Ökonometrieprüfung SS 2013 - MUSTERLÖSUNG

Fach: Ökonometrie

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

Vorbemerkungen:

Anzahl der Aufgaben:	Die Klausur besteht aus 6 Aufgaben, die alle bearbeitet werden müssen. Es wird nur der Lösungsbogen eingesammelt.
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 gesuchten 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]**

Sie untersuchen den Zusammenhang zwischen dem Besuch von Vorlesungen und der Klausurnote. Ihnen steht dazu ein Datensatz zu 680 Studierenden mit den folgenden Informationen zur Verfügung:

knote	Klausurnote (min: -3 = schlechteste Note; max: +3 =beste Note).
jahr1	=1, wenn Person im ersten Studienjahr ist; =0 sonst.
mann	=1, wenn Person männlich ist; =0 wenn weiblich.
vbesuch	Besuchsquote der Vorlesungen (in 0-100%).

Sie schätzen das folgende Modell und erhalten den Output aus Tabelle 1:

$$knote_i = \beta_0 + \beta_1 jahr1_i + \beta_2 mann_i + \beta_3 vbesuch_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Tabelle 1: Regressionsergebnisse

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     680
-------------+------------------------------           F(  3,   676) =    6.74
       Model |  19.3023776     3  6.43412588           Prob > F      =  0.0002
    Residual |   645.46119   676  .954824246           R-squared     =  0.0290
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.0247
       Total |  664.763568   679  .979033237           Root MSE      =  .97715

------------------------------------------------------------------------------
      knote   |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       jahr1 |  -.2898943   .1157244    -2.51   0.012    -.5171168   -.0626719
        mann |  -.1184456   .0990267    -1.20   0.232    -.3128824    .0759913
     vbesuch |   .0081634   .0022031     3.71   0.000     .0038376    .0124892
       _cons |  -.5017308    .196314    -2.56   0.011    -.8871893   -.1162724
-----------------------------------------------------------------------------
```

a) Berechnen und interpretieren Sie den Effekt einer Erhöhung der Besuchsquote um 20 Prozentpunkte auf die Klausurnote. (2P)

> i. Berechnung der Änderung: $\Delta k\hat{n}ote_i = \hat{\beta}_3 \times 20 = 0.163$ (1P)
>
> ii. Interpretation: Eine Erhöhung der Besuchsquote um 20 Prozentpunkte erhöht die Klausurnote c.p. im Mittel um 0.163 Notenschritte. (1P)

b) Nehmen Sie Stellung dazu, ob Sie einen kausalen Zusammenhang zwischen Besuchsquote und Klausurnote messen. Welche Annahme benötigen Sie dafür? Gibt es einen Faktor, der diese Annahme in der Praxis verletzen könnte? (1,5P)

> i. Benötigte Annahmen: Entweder A2 oder A7 oder A10 (0,5P). (A1 wird nicht zwingend benötigt, da die Schätzung eine Konstante enthält und hier nach $\hat{b}_{vbesuch}$ gefragt wird.)
>
> ii. Kein kausaler Effekt geschätzt (0,5P), wenn Faktoren wie z.B. Motivation und Fähigkeit der Studierenden nicht kontrolliert werden <u>und</u> diese mit der Besuchsquote korrelieren. (0,5P)

c) Erläutern Sie, warum die Variable *vbesuch* Heteroskedastie verursachen könnte. (2P)

Mögliche Antwort: Mit steigender Besuchsquote könnte die Variation in den Klausurnoten zunehmen (1P), falls nämlich besonders gute wie besonders schwache Studierende eine hohe Besuchsquote aufweisen. (1P)

d) Wir würden Sie vorgehen, um mit Hilfe des folgenden Modells am 5% Signifikanzniveau auf das Vorliegen von Heteroskedastie zu testen? Erläutern Sie die Intuition des Tests und geben Sie zudem Null- und Alternativ-Hypothese, Teststatistik, Entscheidungsregel, Testentscheidung und Interpretation des Ergebnisses an. (7P)

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_0 + \delta_1 jahr1_i + \delta_2 mann_i + \delta_3 vbesuch_i + \mu_i \tag{2}$$

Tabelle 2: Regressionsergebnisse

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     680
-------------+------------------------------           F(  3,   676) =    2.03
       Model |  10.6276934     3  3.54256445           Prob > F      =  0.1084
    Residual |  1179.90034   676  1.74541471           R-squared     =  0.0089
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.0045
       Total |  1190.52804   679  1.75335499           Root MSE      =  1.3211

------------------------------------------------------------------------------
epsilon_dach2 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       jahr1  |  -.1286812   .1564633   -0.82   0.411    -.4358937    .1785313
        mann  |   .0313333   .1338875    0.23   0.815     -.231552    .2942186
      vbesuch |   .0192054   .0093084    2.06   0.039     .0009286    .0374822
       _cons  |   .4588799   .2654231    1.73   0.084     -.062273    .9800327
------------------------------------------------------------------------------
```

