Lehrstuhl für Statistik und empirische Wirtschaftsforschung
Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.

Prüfung im Fach Ökonometrie im SS 2012 – Lösungsskizze

Aufgabe 1 (20 Punkte)

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

1.1 Beschreiben Sie formal das Minimierungsproblem zur Bestimmung von $\hat{\beta}_{KQ}$. Erläutern Sie kurz verbal. (2 Punkte)

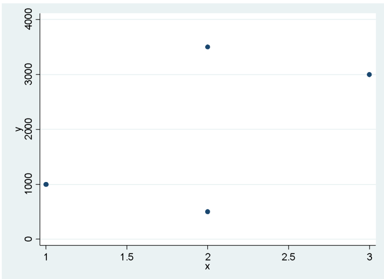
> Minimierungsproblem: Minimiere $Q(\mathbf{b}) = [\mathbf{y} - X\mathbf{b}]'[\mathbf{y} - X\mathbf{b}] = \sum(y_i - \mathbf{x}_i'\mathbf{b})^2$ über die Wahl von $\mathbf{b}$ (1 Punkt).
>
> Erläuterung: Gesucht wird ein K-Vektor $\mathbf{b}$, sodass die Residuenquadratsumme $Q(\mathbf{b}) \geq 0$ so klein wie möglich wird. Dieses $\mathbf{b}$ ist der KQ-Schätzer. (1 Punkt)

1.2 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 $\mathbf{b} = \hat{\beta}_{KQ}$ diese Bedingung erfüllt. (2 Punkte)

> Mit $\hat{\beta}_{KQ} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$ (0.5 Punkte) ist $\mathbf{X}'\mathbf{y} - \mathbf{X}'\mathbf{X} \cdot (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \mathbf{0}$, da $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X} = \mathbf{I}$ (1.5 Punkte).

1.3 Sie interessieren sich für den Zusammenhang zwischen Monatseinkommen y und Bierkonsum x. Sie haben folgende Informationen: Person 1 verdient 3000 Euro und trinkt 3 Liter Bier pro Tag. Person 2 verdient 1000 Euro und trinkt 1 Liter Bier pro Tag. Person 3 verdient 500 Euro und trinkt 2 Liter Bier pro Tag. Person 4 verdient 3500 Euro und trinkt ebenfalls 2 Liter Bier pro Tag.

1.3.1 Zeichnen Sie die Werte (y_i, x_i) in ein Koordinatensystem ein. Welcher Zusammenhang zwischen Einkommen und Bierkonsum ist erkennbar? (kurze Antwort genügt) (3 Punkte)



> (2 Punkte)
>
> Es gibt einen positiven Zusammenhang zwischen Bierkonsum und Einkommen. (1 Punkt)

1.3.2 Berechnen Sie für diese Stichprobe $\hat{\beta}_{KQ}$. Unterstellen Sie hierbei $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ und verwenden Sie $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = \begin{bmatrix} 2.25 & -1 \\ -1 & 0.5 \end{bmatrix}$. Interpretieren Sie kurz den Bierkoeffizienten (Sie brauchen keine Aussage zur statistischen Signifikanz machen). (9 Punkte)

> Mit $\mathbf{X}'\mathbf{y} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 3 & 1 & 2 & 2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3 \\ 1 \\ 0.5 \\ 3.5 \end{bmatrix} \cdot 1000 = \begin{bmatrix} 8000 \\ 18000 \end{bmatrix}$ (5 Punkte) ist $\hat{\beta}_{KQ} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \begin{bmatrix} 2.25 & -1 \\ -1 & 0.5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 8 \\ 18 \end{bmatrix} \cdot 1000 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1000 \end{bmatrix}$. (3 Punkte) Ein um 1 Liter höherer Bierkonsum ist im Mittel c.p. mit einem um 1000 Euro höheren Einkommen verbunden. (1 Punkt)

1.4 Sei N die Anzahl der Beobachtungen und $Var(\varepsilon) = \Omega = \sigma^2\Psi = \sigma^2(P'P)^{-1} \neq \sigma^2\mathbf{I}$. Gehen Sie von $E(\varepsilon) = \mathbf{0}$ sowie nicht-stochastischen $\mathbf{X}$ aus.

