Ökonometrieprüfung WS 2013/2014 - MUSTERLÖSUNG

Fach: Ökonometrie

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

Vorbemerkungen:

Bitte beachten Sie:	Es wird nur der Lösungsbogen eingesammelt und bewertet.
Anzahl der Aufgaben:	Die Klausur besteht aus 5 Aufgaben, die alle bearbeitet werden müssen.
Bewertung:	Es können maximal 90 Punkte erworben werden. Die maximale Punktzahl ist für jede Aufgabe in Klammern angegeben. Sie entspricht der für die Aufgabe empfohlenen Bearbeitungszeit in Minuten.
Erlaubte Hilfsmittel:	• Formelsammlung (ist der Klausur beigefügt) • Tabellen der statistischen Verteilungen (sind der Klausur beigefügt) • Taschenrechner • Fremdwörterbuch
Wichtige Hinweise:	• Sollte es vorkommen, dass die statistischen Tabellen, die dieser Klausur beiliegen, den 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: **[15.5 Punkte]**

Sie interessieren sich für die Determinanten von Gewaltverbrechen in den Vereinigten Staaten von Amerika. Für Ihre Untersuchung steht Ihnen ein Datensatz aus dem Jahr 2000 zur Verfügung, der folgende Informationen zu den 51 Bundesstaaten (inkl. DC) enthält:

murder	Anzahl der Morde pro 1,000,000 Einwohner
single	Anteil alleinerziehender Eltern an der Bevölkerung (in %)
poverty	Anteil der Bevölkerung unter der Armutsgrenze (in %)
metro	Anteil der Bevölkerung, der in Städten lebt (in %)
black	Anteil von Schwarzen an der Bevölkerung (in %).

Sie schätzen das folgende Modell und erhalten den Output in der Tabelle:

$$murder_i = \beta_1 + \beta_2 single_i + \beta_3 poverty_i + \beta_4 metro_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      51
-------------+------------------------------           F(  3,    47) =   51.62
       Model |  4406.07392     3  1468.69131           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  1337.24762    47   28.452077           R-squared     =  0.7672
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7523
       Total |  5743.32154    50  114.866431           Root MSE      =   5.334