i. Intuition: Die Idee der Schätzung liegt darin, zu testen, ob die quadrierten Residuen eine Funktion der erklärenden Variablen sind (also ob Heteroskedastie vorliegt) (1P). Bei Vorliegen von Homoskedastie sollten die quadrierten Residuen daher nicht mit den erklärenden Variablen korrelieren. (1P)

ii. $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ (Homoskedastie); H_1 : mind. ein $\delta_i \neq 0$ mit $i = 1,2,3$ (Heteroskedastie) (1P)

iii. Teststatistik: $LM = N \cdot R^2 = 680 \cdot 0.0089 = 6.052$ (1P)

iv. Entscheidungsregel: H_0 verwerfen, wenn $LM > KW$. Kritischer Wert $KW = \chi^2_{3,0.05} = 7.81$ (1P)

v. Testentscheidung: da $LM = 6.052 < KW = 7.81$ kann die H_0 nicht verworfen werden. (1P)

vi. Interpretation: Die H_0 kann am 5% Signifikanzniveau nicht verworfen werden, es liegt somit keine Evidenz für Heteroskedastie vor. (1P)

e) Sie führen eine GLS Schätzung durch, in der Sie unterstellen, dass $Var(\varepsilon_i | vbesuch_i) = \sigma^2 \cdot vbesuch_i$ ist. Geben Sie die GLS-Transformation des Modells an. (2,5P)

$\frac{1}{\sqrt{vbesuch_i}} \cdot knote_i = \beta_0 \frac{1}{\sqrt{vbesuch_i}} + \beta_1 \frac{jahr1_i}{\sqrt{vbesuch_i}} + \beta_2 \frac{mann_i}{\sqrt{vbesuch_i}} + \beta_3 \frac{vbesuch_i}{\sqrt{vbesuch_i}} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{vbesuch_i}}$ (2,5P)

f) In welchem Fall bevorzugen Sie den GLS Schätzer aus Teilaufgabe e) gegenüber dem OLS Schätzer mit robusten Standarfehlern? (2P)

GLS wird bevorzugt, wenn die unterliegende Gesetzmäßigkeit für Heteroskedastie bekannt ist.(2P)

Aufgabe 2: **[5 Punkte]**

Sei $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon$ ein $N \times 1$ Vektor und $\mathbf{X}$ eine $N \times K$ Matrix. Es gilt $N > K > 0$.

a) Stellen Sie das Minimierungsproblem zur Bestimmung des KQ-Schätzers $\mathbf{b}$ formal auf und erläutern Sie es kurz. (2P)

Das Minimierungsproblem lautet:

$$\min_{\theta} \sum_{i=1}^{N} e_i(\theta)^2 \text{ mit } e_i(\theta) \equiv y_i - \mathbf{x}_i'\theta \text{ oder } \mathbf{b} = \arg\min_{\theta \in \mathbb{R}^K} [\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta]' [\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta] = \arg\min_{\theta \in \mathbb{R}^K} \sum (y_i - \mathbf{x}_i'\theta)^2 \text{ (1P)}$$

(-0,5P falls e_i nicht näher spezifiziert wird.) Gesucht wird der K-Vektor $\mathbf{b}$, der die Residuenquadratsumme minimiert. (1P)