1.4.1 Welche KQ-Annahme(n) könnten in diesem Fall verletzt sein? (1 Punkt)

> A3 (Homoskedastie) oder A4 (keine Autokorrelation) sind verletzt ("oder" beinhaltet auch den Fall "A3 und A4 zugleich"). (*0.5P statt 1P, falls "A3* ***und*** *A4 sind verletzt"*)

1.4.2 Führen Sie die GLS-Transformation für das Modell $y_i = \mathbf{x}_i'\beta + \varepsilon_i$ durch. Zeigen Sie, dass die Störterme des transformierten Modells homoskedastisch und nicht-autokorreliert sind. (3 Punkte)

> Transformation: $\mathbf{P}y_i = \mathbf{P}\mathbf{x}_i'\beta + \mathbf{P}\varepsilon_i$ (1 Punkt)
> $Var(\mathbf{P}\varepsilon) = E[\mathbf{P}\varepsilon\varepsilon'\mathbf{P}'] = \mathbf{P} \cdot E[\varepsilon\varepsilon'] \cdot \mathbf{P}' = \mathbf{P} \cdot \sigma^2\mathbf{P}(\mathbf{P}')^{-1} \cdot \mathbf{P}' = \sigma^2\mathbf{I}$. (2 Punkte)

Aufgabe 2 (18.5 Punkte)

Sie interessieren sich für die Determinanten von Hauspreisen. Ihr Datensatz enthält für 506 Häuser folgende Variablen:

Variable:	Beschreibung:
$\ln price$	logarithmierter Hauspreis
$\ln conc$	Feinstaub-Konzentration in der Umgebung (logarithmiert)
rooms	Anzahl Zimmer
noise	Fluglärm, gemessen in Dezibel (db)

Sie schätzen folgendes Modell mit KQ:

$$\ln price = \beta_0 + \beta_1 \ln conc + \beta_2 rooms + \beta_3 noise + \varepsilon$$

STATA liefert folgenden output:

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     506
-------------+------------------------------           F(  3,   502) =  227.29
       Model |  48.7165934     3  16.2388645           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  35.8656316   502  .071445481           R-squared     =  0.5760
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.5734
       Total |   84.582225   505  .167489554           Root MSE      =  .26729