------------------------------------------------------------------------------
      murder |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95\% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
     poverty |   .4103166   .2033483     2.02   0.049     .0012325    .8194007
      single |   3.671722   .4541977     8.08   0.000     2.757994     4.58545
       metro |   .0673152   .0367589     1.83   0.073    -.0066341    .1412646
       _cons |  -43.24362   4.331617    -9.98   0.000    -51.95771   -34.52953
------------------------------------------------------------------------------
```

a) Interpretieren Sie den Koeffizienten für *metro* inhaltlich und statistisch (1.5 Punkte).

i. Inhaltlich: Wenn der Anteil der Stadtbevölkerung um 1 Prozentpunkt ansteigt, so steigt die Anzahl der Morde c.p.i.M. um ca. 0.067 Morde (pro 1 Mio. Bewohner). (1P)

ii. Statistisch: Der Koeffizient ist statistisch signifikant am 10% Niveau, da $p \leq 0.1$ (0.5P).

b) Führen Sie einen RESET-Test unter Verwendung von zwei zusätzlichen Regressoren mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% durch. Beschreiben Sie Ihr Vorgehen, indem Sie Hilfsregression, Hypothesen, Teststatistik, Entscheidungsregel und Testentscheidung angeben. *Hinweis* : Verwenden Sie $R^2 = 0.966$ für das unrestringierte Modell. Runden Sie auf die dritte Nachkommastelle. (5 Punkte)

- Die Teststatistik basiert auf folgender Hilfsregression: [1 Punkt]

$$y_i = \mathbf{x_i}'\beta + \alpha_2 \hat{y}_i{}^2 + \alpha_3 \hat{y}_i{}^3 + \nu_i$$

- Hypothesen: $H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, H_1 : mindestens ein $\alpha_j \neq 0$ mit $j = 2,3$ [1 Punkt]
- Teststatistik:

$$F^{emp} = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/J}{(1 - R_1^2)/(N-K)}$$

- Entscheidungsregel: H_0 verwerfen, falls $F^{emp} > F^{krit}_{J,N-K,0.01} = F^{krit}_{2,45,0.01}$ ($F^{krit}_{2,40,0.01} = 5.18$ und $F^{krit}_{2,50,0.01} = 5.06$ in Ordnung). [1 Punkt]

- Berechnung: [1 Punkt]
$$F^{emp} = \frac{(0.966-0.767)/2}{(1-0.966)/(51-4-2)} = 131.691$$
- Testentscheidung: Da $131.691 = F^{emp} > F^{krit}_{2,45,0.01}$ kann die Nullhypothese auf dem 1%-Niveau verworfen werden. Es liegt somit Evidenz für Fehlspezifikation vor. [1 Punkt]

c) Sie vermuten, dass der marginale Effekt von *poverty* höher ist in Bundesstaaten, in denen der Anteil der Bevölkerung, die in Städten lebt, größer ist. Wie können Sie diese Vermutung empirisch überprüfen? Stellen Sie ein Modell auf und nennen Sie den geeigneten Test, sowie die Null- und Alternativhypothese. (2 Punkte)

i. Neues Modell: $murder_i = \beta_1 + \beta_2 single_i + \beta_3 poverty_i + \beta_4 metro_i + \beta_5 poverty_i \cdot metro_i + \varepsilon_i$ (1P)
ii. Test: Einseitiger t-Test (0.5 P)
iii. Hypothese: H0: $\beta_5 \leq 0$ gegen H1: $\beta_5 > 0$ (0.5 P)

d) Sie nehmen die Variable *black* in das Modell aus Gleichung (1) mit auf und erhalten nach neuer Schätzung eine Residuenquadratsumme ($\sum_{i=1}^{N} e_i^2$) von 1196.49. Testen Sie, ob die zusätzliche Variable einen signifikanten Einfluss hat. Geben Sie hierfür Hypothesen, Teststatistik, kritischen Wert (5% Signifikanzniveau) und Testentscheidung an. (5 Punkte)

i. Hypothese: H0: $\beta_{black} = 0$ gegen H1: $\beta_{black} \neq 0$ (1P)
ii. Teststatistik: $F^{emp} = \frac{(S_0-S_1)/J}{S_1/(N-K)} = \frac{(1337.248-1196.492)/1}{1196.492/(51-5)} = 5,41 \sim F_{1,46}$ (2P)
iii. Kritischer Wert: $F^{krit} = F_{1,50} = 4.03$ (1P)
iv. Testentscheidung: Da $F^{emp} = 5.41 > F^{krit} = 4.03$ kann die H0 verworfen werden (1P). Die Variable *black* trägt somit signifikant zum Erklärungsgehalt des Modells bei.

e) Unterstellen Sie, dass *black* einen signifikanten Einfluss auf die Mordrate hat. Unter welcher Bedingung ist der in Teilaufgabe a) gefundene KQ-Schätzer für β_4 auch im um *black* erweiterten Modell zu erwarten? (2 Punkte)

Der Zusammenhang ist weiterhin gültig, solange $cov(black, metro) = 0$ ist. (2P)

Aufgabe 2: **[12.5 Punkte]**

Sie untersuchen den Zusammenhang zwischen Naturkatastrophen und Wirtschaftswachstum mit australischen Zeitreihendaten von 1963 bis 2007. Der Datensatz enthält Informationen zu folgenden Größen:

lgdp	Logarithmiertes reales pro-Kopf Einkommen (in AUS$)
drought	Anzahl von Dürreperioden
earth	Anzahl von Erdbeben
flood	Anzahl von Fluten
storm	Anzahl von Stürmen.

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

$$lgdp_t = \beta_1 + \beta_2 drought_t + \beta_3 earth_t + \beta_4 flood_t + \beta_5 storm_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      45
-------------+------------------------------           F(  4,    40) =    3.35
       Model |  .673272311     4  .168318078           Prob > F      =  0.0185
    Residual |  2.00791409    40  .050197852           R-squared     =  0.2511
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.1762
       Total |   2.6811864    44  .060936055           Root MSE      =  .22405

------------------------------------------------------------------------------
        lgdp |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95\% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
     drought |   .0056354   .1087128     0.05   0.959    -.2140813    .2253521
       earth |  -.1288623   .2317378    -0.56   0.581    -.5972218    .3394972
       flood |    .076982   .0992697     0.78   0.443    -.1236495    .2776136
       storm |   .0221671   .0066749     3.32   0.002     .0086767    .0356576
       _cons |   10.44963   .0959967   108.85   0.000     10.25561    10.64364
------------------------------------------------------------------------------
```