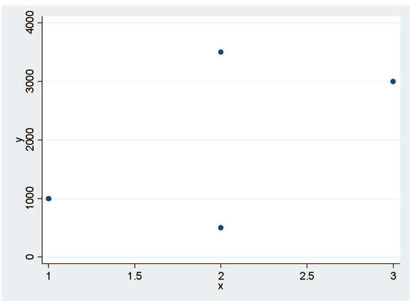
b) Es lässt sich zeigen, dass die Bedingung erster Ordnung für das Minimierungsproblem $\mathbf{X}' \cdot [\mathbf{y} - \mathbf{X}\mathbf{b}] = \mathbf{0}$ lautet. Zeigen Sie, dass der KQ-Schätzer diese Bedingung erfüllt. (3P)

Mit $\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$ (1P) ist $\mathbf{X}'\mathbf{y} - \mathbf{X}'\mathbf{X} \cdot (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \mathbf{0}$ (2P).

Aufgabe 3: **[10,5 Punkte]**

Sie interessieren sich für den Zusammenhang zwischen Monatseinkommen y (in Euro) und der Anzahl absolvierter Weiterbildungen x. Sie haben folgende Informationen: Person 1 verdient 3000€ und hat 3 Weiterbildungen absolviert. Person 2 verdient 1000€ und hat 1 Weiterbildung absolviert. Person 3 verdient 500€ und hat 2 Weiterbildungen absolviert. Person 4 verdient 3500€ und hat ebenfalls 2 Weiterbildungen absolviert.

a) Zeichnen Sie die Werte (y_i, x_i) in ein Koordinatensystem ein. Welcher Zusammenhang zwischen Einkommen und Weiterbildungen ist erkennbar (kurze Antwort genügt)? (3,5P)



(Je 0,5P für Koordinatensystem sowie jeden korrekt eingezeichneten Punkt) Positiver Zusammenhang zwischen Weiterbildungen und Lohn (1P).

b) Berechnen Sie $\mathbf{b}$ für das Modell $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ (Hinweis: $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = \begin{bmatrix} 2.25 & -1 \\ -1 & 0.5 \end{bmatrix}$). Interpretieren Sie den Koeffizienten b_1 inhaltlich. (7P)

Mit $\mathbf{X}'\mathbf{y} = \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 3 & 1 & 2 & 2 \end{bmatrix}} \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 3 \\ 1 \\ 0.5 \\ 3.5 \end{bmatrix}} \cdot 1000 = \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 8000 \\ 18000 \end{bmatrix}}$ ist $\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 2.25 & -1 \\ -1 & 0.5 \end{bmatrix}} \cdot \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 8 \\ 18 \end{bmatrix}} \cdot 1000 = \underset{(1P)}{\begin{bmatrix} 0 \\ 1000 \end{bmatrix}}$. Eine zusätzliche Weiterbildung geht im Mittel (0,5P) mit einem um 1000€ höherem Einkommen einher (0,5P).

Aufgabe 4: **[12,5 Punkte]**

Sie interessieren sich für den Zusammenhang zwischen dem Wahlausgang amerikanischer Präsidentschaftswahlen und dem wirtschaftlichen Wachstum. Ihnen steht dazu ein Datensatz von 1916 bis 1992 zu 21 Wahlen mit den folgenden Informationen zur Verfügung:

votedem	Anteil der Stimmen der Demokraten (in %).
dempres	Dummy=1, wenn amtierender Präsident ein Demokrat ist; =0 sonst.
growth	misst die Anzahl der Quartale hohen Wirtschaftswachstums ($> 3\%$) der amtierenden Regierung.