------------------------------------------------------------------------------
     lnprice |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lnconc |  -.6453292   .0625799   -10.31   0.000      -.76828   -.5223784
       rooms |    .256727   .0186769    13.75   0.000     .2200325    .2934216
       noise |  -.0508733   .0059261    -8.58   0.000    -.0625164   -.0392303
       _cons |   10.35946   .2190695    47.29   0.000     9.929052    10.78986
------------------------------------------------------------------------------
```

2.1 Interpretieren Sie den Koeffizienten von $\ln conc$ inhaltlich und statistisch. (1.5 Punkte)

> Eine Erhöhung der Feinstaub-Konzentration um 1% geht c.p. mit einer durchschnittlichen Hauspreisreduktion von 0.65% einher. (1 Punkt) Der Effekt ist auf dem 1% Niveau signifikant. (0.5 Punkte)

2.2 Leiten Sie für $E(\ln y_i) = \beta \cdot \ln x_i$ den marginalen Effekt $\frac{\mathrm{d}E(y_i)}{\mathrm{d}x_i}$ her (Sie dürfen $E(\ln y_i) \approx \ln E(y_i)$ verwenden). Formen Sie $\frac{\mathrm{d}E(y_i)}{\mathrm{d}x_i}$ weiter um, so dass β als Elastizität interpretierbar ist. (4 Punkte)

> Marginaler Effekt: $E(\ln y_i) = \beta \ln x_i \approx \ln E(y_i) \;\Rightarrow E(y_i) \approx \exp(\beta \cdot \ln x_i) \;\Rightarrow \frac{\mathrm{d}E(y_i)}{\mathrm{d}x_i} \approx E(y_i) \cdot \frac{\beta}{x_i}$. (3 Punkte) Sinnvolle Umformung: $\beta \approx \frac{\mathrm{d}E(y_i)/E(y_i)}{\mathrm{d}x_i/x_i}$. (1 Punkt)

2.3 Sie vermuten, dass der Effekt von *noise* durch die ausgelassene Variable *lowinc* verzerrt sein könnte. *lowinc* $\in [0,1]$ gibt den Anteil an Personen mit niedrigem Einkommen in der unmittelbaren Nachbarschaft eines Hauses an.

2.3.1 Unter welcher Bedingung wäre $\hat{\beta}_{noise}$ durch Auslassen der Variable *lowinc* unterschätzt? Wann wäre $\hat{\beta}_{noise}$ unverzerrt? (5 Punkte)

> Es ist vorstellbar, dass $\beta_{lowinc} < 0$ und $\mathrm{cov}(noise, lowinc) > 0$ gilt (2 Punkte). In diesem Fall ist $E(\hat{\beta}_{noise}) < \beta_{noise}$ (1 Punkt), d.h. dass der Einfluss von *noise* wird unterschätzt. $\hat{\beta}_{noise}$ ist unverzerrt, falls $\beta_{lowinc} = 0$ oder $\mathrm{cov}(noise, lowinc) = 0$ (2 Punkte, 1 Punkt, falls $\beta_{lowinc} = 0$ ***und*** $\mathrm{cov}(noise, lowinc) = 0$)

2.3.2 Glücklicherweise enthält Ihr Datensatz *lowinc*. Wie lautet die Schätzgleichung, wenn Sie vermuten, dass der Einfluss von *noise* nicht konstant ist, sondern mit *lowinc* variiert? Geben Sie zusätzlich $\frac{\mathrm{d}E(\ln price_i)}{\mathrm{d}noise_i}$ für das erweiterte Modell an. (3 Punkte)

> Erweitertes Modell: $\ln price_i = \beta_0 + \beta_1 \ln conc_i + \beta_2 rooms_i + \beta_3 lowinc_i + \beta_4 noise_i + \beta_5 noise_i \cdot lowinc_i + \varepsilon_i$. (2 Punkte) $\frac{\mathrm{d}E(\ln price_i)}{\mathrm{d}noise_i} = \beta_4 + \beta_5 lowinc_i$. (1 Punkt)

2.3.3 Das erweiterte Modell hat ein R^2 von 0.71. Testen Sie, ob die zusätzliche(n) Variable(n) gemeinsam einen signifikanten Einfluss haben. Geben Sie hierfür Hypothesen, Teststatistik, kritischen Wert (1% Signifikanziveau) und Testentscheidung an. (5 Punkte)

> Sei $\theta = \begin{bmatrix}\beta_3 \\ \beta_5\end{bmatrix}$. H_0: $\theta = \mathbf{0}$, H_1: $\theta \neq \mathbf{0}$. (1 Punkt) Die Teststatistik ist $\frac{(0.71-0.58)/2}{(1-0.71)/(506-6)} \approx 112 > 4.63 = F_{1\%}(2,500)$. (2 Punkte für Teststatistik, 1 Punkt für kritischen Wert) Testentscheidung: H_0 verwerfen. (1 Punkt)

Aufgabe 3 (9 Punkte)

Sei $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$. Unterstellen Sie im Folgenden, dass Heteroskedastie vorliegt und die restlichen Gauss-Markov Annahmen weiterhin erfüllt sind.

3.1 Welche Konsequenzen hat Heteroskedastie in Bezug auf Erwartungstreue und geschätzte Varianz von $\hat{\beta}_{KQ}$? (Es müssen keine Formeln angegeben werden) (2 Punkte)

> Falls beim Schätzen Homoskedastie unterstellt wird, obwohl tatsächlich Heteroskedastie vorliegt, so bleibt $\hat{\beta}$ erwartungstreu. (1 Punkt) Jedoch wird $Var(\hat{\beta})$ falsch geschätzt. (1 Punkt)

3.2 Welche Einträge hat die Matrix $Var(\varepsilon)$ in diesem Fall? (Gehen Sie von $N = 3$ aus) (3 Punkte)

$$Var(\varepsilon) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$ (3 Punkte)

3.3 Sie möchten den Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Entwicklungshilfe untersuchen. Ihre Daten enthalten für 71 Länder folgende Variablen:

Variable:	Beschreibung:
gdpgrowth	jährliches BIP-Wachstum (in %). Bsp.: *gdpgrowth* = 4 bedeutet 4%
aid	empfangene Entwicklungshilfe (in Millionen $)
gdpcap	BIP pro Einwohner (in 10000 $)
coast	Land hat direkten Zugang zum Meer

Sie schätzen folgendes Modell mit KQ:

$$gdpgrowth = \beta_0 + \beta_1 aid + \beta_2 gdpcap + \beta_3 coast + \varepsilon$$

STATA liefert folgenden Output:

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      71
-------------+------------------------------           F(  3,    67) =   16.57
       Model |  54.818528     3  18.2728427           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  73.9011368    67  1.10300204           R-squared     =  0.4259
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.4002
       Total |  128.719665    70  1.83885235           Root MSE      =  1.0502

------------------------------------------------------------------------------
   gdpgrowth |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         aid |   .0456781   .0016207     2.82   0.006     .0013328    .0078027
      gdpcap |   -.978649   .7752667    -1.26   0.211    -2.526088    .5687899
       coast |    1.04722   .1871015     5.60   0.000     .6737636    1.420676
       _cons |  -.1350778   .1272177    -1.06   0.292    -.3890054    .1188498
------------------------------------------------------------------------------
```