a) Interpretieren Sie den geschätzten Parameter für β_4 inhaltlich und statistisch (1.5 Punkte).

> i. Inhaltlich: Eine zusätzliche Flut im Vorjahr erhöht das reale pro-Kopf Einkommen c.p.i.M. um ca. 7.7% (1P).
>
> ii. Statistisch: Der Koeffizient ist nicht statistisch signifikant am 10% Niveau (o.ä.) (0.5P).

b) Warum könnte in diesem Fall Autokorrelation vorliegen? Erläutern Sie kurz zwei Gründe anhand eines Beispiels (2 Punkte).

> Jeweils ein halber Punkt pro Grund (0.5P) und Beispiel (0.5P):
>
> i. Auslassen relevanter Variablen (z.B. Produktivität), oder
>
> ii. Fehlspezifikation der Dynamik (z.B. verzögerte erklärende Variablen), oder
>
> iii. Fehlspezifikation der funktionalen Form (z.B. Interaktionen, nicht-lineare Zusammenhänge).

c) Führen Sie einen Durbin-Watson Test auf positive Autokorrelation am 5% Signifikanzniveau durch. Geben Sie Null- und Alternativhypothesen, Entscheidungsregel mit kritischen Werten, die Teststatistik, und das Testergebnis an. Hinweis: $\sum_{t=2}^{T}(e_t - e_{t-1})^2 = 1.002$. (6 Punkte)

> i. Hypothese: H0: $\rho \leq 0$ gegen H1: $\rho > 0$ (1P)
>
> ii. Teststatistik: dw=$\frac{\sum_{t=2}^{T}(e_t-e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T}e_t^2} = \frac{1.002}{2.008} = 0.499$ (2P)
>
> iii. Entscheidungsregel: Die kritischen Werte für K=5 Parameter und T=45 Beobachtungen lauten am 5%-Signifikanzniveau: dL = 1.34 und dU = 1.72. (2 Punkte)
>
> iv. Entscheidung: Da dw = 0.499 unterhalb von dL liegt, wird die Nullhypothese verworfen (1 Punkt). Es liegt somit Evidenz für positive Autokorrelation vor.

d) Sie unterstellen für das Modell $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$ einen autoregressiven Störtermprozess erster Ordnung: $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t$, wobei $\nu \sim N(0, \sigma_\nu^2)$. Stellen Sie das transformierte Modell für den Cochrane-Orcutt-Schätzer auf. (3 Punkte)

i. Aus (1) $y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \varepsilon_t$ und (2)$\rho y_{t-1} = \rho\beta_1 + \rho\beta_2 \cdot x_{t-1} + \rho\varepsilon_{t-1}$ ergibt sich

ii. $y_t - \rho y_{t-1} = \beta_1(1-\rho) + \beta_2(x_t - \rho x_{t-1}) + \nu_t$ da $\nu_t = \varepsilon_t - \rho\varepsilon_{t-1}$ (3P)

Aufgabe 3: (16 Punkte)

Nachfolgend geht es um Eigenschaften von Schätzverfahren. Dabei bezeichnet b den KQ-Schätzer des Populationsparameters β. Die Varianz des Störterms in der Population ist σ^2.

a) Definieren Sie Unverzerrtheit verbal. (1 Punkt)

Der Erwartungswert eines unverzerrten Schätzers entspricht dem Populationsparameter.