Sie schätzen das folgende Modell und erhalten den Output aus Tabelle 3:

$$votedem_t = \beta_0 + \beta_1 dempres_t + \beta_2 growth_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Tabelle 3: Regressionsergebnisse

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      21
-------------+------------------------------           F(  2,    18) =    4.84
       Model |  .039352558     2  .019676279           Prob > F      =  0.0209
    Residual |  .073242191    18  .004069011           R-squared     =  0.3495
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.2772
       Total |  .112594749    20  .005629737           Root MSE      =  .06379

------------------------------------------------------------------------------
     votedem |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
     dempres |   -.104307   .0354285    -2.94   0.010     -.179412   -.0292021
      growth |   .0141226     .00441     3.20   0.006     .0047739    .0234713
       _cons |   .4722441   .0132535    35.63   0.000     .4441479    .5003403
------------------------------------------------------------------------------
```

a) Wie viele zusätzliche Quartale positiven Wirtschaftswachstums werden benötigt, um den Effekt auszugeglichen, den ein amtierender demokratischer Präsident auf die abhängige Variable hat? Interpretieren Sie Ihr Ergebnis inhaltlich. (4P)

- Die benötigte Anzahl an Quartalen lässt sich mit Hilfe der Koeffizienten berechnen: $\Delta growth = \left|\frac{\hat{\beta}_{dempres}}{\hat{\beta}_{growth}}\right| = \frac{0{,}104}{0{,}014} = 7.428$ (3P: 2P für den Bruch, 1P für das Drehen eines Vorzeichens)
- Interpretation: Um die negative Entwicklung des Effekts von *dempres* auszugleichen, müsste die Anzahl der Quartale positiven Wachstums während der Amtszeit bei 7.4 liegen. (1P)

b) Könnte in diesem Fall Autokorrelation vorliegen? Diskutieren Sie kurz. (2P)

```
Mögliche Antwort: Da die Präsidentschaftswahlen alle vier Jahre stattfinden, ist es
wahrscheinlich, dass die unbeobachteten Schocks einer Wahl nicht mehr mit den unbeobachteten
Schocks vier Jahre später korrelieren (1P). Somit sollte AK nicht vorliegen. (1P) (Auch andere
Antworten möglich.)
```

c) Sie regressieren nun die OLS Residuen auf die um eine Periode verzögerten Residuen: $\hat{\varepsilon}_t = \rho\hat{\varepsilon}_{t-1} + \mu_t$. Als Output erhalten Sie $\hat{\rho} = -0.081$ und $se(\hat{\rho}) = 0.221$. Verwenden Sie diese Ergebnisse, um auf Autokorrelation erster Ordnung am 10% Signifikanzniveau testen. Geben Sie die Null- und Alternativ-Hypothese, Teststatistik, Entscheidungsregel, Testentscheidung und Interpretation des Ergebnisses an. (5P)

i. $H_0 : \rho = 0$, $H_1 : \rho \neq 0$, (1P)
ii. Teststatistik: $t_{\hat{\rho}} \approx \sqrt{T}\hat{\rho} = \sqrt{21} \cdot -0.081 = -0.371$ (1P)
iii. Entscheidungsregel: H_0 verwerfen, wenn $|t_{\hat{\rho}}| > KW$. Kritischer Wert $KW = t_{\alpha,n-1} = t_{0.10,20} = 1.725$ (1P)
iv. Testentscheidung: da $t_{\hat{\rho}} = |-0.371| < KW = 1.725$ kann die H_0 nicht verworfen werden. (1P)
v. Interpretation: Die H_0 kann am 10% Signifikanzniveau nicht verworfen werden, es liegt somit keine Evidenz für Autokorrelation vor. (1P)

d) Ein Kommilitone behauptet, der Cochrane-Orcutt Schätzer führe immer zur Effizienzsteigerung des KQ-Schätzers. Stimmt diese Ausssage? Erläutern Sie Ihre Antwort. (1,5P)