3.3.1 Interpretieren Sie den Koeffizienten von *aid* inhaltlich. (1 Punkt)

Steigt die Entwicklungshilfe um eine Million $, so weisen Länder c.p. & im Schnitt ein um 0.05%-Punkte höheres Wirtschaftswachstum auf. (1 Punkt)

3.3.2 Erläutern Sie, weshalb wegen *aid* ein Heteroskedastie-Problem vorliegen könnte. (2 Punkte)

Mögliche Lösung: Es wäre vorstellbar, dass Länder, die vergleichsweise viel Entwicklungshilfe erhalten, ähnliche (nämlich niedrige) Wachstumsraten aufweisen. Zugleich könnten Länder, die wenig bzw. keine Entwicklungshilfe erhalten, in Hinblick auf *gdpgrowth* sehr heterogen sein. In diesem Fall würde $Var(gdpgrowth|aid, \mathbf{x}) = Var(\varepsilon|aid, \mathbf{x})$ mit steigendem *aid* abnehmen. (2 Punkte)

3.3.3 Nennen Sie einen Test, mit dessen Hilfe auf Heteroskedastie getestet werden kann. (1 Punkt)

```
White-Test oder Breusch-Pagan Test. (1 Punkt)
```

Aufgabe 4 (14 Punkte)

Für den US-Bundesstaat Texas stehen Ihnen Zeitreihendaten für $T = 22$ Jahre zur Verfügung. Sie verwenden diese Daten, um eine Konsumfunktion zu schätzen. Die Ergebnisse des linearen Regressionsmodells

$$consumption = \beta_0 + \beta_1 income + \varepsilon$$

sind in der Tabelle ausgewiesen. Die Variablen Konsum (*consumption*) und Einkommen (*income*) sind jeweils in Mrd. US-Dollar gemessen.

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      22
-------------+------------------------------           F(  1,    20) =  238.23
       Model |  1045.96374     1  1045.96374           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  87.8111413    20  4.39055706           R-squared     =  0.9225
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9187
       Total |  1133.77488    21  53.9892799           Root MSE      =  2.0954

------------------------------------------------------------------------------
 consumption |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      income |   .6502425   .0421286       ?       ?           ?           ?
       _cons |   43.55203   .7762366    56.11   0.000     41.93283    45.17123
------------------------------------------------------------------------------
```

4.1 Sie interessieren sich für das Vorhersageintervall für den Konsum. Erläutern Sie verbal, welche Breite das Vorhersageintervall für Einkommmenswerte annimmt, die nahe beim Minimum, Maximum sowie beim Mittelwert des Einkommens liegen. (2 Punkte)