b) Zeigen Sie formal, dass der KQ Schätzer $b = (X'X)^{-1}X'y$ unter den Annahmen A1 und A2 ein unverzerrter Schätzer des Populationsparameters β im Modell $y = X\beta + \varepsilon$ ist. (3 Punkte)

$$E[b] = E[(X'X)^{-1}X'y] = E[(X'X)^{-1}X'(X\beta+\varepsilon)] = E[(X'X)^{-1}X'X\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon] =$$
$$= \beta + E[(X'X)^{-1}X'\varepsilon] = \beta + E[(X'X)^{-1}X'] \cdot E[\varepsilon] = \beta$$

c) Erläutern Sie verbal, wann ein Schätzer konsistent ist. (2 Punkte)

Für $N \to \infty$ nähern sich konsistente Schätzer dem unbekannten Populationsparameter mit beliebiger Genauigkeit an und ihre Varianz geht gegen Null.

d) Zeigen Sie anhand der Ungleichung von Tschebycheff $P[|z - E(z)| > \delta] < \frac{V(z)}{\delta^2}$ mit Zufallsvariable z und $\delta > 0$, dass der unverzerrte KQ-Schätzer konsistent ist. (Hinweis: $V(b) = \sigma^2(X'X)^{-1}$) (5 Punkte)

- Setzt man $z = b$ gilt für den unverzerrten KQ-Schätzer $P[|b-\beta| > \delta] < \frac{V(b)}{\delta^2}$ da $E(b) = \beta$. (2P)
- Für $N \to \infty$ konvergiert die Varianz des KQ Schätzers gegen 0, da σ^2 konstant bleibt und $X'X$ größer wird. (2P)
- Somit konvergiert $P[|b-\beta| > \delta]$ gegen 0 für $N \to \infty$ und beliebig kleine δ. q.e.d. (1P)

e) Es seien die Störterme unabhängig und identisch verteilt (iid) aber nicht normalverteilt. Welche Folgen hat das für die Durchführung von t-Tests bei Stichprobenumfang $N \to \infty$? Begründen Sie. (3 Punkte)

- KQ-Schätzer sind asymptotisch normalverteilt, egal wie die Störterme verteilt sind. Daher folgt die t-Teststatistik asymptotisch der t-Verteilung und die t-Tests sind asymptotisch gültig. (3P)

f) Sei $Var[\varepsilon] = \begin{Bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{Bmatrix}$ eine 3x3 Matrix. Welche Einträge a_{ij} in $Var[\varepsilon]$ nehmen gleiche Werte an, falls

i. die Gauß-Markov-Annahmen gelten,

ii. Heteroskedastizität und Autokorrelation gleichzeitig vorliegen? (2 Punkte)

> Falls...
>
> i. die Gauß-Markov-Annahmen gelten, dann $a_{11} = a_{22} = a_{33}$ und alle nicht-diagonalen Elemente (a_{ij}, mit $i \neq j$) sind gleich 0. (1P)
>
> ii. falls Heteroskedastizität und Autokorrelation vorliegen, gilt dass alle $a_{ij} = a_{ji}$ (mit $i \neq j$). (1P)

Aufgabe 4 (16 Punkte)

Beschäftigte kleiner Unternehmen haben geringere Löhne und ein höheres Arbeitslosenrisiko als Beschäftigte großer Unternehmen. Ihnen liegen Querschnittsdaten für eine Stichprobe deutscher Arbeitnehmer vor und Sie möchten bestimmen, wodurch die Wahrscheinlichkeit beeinflusst wird, in einem kleinen Unternehmen zu arbeiten. Folgende Informationen sind in Ihren Daten erhalten:

size1	Indikator=1 für Beschäftigte in kleinen Unternehmen (weniger als 20 Mitarbeiter), 0 sonst
yedu	Anzahl der Jahre in Ausbildung
age	Alter in Jahren
male	Indikator=1 für Männer, 0 sonst.