```
Die Aussage ist falsch(0,5P). Wenn keine Autokorrelation vorliegt (0,5P) sinkt durch
Cochrane-Orcutt die Effizienz (da eine Beobachtung verloren geht) (0,5P).
```

Aufgabe 5: **[15 Punkte]**

Sie möchten die Determinanten von Teenagerschwangerschaften untersuchen. Ihr Querschnittsdatensatz enthält folgende Informationen zu 20 000 Frauen:

tschwanger	=1 wenn die Frau während ihrer ersten Schwangerschaft 18 Jahre oder jünger war; =0 sonst.
schulabschl	=1 wenn die Frau einen Schulabschluss besitzt; =0 sonst.
elternAlk	=1 wenn mindestens ein Elternteil alkoholkrank ist; =0 sonst.
hhEink	Haushaltseinkommen in Tausend Euro.

Sei $\mathbf{x}_i' = \begin{pmatrix} 1 & schulabschl_i & elternAlk_i & hhEink_i \end{pmatrix}$ der Kovariatevektor von Frau i.

a) Unterstellen Sie $P(y_i = 1) = \mathbf{x}_i'\beta$. Welches Schätzmodell liegt damit vor? Schreiben Sie die Schätzgleichung auf, die Sie mit STATA schätzen würden. (3P)

Lineares Wahrscheinlichkeitsmodell (1P): $y_i = \beta_1 + \beta_2 schulabschl_i + \beta_3 elternAlk_i + \beta_4 hhEink_i + \varepsilon_i$ (2P)
[jeweils -0,5P falls β_1 oder ε_i vergessen wurde]

Sie haben Ihre Meinung geändert und gehen nun davon aus, dass

$$P(y_i = 1) = \Lambda(\mathbf{x}_i'\beta) = \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i'\beta)}$$

das korrekte Modell ist.

b) Nennen Sie jeweils einen Vorteil und einen Nachteil des Logit-Modells gegenüber dem Modell aus Teilaufgabe a). (2P)

> Vorteil von Logit: $P(y_i = 1) \in [0,1]$ für alle $\mathbf{x}_i'\beta$, oder keine Heteroskedastie (1P)
> Nachteil: Die Logit-Koeffizienten sind schwieriger zu interpretieren (insbesondere für Interaktionseffekte) (1P). (Auch andere Antworten möglich.)

c) Zeigen Sie kurz formal, dass $\Lambda(\mathbf{x}_i'\beta)$ zwischen 0 und 1 liegen muss. (3P)

> Da $\lim_{\mathbf{x}_i'\beta \to -\infty} \exp(\mathbf{x}_i'\beta) = 0$ (1P) und $\lim_{\mathbf{x}_i'\beta \to \infty} \exp(\mathbf{x}_i'\beta) = \infty$ (1P), ergibt sich durch Einsetzen $\Lambda(\mathbf{x}_i'\beta) \in [0,1]$ (1P).

Sie schätzen das Logit-Modell mit STATA und erhalten folgenden Output:

```
Logistic regression                               Number of obs   =      20000
                                                  LR chi2(3)      =     935.49
                                                  Prob > chi2     =     0.0000
Log likelihood = -13395.178                       Pseudo R2       =     0.0337