```
Vorhersagefehler ist an der Stelle des Mittelwertes des Einkommens am geringsten, d.h. an dieser
Stelle ist das Vorhersageintervall am schmälsten. (1 Punkt) Je weiter der Wert des Einkommens von
seinem Mittelwert entfernt ist (z.B. in der Nähe des Minimums bzw. Maximums des Einkommens), desto
unpräziser ist die Vorhersage und umso breiter ist das Intervall. (1 Punkt)
```

4.2 Die Teststatistik für einen Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation lautet: $LM = (T-2) \cdot R^2$. Erklären Sie die Komponenten der Teststatistik. Führen Sie den Test auf Autokorrelation 2. Ordnung am 1%-Signifikanzniveau durch. Verwenden Sie dazu den folgenden Stata-Output. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Freiheitsgrade, Schlusslogik und Testergebnis an. *Hinweis*: Die Variablen `L1.e` bzw. `L2.e` im Stata Output bezeichnet die verzögerten Residuen e_{t-1} bzw. e_{t-2}. (8 Punkte)

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      20
-------------+------------------------------           F(  3,    16) =   17.91
       Model |  379.631141     3  126.543714           Prob > F      =  0.0001
    Residual |  91.8702516    16  7.06694243           R-squared     =      ?
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7602
       Total |  471.501393    19   29.468837           Root MSE      =  2.6584

------------------------------------------------------------------------------
           e |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
           e |
         L1. |   1.420216   .2274218     6.24   0.000     .9289015    1.911531
         L2. |  -.6480794   .2477851    -2.62   0.021    -1.183386   -.1127723
             |
      income |   .2190376   .3980387     0.55   0.591    -.6408727    1.078948
       _cons |  -1.040122   2.290245    -0.45   0.657    -5.987897    3.907652
------------------------------------------------------------------------------
```

- Teststatistik: R^2 stammt aus der Hilfsregression für $t = 3, ..., T$

$$e_t = \alpha + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \beta \mathtt{income}_t + \nu_t$$

  Bei der Anzahl der Freiheitsgrade müssen in diesem Fall 2 Lags berücksichtigt werden, weshalb $T - 2 = 20$ Beobachtungen für die Berechnung verwendet werden. (2 Punkte)
- Hypothesen: H0: $\rho_1 = \rho_2 = 0$ gegen H1: nicht H0 (1.5 Punkte)
- Entscheidungsregel: H0 verwerfen, falls $LM > \chi^2_{1\%}(2) = 9.21$ (1 Punkt)
- Berechnung:
  - Zunächst muss R^2 berechnet werden: (2 Punkte)

$$R^2 = \frac{\sum_i^N (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_i^N (y_i - \bar{y})^2} = \frac{379.63}{471.50} = 0.8052$$

  - Teststatistik: $20 \cdot 0.8052 \approx 16.1$ (1 Punkt)
- Entscheidung: H0 verwerfen. (0.5 Punkt)

4.3 Erläutern Sie kurz die Idee des Cochrane-Orcutt Schätzers. Zeigen Sie formal die Vorgehensweise am Beispiel eines autoregressiven Prozesses zweiter Ordnung. D. h., der Störterm von $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ folgt seinen Vorläufern gemäß: $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \nu_t$. Dabei gilt: $E(\nu_t) = 0$ und $Var(\nu_t) = \sigma^2_\nu$. Nehmen Sie an, dass ρ_1 und ρ_2 bekannt sind. Wieviele Beobachtungen stehen zur Schätzung des transformierten Modells zur Verfügung? (4 Punkte)

- Idee: Da $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \nu_t$, generiert eine Transformation von ε_t in $\tilde{\varepsilon}_t$ mit $\tilde{\varepsilon}_t = \varepsilon_t - \rho_1 \varepsilon_{t-1} - \rho_2 \varepsilon_{t-2}$ homoskedastische, nicht-autokorrelierte Störterme. (2 Punkte)
- Transformation des Modells zu $y_t - \rho_1 y_{t-1} - \rho_2 y_{t-2} = (X_t - \rho_1 X_{t-1} - \rho_2 X_{t-2})'\beta + \nu_t$. (1 Punkt)
- Das Modell kann für die Beobachtungen $3, ..., T$ mit KQ geschätzt werden. Die ersten beiden Beobachtungen können nicht genutzt werden. (1 Punkt)

Aufgabe 5: Wahr-Falsch Fragen (28.5 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.