Deskriptive Statistiken der Stichprobe:

```
    Variable |       Obs        Mean    Std. Dev.       Min        Max
-------------+---------------------------------------------------------
       size1 |     42203    0.239       .4264848          0          1
        yedu |     42203    12.503       2.44255          7         18
         age |     42203    40.606      10.35537         18         65
        male |     42203    0.564        .495928          0          1
```

Eine Regression liefert folgendes Ergebnis:

```
Logistic regression                               Number of obs   =      42203
                                                  LR chi2(3)      =          ?
                                                  Prob > chi2     =     0.0000
Log likelihood = -22538.562                       Pseudo R2       =     0.0289

------------------------------------------------------------------------------
       size1 |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        yedu |  -.1161305   .0053595   -21.67   0.000    -.1266349   -.1056261
         age |  -.0163616   .0011264   -14.53   0.000    -.0185693    -.014154
        male |  -.5679764   .0232192   -24.46   0.000    -.6134851   -.5224677
       _cons |   1.228497   .0816787    15.04   0.000      1.06841    1.388584
------------------------------------------------------------------------------
```

a) Unterstellen Sie, dass in kleinen Unternehmen geringere Löhne gezahlt werden als in großen Unternehmen. Liefern die Schätzergebnisse Erklärungen für die vielfach dokumentierten Lohnvorteile von Männern gegenüber Frauen? Begründen Sie kurz. (2 Punkte)

> Ja, da Frauen eine c.p. signifikant höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, in einem kleinen Betrieb zu arbeiten, als Männer.

b) Berechnen und interpretieren Sie den marginalen Effekt des Alters am Mittelwert der Kovariaten inhaltlich. Runden Sie alle Werte auf die dritte Nachkommastelle. (3 Punkte)

- Bestimmung des marginalen Effekts im Logit-Modell an der Stelle der Stichprobenmittelwerte:
  $\bar{\mathbf{x}}'\beta = -0.116 \cdot 12.503 - 0.016 \cdot 40.606 - 0.568 \cdot 0.564 + 1.228 = -1.192$
  $\frac{\partial F(\mathbf{x}_i'\beta)}{\partial age} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i'\beta)}{(1+\exp(\mathbf{x}_i'\beta))^2}\beta_{age} = \frac{\exp(-1.192)}{(1+\exp(-1.192))^2}(-0.016) = -0.003$
- Ein um ein Jahr höheres Alter reduziert bei sonst durchschnittlichen Merkmalsausprägungen ceteris paribus und im Mittel die Wahrscheinlichkeit, in einem kleinen Betrieb zu arbeiten, um 0.3 Prozentpunkte.

c) Berechnen und interpretieren Sie den Unterschied in der Wahrscheinlichkeit in einem kleinen Unternehmen zu arbeiten zwischen Frauen mit Hochschulabschluss (yedu=17) und Männern mit 13 Jahren Bildung. Unterstellen Sie Stichprobenmittelwerte für die anderen Merkmale. Hinweis: $P(y_i = 1|x_i) = F(x_i'\beta) = \frac{exp^{x_i'\beta}}{1+exp^{x_i'\beta}} = \frac{1}{1+exp^{-x_i'\beta}}$. Runden Sie alle Werte auf die dritte Nachkommastelle. (7 Punkte)

- Frauen mit 17 Jahren Bildung $P(y = 1|male = 0, yedu = 17, \overline{x}) = F(-0.568 \cdot 0 - 0.116 \cdot 17 - 0.016 \cdot 40.605 + 1.228) = F(-1.394) = \frac{1}{1+exp^{1.394}} = 0.199$ (3P)
- Männer mit 13 Jahren Bildung $P(y = 1|male = 1, yedu = 13, \overline{x}) = F(-0.568 \cdot 1 - 0.116 \cdot 13 - 0.016 \cdot 40.605 + 1.228) = F(-1.498) = \frac{1}{1+exp^{1.498}} = 0.183$ (3P)
- Frauen mit Hochschulabschluss haben bei durchschnittlichen Merkmalsausprägungen ceteris paribus im Mittel eine um $100(0.199 - 0.183) = 1.6$ Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit in einem kleinen Unternehmen zu arbeiten als Männer mit 13 Jahren Bildung. (1P)

d) Beurteilen Sie die Signifikanz des Modells anhand eines Likelihood-Ratio-Tests am 1% Niveau. Geben Sie Null- und Alternativhypothesen, Entscheidungsregel mit kritischem Wert und Testergebnis an. Hinweis: Ein Modell, das nur mit einer Konstanten geschätzt wurde, liefert einen Wert der Log-Likelihood-Funktion von -23209. (4 Punkte)