------------------------------------------------------------------------------
  tschwanger |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
 schulabschl |      -0.50       0.02   -23.06   0.000        -0.54       -0.45
   elternAlk |       0.17       0.10     1.67   0.095        -0.03        0.37
      hhEink |      -0.69       0.23    -3.08   0.002        -1.14       -0.25
       _cons |       0.00       0.01     0.08   0.933        -0.03        0.03
------------------------------------------------------------------------------
```

d) Mit welcher Wahrscheinlichkeit hatte eine Frau mit Schulabschluss eine Teenagerschwangerschaft, wenn ihre Eltern Alkoholiker sind und ein Haushaltseinkommen in Höhe von 1000 Euro erzielen? (5P)

> $\mathbf{x}'\beta = -0.5 + \underset{1P}{0.17} - .69 = \underset{0,5P}{-1.02} \Rightarrow \exp(-\mathbf{x}'\beta) = \underset{0,5P}{\exp(1.02)} \approx \underset{1P}{2.77} \Rightarrow \underset{1P}{\frac{1}{1+\exp(1.02)}} \approx 0.265$. Die Wahrscheinlichkeit einer Teenagerschwangerschaft beträgt in diesem Fall ca. 26.5% (1P).

e) Hat ein fehlender Schulabschluss oder alkoholkranke Eltern einen größeren Einfluss auf Teenagerschwangerschaften? Erläutern Sie Ihre Antwort. (2P)

> Sowohl *schulabschl* als auch *elternAlk* sind Dummyvariablen, d.h. die Koeffizienten sind vergleichbar (1P). Da $\hat{\beta}_{schulabschl}$ betragsmäßig größer ist als $\hat{\beta}_{elternAlk}$, hat ein fehlender Schulabschluss einen größeren Einfluss auf Teenagerschwangerschaften (1P).

Aufgabe 6 - MC Fragen [30 Punkte]

Bitte geben Sie die zutreffende Antwort **auf Ihrem Multiple-Choice-Lösungsblatt** an. **Angaben auf dem Aufgabenblatt werden <u>nicht</u> gewertet.** Zu jeder Frage gibt es genau eine richtige Antwort. Für jede korrekt beantwortete Frage erhalten Sie einen Punkt. Falsche Antworten führen nicht zu Punktabzug. Bei mehr oder weniger als einer markierten Antwort auf eine Frage gilt diese als nicht beantwortet.

1.	Der Breusch-Pagan Test für das Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$ verwendet folgende Hilfsregression
a	$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{2i} + \delta_3 x_{3i} + \mu_i$. **X**
b	$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{2i} + \delta_3 x_{3i} + \delta_4 x_{2i} x_{3i} + \mu_i$.
c	$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{2i} + \delta_3 x_{3i} + \delta_4 x_{2i}^2 + \delta_5 x_{3i}^2 + \mu_i$.
d	$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{2i} + \delta_3 x_{3i} + \delta_4 x_{2i}^2 + \delta_5 x_{3i}^2 + \delta_6 x_{2i} x_{3i} + \mu_i$.

2.	Sie schätzen folgendes Modell: $y_i = \beta_1^* + \beta_2^* x_i + \varepsilon_i^*$, obwohl das wahre Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ lautet. Welcher Ausdruck beschreibt den Erwartungswert von b_2^*?
a	$E[b_2^*] = \beta_2 + \beta_3 \frac{Cov(x,z)}{Var(x)}$. **X**
b	$E[b_2^*] = \beta_3 + \beta_2 \frac{Cov(x,z)}{Var(x)}$.
c	$E[b_2^*] = \beta_2 + \beta_3 \frac{Cov(z,y)}{Var(x)}$.
d	Keine der Antworten ist korrekt.

3.	Sie schätzen folgendes Modell: $y_i = \beta_1^* + \beta_2^* x_i + \varepsilon_i^*$, obwohl das wahre Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ lautet. Sei $\text{cov}(y,x) > 0$ und $\text{cov}(y,z) = 0$. Dann ist
a	$E[b_2^*] = \beta_2$. **X**
b	$E[b_2^*] > \beta_2$.
c	$E[b_2^*] < \beta_2$.
d	Keine der Antworten ist korrekt.

4.	Sie schätzen folgendes Modell: $y_i = \beta_1^* + \beta_2^* x_i + \varepsilon_i^*$, obwohl das wahre Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ lautet mit $\beta_2, \beta_3 > 0$. Sei $\text{cov}(y,x) > 0$ und $\text{cov}(x,z) < 0$. Dann ist
a	$E[b_2^*] = \beta_2$.
b	$E[b_2^*] > \beta_2$.
c	$E[b_2^*] < \beta_2$. **X**
d	Keine der Antworten ist korrekt.

5.	Der Cochrane-Orcutt Schätzer
a	nutzt mehr Informationen als der Prais-Winsten Schätzer.
b	nutzt weniger Informationen als der Prais-Winsten Schätzer. **X**
c	gehört zur Klasse der BLUE (best linear unbiased estimator).
d	ist effizienter als der Prais-Winsten Schätzer.

