variablen vorliegen, ist abschätzbar, in welche Richtung der Steigungsparameter verzerrt ist. → attenuation bias, d.h. Verzerrung zur Null hin

F	Das Signifikanzniveau einseitiger Hypothesentests ist kleiner als das zweiseitiger Tests. → da extern vorgegeben und unabhängig von H_0.
F	Der between-Schätzer ist effizient, der random effects-Schätzer nicht. → da der random effects Schätzer eine Kombination von within- und between-Schätzer ist, die mindestens so effizient ist wie der between-Schäter selber.
W	Der Durbin-Watson Test auf Autokorrelation ist nur bei bestimmten Modellspezifikationen anwendbar. → AR(1), keine verzögerten abhängigen Variablen als Regressor, Konstante im Modell.
W	Unter den Gauss-Markov-Annahmen sind KQ Schätzer nicht exakt normalverteilt. → nur approximativ normalverteilt; exakte NV erfordert, dass NV der Störterme angenommen wird.