- H0: alle Steigungsparameter sind 0, H1: nicht H0 (1P).
- Teststatistik: $\xi_{LR} = -2[ln(\widetilde{\theta}) - ln(\widehat{\theta})] \sim \chi^2_J$
- Entscheidungsregel: H0 verwerfen, falls $\xi_{LR} > \chi^2_{J=3,\alpha=0.01} = 13.28$. (1P)
- Berechnung: $\xi_{LR} = -2[-23209 + 22538.562] = 1341$. (1P)
- Entscheidung: H0 wird verworfen (1P). Die erklärenden Variablen enthalten Informationen zur Erklärung der abhängigen Variablen.

Aufgabe 5 - MC Fragen **[30 Punkte]**

Bitte geben Sie die zutreffende Antwort **auf Ihrem Multiple-Choice-Lösungsblatt** an. **Angaben auf dem Aufgabenblatt werden nicht 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
a	ist ein allgemeinerer Test als der White-Test.
b	unterstellt eine konkrete Form der Heteroskedastie.
c	multipliziert nach einer Regression der quadrierten Residuen auf die erklärenden Variablen das R^2 mit der Stichprobengröße. **X**
d	verwendet folgende Hilfsregression: $y_i = \mathbf{x_i}'\beta + \alpha_2 \hat{y}_i^{\,2} + \alpha_3 \hat{y}_i^{\,3} + \nu_i$

2.	Welche Möglichkeiten haben Sie, um Heteroskedastie- und Autokorrelationsprobleme zu lösen?
a	Respezifizierung des ursprünglichen Modells.
b	Korrektur der KQ-Standardfehler.
c	Ableitung eines BLUE-Schätzers.
d	Alle Antworten sind korrekt. **X**

3.	Der Breusch-Godfrey Test auf Autokorrelation
a	ist bei der Berücksichtigung von verzögerten endogenen Variablen nicht durchführbar.
b	ist auch bei nicht-normalverteilten Störtermen gültig. **X**
c	eignet sich nicht zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.
d	besitzt für gegebene Freiheitsgrade keine allgemein gültigen kritischen Werte.

4.	Bei gleichzeitigem Vorliegen von Heteroskedastie und Autokorrelation
a	können Störterme identisch und unabhängig verteilt sein.
b	gilt das Gauss-Markov-Theorem nicht. **X**
c	ist der KQ-Schätzer verzerrt.
d	ist die Varianz-Kovarianz-Matrix des Störterms eine diagonale Matrix.

5.	Ein RESET-Test
a	überprüft, ob lineare Kombinationen der erklärenden Variablen einen signifikanten Erklärungsgehalt enthalten.
b	kann mit Hilfe eines F-Tests durchgeführt werden. **X**
c	überprüft, ob nicht-lineare Kombinationen der abhängigen Variablen einen signifikanten Erklärungsgehalt enthalten.
d	liefert Hinweise auf Ursache von Fehlspezifikation.

6.	Bei Autokorrelation mit moving average Störprozessen der Form $\varepsilon_t = \nu_t + \nu_{t-1}$ und $T \geq 3$
a	gibt es Fehlerterme, die miteinander korreliert sind.
b	gibt es Fehlerterme, die nicht miteinander korreliert sind.
c	ist die Varianz $Var(\varepsilon_t)$ konstant, wenn ν_t den Gauß-Markov-Bedingungen genügt.
d	alle Antworten sind richtig. **X**

7.	Der kritische Wert eines Breusch-Godfrey-Tests auf Autokorrelation zweiter Ordnung gegeben die Hilfsregression $e_t = \alpha + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \nu_t$ beträgt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10%
a	0.02.
b	2.21.
c	4.61. **X**
d	9.21.