6.	Wenn bei der KQ-Schätzung Homoskedastie unterstellt wird, obwohl tatsächlich Heteroskedastie vorliegt, dann
a	sind die geschätzten Koeffizienten verzerrt.
b	sind die Standardfehler der Koeffizientenschätzer falsch berechnet. **X**
c	ist die Varianz des Fehlerterms richtig geschätzt.
d	sind t-Tests weiterhin gültig.

7.	Im Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 log(x_{2i}) + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$ mit $\beta_2 \neq 0$
a	kann x_2 eine 0/1 kodierte Dummy Variable sein.
b	variiert der Effekt von $log(x_2)$ mit dem Ausgangsniveau von x_2.
c	gibt der Koeffizient b_2 stets eine Elastizität an.
d	besteht ein nicht-linearer Zusammenhang zwischen y_i und x_{2i}. **X**

8.	Sei $\ln y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$. Dann gilt näherungsweise
a	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{\Delta x}$.
b	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{E(y)} \cdot \frac{1}{\Delta x}$. **X**
c	$\beta = \Delta E(y) \cdot \frac{x}{\Delta x}$.
d	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{E(y)} \cdot \frac{x}{\Delta x}$.

9.	Sei $\ln y_i = \beta \ln x_i + \varepsilon_i$. Dann gilt näherungsweise
a	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{\Delta x}$.
b	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{E(y)} \cdot \frac{1}{\Delta x}$.
c	$\beta = \Delta E(y) \cdot \frac{x}{\Delta x}$.
d	$\beta = \frac{\Delta E(y)}{E(y)} \cdot \frac{x}{\Delta x}$. **X**

10.	Der Durbin-Watson Test
a	ist bei negativer Autokorrelation nicht durchführbar.
b	ist nur in großen Stichproben gültig.
c	eignet sich zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.
d	ist gültig, wenn die Annahmen A1-A4 erfüllt sind. **X**

11.	Autokorrelation im Störterm kann behoben werden durch
a	die Quadrierung der abhängigen Variablen.
b	eine GLS Transformation. **X**
c	die Aufnahme zusätzlicher Beobachtungen.
d	b und c.

12.	Sei $y_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \varepsilon_i$, wobei $D_i \in \{0,1\}$ eine binäre Variable ist. Welche Schätzergebnisse ändern sich, wenn D_i durch $(1-D_i)$ ersetzt wird?
a	b_2.
b	b_1 und b_2. **X**
c	b_1 und b_2 und R^2.
d	nur R^2.

13.	Sei $y_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \varepsilon_i$, wobei $D_i \in \{0,1\}$ eine binäre Variable ist. Sie regressieren jedoch y_i auf $(1-D_i)$. In diesem Fall ist die Beziehung zwischen b_2 und β_2 wie folgt (unterstellen Sie, dass die Gauss-Markov-Annahmen erfüllt sind):
a	$E(b_2) = \beta_2$.
b	$E(b_2) = \|\beta_2\|$.
c	$\|E(b_2)\| = \beta_2$.
d	$\|E(b_2)\| = \|\beta_2\|$. **X**

14.	Sie schätzen das Modell $\ln y = \beta \ln x + \varepsilon$ mit KQ und erhalten $b = 2$. Die korrekte Interpretation lautet: Wenn x um...
a	1%-Punkt steigt, so steigt y um 2%-Punkte.
b	2%-Punkte steigt, so steigt y um 1%-Punkt.
c	1% steigt, so steigt y um 2%. **X**
d	2% steigt, so steigt y um 1%.

15.	Unabhängigkeit der zwei Zufallsvariablen X und Y impliziert,
a	dass die Korrelation zwischen X und Y gleich 0 ist. **X**
b	dass die Kovarianz zwischen X und Y ungleich 0 ist.
c	dass die Summe von X und Y gleich 0 ist.
d	a und c.

16.	Wenn $\Psi = \mathbf{I}$ gilt, dann impliziert $Var(\varepsilon) = \sigma^2 \Psi$,
a	dass $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ für alle $i \neq j$. **X**
b	dass Heteroskedastie vorliegt.
c	dass $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$ für alle $i \neq j$.
d	dass $Var(\varepsilon) = 1$.

17.	Das korrigierte Bestimmtheitsmaß
a	ist immer größer als das Bestimmtheitsmaß R^2.
b	gibt das Verhältnis von erklärter Variation zur Gesamtvariation an.
c	berücksichtigt die zur Schätzung benötigten Freiheitsgrade. **X**
d	kann die Schätzgüte auch bei Logit-Modellen bestimmen.

18.	Bei GLS (generalized least squares) Schätzern
a	sind t- und F-Tests nicht gültig.
b	sind nach der GLS-Transformation die Gauß-Markov Annahmen verletzt.
c	ist die Varianz-Kovarianz Matrix des Störterms bekannt. **X**
d	muss die Varianz-Kovarianz Matrix geschätzt werden.