Der ML-Schätzer nutzt keine Annahmen über die Verteilung der Störterme ε.	F
Bei AR(1) Prozessen im Störterm sind alle Elemente der Varianz-Kovarianz Matrix des Störterms von Null verschieden.	W
Ein RESET Test wird verwendet, um auf Exogenität der Regressoren zu testen.	F
Der Durbin-Watson-Test verallgemeinert den Breusch-Godfrey-Test.	F
Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor.	F
Bei Autokorrelation sind die mit den KQ-Schätzern ausgewiesenen p-Werte gültig.	F
Eine Gruppe von Vektoren ist linear abhängig, wenn einer der Vektoren als Linearkombination der anderen beschrieben werden kann.	W
Im linearen Modell stimmt der ML-Schätzer mit dem KQ-Schätzer für σ^2 überein.	F
Das Auslassen einer relevanten erklärenden Variable aus der Schätzgleichung kann zu verzerrten und inkonsistenten KQ-Schätzern führen.	W
Das angepasste R^2 einer Schätzung kann bei Hinzufügen von erklärenden Variablen sinken.	W
Die Varianz eines unverzerrten Schätzers kann höher sein als die Varianz eines inkonsistenten Schätzers.	W
Der KQ-Schätzer ist konsistent, wenn $E(\mathbf{x}_i\varepsilon_i) = 0$.	W
Bei der Ableitung des KQ-Schätzers im linearen Modell erhält man so viele Normalgleichungen wie Beobachtungen vorliegen.	F
Der F-Test auf gemeinsame Signifikanz einer Gruppe von erklärenden Variablen kann mittels der R^2 Werte durchgeführt werden.	W
Das Problem der perfekten Multikollinearität kann durch Vergrößerung der Stichprobe reduziert werden.	F
In ein Modell mit logarithmierter abhängiger Variable können keine Dummy-Variablen als erklärende Größen eingefügt werden, da $\ln(0) = -\infty$.	F
Bei binären Modellen mit einer erklärenden Variablen entspricht das Vorzeichen des marginalen Effekts dem Vorzeichen des Parameterschätzers.	W
Der Durbin-Watson-Test eignet sich zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.	F
Unter einem Interaktionsterm kann man das Produkt zweier erklärender Variablen verstehen.	W
Eine starke Krümmung der Log-Likelihood-Funktion an der Stelle $\hat{\theta}$ führt zu einer unpräzisen Schätzung des Parameters θ.	F
Die Standardnormalverteilung hat einen Erwartungswert von Eins.	F
Der Durbin-Watson Test auf Autokorrelation ist nur anwendbar, wenn das Modell mindestens zwei Steigungsparameter enthält.	F
Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.	W
Die Inverse einer Matrix hat die gleiche Dimension wie die Ausgangsmatrix.	W
Bei einer Regression ohne Konstante β_0 verläuft die Regressionsgerade durch den Koordinatenursprung.	W
Die Annahme $E(\varepsilon_t \vert \mathbf{x}_t) = 0$ lässt zu, dass $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$ ist.	W
Die Parameter β_1 und β_2 des Modells $y_i = \beta_0 x_{1i}^{\beta_1} x_{2i}^{\beta_2} e^{\varepsilon_i}$ können nicht mit dem KQ-Verfahren geschätzt werden.	F
Der RESET-Test dient dazu, die unterstellte funktionale Form der Regressionsgleichung zu überprüfen.	W
Je größer der Typ II Fehler eines Tests, umso größer muss der Typ I Fehler sein.	F
Heteroskedastische Störterme haben eine Varianz von 1.	F

Die im Rahmen des ML-Verfahrens angewendeten Testprinzipien erlauben keinen Test von Linearkombinationen der Parameter.	F
Enthält das lineare Regressionsmodell eine verzögerte endogene Variable (y_{t-1}), dann kann für den Test auf Autokorrelation erster Ordnung des Störterms der Breusch-Godfrey-Test verwendet werden.	W
Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests sind asymptotisch äquivalent.	W
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten eines Probit-Modells liegen immer im Intervall $[0;1]$.	W
Die Prais-Winsten-Schätzer müssen vor der Interpretation transformiert werden.	F
Wenn statt eines Cochrane-Orcutt-Schätzers ein Prais-Winsten-Schätzer verwendet wird, steigt die Effizienz der Schätzung.	W
Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White Test.	F
Der ML-Schätzer für die Varianz des Störterms im linearen Modell ist verzerrt.	W