8.	Der Prais-Winsten Schätzer
a	nutzt die gleiche Beobachtungszahl wie der Cochrane-Orcutt Schätzer.
b	ist effizienter als der Cochrane-Orcutt Schätzer. **X**
c	nutzt weniger Informationen als der Cochrane-Orcutt Schätzer.
d	gehört nicht zur Klasse der BLUE (best linear unbiased estimator).

9.	Der Durbin-Watson Test
a	ist auch in kleinen Stichproben gültig. **X**
b	ist bei positiver Autokorrelation nicht durchführbar.
c	ist gültig, wenn das Modell verzögerte endogene Variablen enthält.
d	eignet sich zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.

10.	Das Bestimmtheitsmaß R^2 im einfachen linearen Regressionsmodell
a	ist genauso groß wie das korrigierte Bestimmtheitsmaß.
b	berücksichtigt die zur Schätzung benötigten Freiheitsgrade.
c	kann größer als 1 werden.
d	gibt das Verhältnis von erklärter Variation zu Gesamtvariation der abhängigen Variablen an.**X**

11.	Ein Strukturbruchtest testet, ob
a	das unrestringierte Modell fehlende Variablen aufweist.
b	Autokorrelation vorliegt.
c	sich Steigungsparameter für verschiedene Gruppen unterscheiden. **X**
d	ein moving average Störtermprozess höherer Ordnung vorliegt.

12.	Im log-linearen Modell $ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$
a	kann y_i keine 0/1 kodierte Indikatorvariable sein. **X**
b	wird b_2 als Elastizität interpretiert.
c	werden prozentuale Änderungen von x_i betrachtet.
d	ist die abhängige Variable eine nicht-lineare Funktion von x_i.

13.	Das Informationskriterium BIC
a	kann nicht zum Vergleich nicht-genesteter Modelle verwendet werden.
b	steigt, wenn zusätzliche Regressoren dem Modell hinzugefügt werden (bei gegebener Fehlerquadratsumme und Beobachtungszahl). **X**
c	nimmt ausschließlich negative Werte an.
d	berechnet sich aus einer Funktion der Fehlerquadratsumme und Steigungsparameter.

14.	Im Log-log-Modell $ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 ln(x_i) + \varepsilon_i$ mit $\beta_2 < 0$
a	gibt der Koeffizient b_2 eine Elastizität an.**X**
b	hat das R^2 keine sinnvolle Interpretation.
c	ist der Logarithmus von y_i eine nicht-lineare Funktion des Logarithmus von x_i.
d	besteht ein linearer Zusammenhang zwischen y_i und x_i.

15.	Für das Modell der Lebenszufriedenheit $lifesat_i = \beta_1 + \beta_2 alter_i + \beta_3 alter_i^2 + \varepsilon_i$ liefert eine KQ-Schätzung: $b_1 = 7.5$, $b_2 = 0.22$, $b_3 = -0.005$. Der marginale Effekt des Alters auf die Lebenszufriedenheit
a	beträgt für jedes Alter 0.215.
b	ist negativ für $Alter_i = 15$.
c	ist positiv für $Alter_i = 25$.
d	ist negativ für $Alter_i = 35$. **X**

16.	Bei perfekter Multikollinearität
a	hat $X'X$ nicht vollen Rang.**X**
b	ist $X'X$ invertierbar.
c	liegt in der Regel Heteroskedastie vor.
d	sollten weitere Variablen ins Modell aufgenommen werden.

17.	Das Maximum-Likelihood Schätzverfahren
a	ist unter bestimmten Annahmen BLUE.
b	bestimmt die geschätzten Parameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Typ I Fehlern minimiert wird.
c	erreicht die Cramer-Rao-lower bound. **X**
d	kann bei stetigen abhängigen Variablen nicht angewendet werden.

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

19.	Welche Verteilungsfunktion ist symmetrisch?
a	Die Normalverteilung.
b	Die Standardnormalverteilung.
c	Die t-Verteilung.
d	Alle genannten Verteilungen. **X**

20.	Als Informationsmatrix bezeichnet man
a	die Varianz-Kovarianz Matrix des KQ-Schätzers.
b	die Inverse der asymptotischen Varianz-Kovarianz Matrix des Maximum-Likelihood Schätzers. **X**
c	die Varianz-Kovarianz Matrix der Störterme.
d	keine der Antworten ist richtig.