19.	Der KQ-Schätzer $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$ lässt sich nur berechnen, wenn
a	$\mathbf{Xy}$ quadratisch ist.
b	$\mathbf{Xy}$ invertierbar ist.
c	$\mathbf{X}'\mathbf{X}$ ein Skalar ist.
d	$\mathbf{X}'\mathbf{X}$ vollen Rang besitzt. **X**

20.	Das Bestimmtheitsmaß R^2
a	ist bei Vorliegen von Heteroskedastie nicht interpretierbar.
b	kann durch die Wegnahme von irrelevanten Variablen steigen.
c	kann durch Hinzufügen von erklärenden Variablen sinken.
d	kann zum Vergleich von genesteten Modellen verwendet werden. **X**

21.	Das Maximum-Likelihood Schätzverfahren
a	minimiert die Summe der quadrierten Residuen.
b	bestimmt die geschätzten Parameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der Stichprobe maximiert wird. **X**
c	bestimmt die Populationsparameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der Stichprobe maximiert wird.
d	bestimmt die Stichprobe so, dass die Wahrscheinlichkeit für die Populationsparameter maximiert wird.

22.	Das Kleinstequadrateverfahren basiert auf der Minimierung
a	der Summe der Störterme.
b	der Summe der Residuen.
c	der quadrierten Summe der Residuen.
d	der Summe der quadrierten Residuen. **X**

23.	Ein Interaktionsterm
a	ist das Produkt von mindestens zwei Variablen. **X**
b	ist stets das Produkt von zwei Variablen.
c	muss eine Dummyvariable beinhalten.
d	b und c.

24.	Die Annahme $\varepsilon \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ impliziert
a	dass die Störterme heteroskedastisch sein können.
b	dass die Störterme autokorreliert sein können.
c	dass Heteroskedastie und Autokorrelation ausgeschlossen werden können. **X**
d	dass die Störterme heteroskedastisch und autokorreliert sein können.

25.	Ein Strukturbruchtest überprüft mittels einer F-Teststatistik,
a	ob ein Problem ausgelassener Variablen vorliegt.
b	ob sich die Steigungsparameter für verschiedene Gruppen signifikant unterscheiden. **X**
c	ob bei Zeitreihendaten Autokorrelation vorliegt.
d	ob zusätzliche erklärende Variablen die Varianz des Störterms erhöhen.

26.	Welche Aussage ist richtig?
a	Der Likelihood-Ratio-Test hat N Freiheitsgrade.
b	Die Teststatistik des Wald-Tests folgt asymptotisch der χ^2-Verteilung. **X**
c	In kleinen Stichproben sind Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests äquivalent.
d	Zur Durchführung eines Lagrange-Multiplier-Tests ist die zweimalige Schätzung des Modells (d.h. mit bzw. ohne Restriktion) notwendig.

27.	Der kritische Wert eines Breusch-Pagan Tests auf Heteroskedastie für ein lineares Modell mit 3 stetigen unabhängigen Variablen und einer Konstanten gegeben einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0.01$ beträgt
a	11.34 **X**
b	21.67
c	14.68
d	0.11

28.	Die FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen beruht darauf, dass
a	Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz ein kleineres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit großer Störtermvarianz.
b	Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz ein größerers Gewicht erhalten als Beobachtungen mit großer Störtermvarianz. **X**
c	nur die abhängige Variable so transformiert wird, dass Homoskedastie vorliegt.
d	die Standardfehler des OLS Schätzers neu berechnet werden.

29.	Welche der angegebenen Verteilungsfunktionen ist symmetrisch?
a	Die χ^2-Verteilung.
b	Die F-Verteilung.
c	Die t-Verteilung. **X**
d	Alle genannten Verteilungen.

30.	Sei $P(y_i = 1) = \Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})$, wobei $\Phi(\cdot)$ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung ist. $\frac{\partial P(y_i=1)}{\partial x_{ij}}$ beträgt in diesem Fall
a	$\frac{\partial\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}} \cdot \beta_j$ **X**
b	$\frac{\partial\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial x_{ij}} \cdot \beta_j$
c	$\frac{\partial\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}$
d	$\frac{\partial\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial\beta}$