21.	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	$E[b_2^*] = \beta_2$. **X**
b	$E[b_2^*] > \beta_2$.
c	$E[b_2^*] < \beta_2$.
d	Keine der Antworten ist korrekt.

22.	Sie schätzen eine Konsumfunktion der Form $consum_i = \beta_1 + \beta_2 income_i + \varepsilon_i$, wobei der monatliche Konsum (in 1000 Euro) auf monatliches Einkommen (in Euro) regressiert wird. Sie erhalten nach einer KQ Schätzung $b_2 = 0.00085$. Wenn das monatliche Einkommen um
a	1 Euro steigt, so steigt der Konsum um 0.00085 Euro ceteris paribus im Mittel.
b	1 Euro steigt, so steigt der Konsum um 0.085 Euro ceteris paribus im Mittel.
c	1000 Euro ansteigt, so steigt der Konsum um 850 Euro ceteris paribus im Mittel. **X**
d	1000 Euro steigt, so steigt der Konsum um 0.85% ceteris paribus im Mittel.

23.	Bei Gültigkeit der Annahmen A1 bis A5 folgt die t-Teststatistik
a	immer der t-Verteilung.
b	nur approximativ der t-Verteilung.
c	unter H1 exakt der t-Verteilung.
d	unter H0 exakt der t-Verteilung. **X**

24.	Ein Typ II Fehler bezeichnet die Wahrscheinlichkeit
a	eine wahre Nullhypothese abzulehnen.
b	eine falsche Nullhypothese nicht abzulehnen. **X**
c	eine falsche Nullhypothese abzulehnen.
d	eine wahre Nullhypothese nicht abzulehnen.

25.	Ein Typ II Fehler kann reduziert werden durch
a	eine kleinere Stichprobe.
b	Reduzierung des Typ I Fehlers.
c	Erhöhung des Typ I Fehlers. **X**
d	einen schnelleren Rechner.

26.	Logit und Probit Schätzer
a	ergeben identische Koeffizienten.
b	ergeben identische marginale Effekte.
c	machen identische Annahmen bezüglich der Fehlertermverteilung.
d	werden nicht bei stetigen abhängigen Variablen angewendet. **X**

27.	Sie schätzen das Modell $\ln y = \beta x + \varepsilon$ mit KQ und erhalten $b = 0.02$. Ceteris paribus und im Mittel gilt: wenn x um...
a	1% steigt, so steigt y um 2%.
b	0.02 Einheiten steigt, so steigt y um 1%.
c	1 Einheit steigt, so steigt y um 2%. **X**
d	1% steigt, so steigt y um 0.02%.

28.	Das korrigierte Bestimmtheitsmaß im multiplen Regressionsmodell
a	ist immer kleiner als das Bestimmtheitsmaß R^2. **X**
b	entspricht dem Verhältnis der Störtermvariation zur Gesamtvariation an.
c	entspricht dem Verhältnis erklärter Variation zur Gesamtvariation an.
d	wird durch den Kleinstquadrateschätzer minimiert.

29.	Mittlere bedingte Unabhängigkeit der zwei Zufallsvariablen X_i und Y_i impliziert,
a	dass die Korrelation zwischen X_i und Y_i gleich 0 ist. **X**
b	dass X_i und Y_i unabhängig sind.
c	dass $\sum_i X_i \cdot Y_i = 0$.
d	dass $X_i = Y_i = 0$.

30.	Bei unabhängigen Beobachtungen entspricht die Likelihoodfunktion
a	dem Produkt der individuellen Dichten der beobachteten abhängigen Variablen. **X**
b	der Summe der individuellen Dichten der beobachteten abhängigen Variablen.
c	dem Logarithmus der individuellen Dichten der beobachteten abhängigen Variablen.
d	der Summe der quadrierten individuellen Dichten der beobachteten abhängigen Variablen.