

Masterprüfung SS 2014

Fach: Ökonometrie

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

| | |
|-----------------------|--|
| Name, Vorname | |
| Matrikelnummer | |
| E-Mail | |
| Studiengang | |
| Semester | |
| Datum | |
| Raum, Platznr. | |
| Unterschrift | |

Vorbemerkungen:

- Anzahl der Aufgaben:** Die Klausur besteht aus 5 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 beigelegt)
 - Tabellen der statistischen Verteilungen (sind der Klausur beigelegt)
 - 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 interessieren sich für die Determinanten von Urlaubsausgaben. Nach einer Befragung von 4500 Personen steht Ihnen ein Datensatz mit folgenden Informationen zur Verfügung:

- $Urlaub_i$ Jährliche Urlaubsausgaben von Person i in €
- $Einkommen_i$ Monatliches Einkommen von Person i in 1000 €
- $Alter_i$ Alter von Person i in Jahren
- $Kinder_i$ Anzahl Kinder von Person i

Sie stellen folgendes lineares Regressionsmodell auf und schätzen dieses anschließend mit Stata:

$$\log(Urlaub_i) = \beta_1 + \beta_2 Einkommen_i + \beta_3 Alter_i + \beta_4 Kinder_i + \varepsilon_i$$

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|-----------------|---------|--|
| Model | ?????????? | 3 | ?????????? | Number of obs = | 4500 | |
| Residual | ?????????? | 4496 | ?????????? | F(3, 4496) = | 1071.71 | |
| Total | 3337.54158 | 4499 | .74184076 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | ?????? | |
| | | | | Adj R-squared = | ?????? | |
| | | | | Root MSE = | ?????? | |

| log_Urlaub | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|----------|-----------|--------|-------|----------------------|----------|
| Einkommen | .0087434 | 9.76e-04 | 8.95 | 0.000 | .0000682 | .0001065 |
| Alter | .0388558 | .0015017 | 25.88 | 0.000 | .0359118 | .0417998 |
| Kinder | .0909318 | .0137208 | 6.63 | 0.000 | .1178314 | .0640323 |
| _cons | 5.702747 | .0348647 | 163.57 | 0.000 | 5.634395 | 5.771099 |

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- 1.1 Berechnen und interpretieren Sie, welchen Effekt eine Erhöhung des monatlichen Einkommens um 500€ auf die jährlichen Urlaubsausgaben hat. [2 Punkte]
- 1.2 Testen Sie mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0,05$, ob der Koeffizient der Variable $Kinder_i$ kleiner als 0,1 ist. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, kritischen Wert und Testentscheidung an. [4 Punkte]
- 1.3 Stata berechnet das adjustierte Bestimmtheitsmaß mit $\overline{R^2} = 0,417$ und weist $SST = \sum_{i=1}^{4500} (y_i - \bar{y})^2 = 3337,542$ aus. Wie hoch ist die Summe der quadrierten Residuen über alle 4500 Beobachtungen ($\sum_{i=1}^{4500} e_i^2$)? Zeigen Sie Ihren Rechenweg. [3 Punkte]
- 1.4 Testen Sie, ob Ihr Modell fehlspezifiziert ist. Verwenden Sie dazu folgendes Regressionsmodell:

$$\log(Urlaub_i) = \beta_1 + \beta_2 Einkommen_i + \beta_3 Alter_i + \beta_4 Kinder_i + \alpha_2 [\log(\widehat{Urlaub}_i)]^2 + \alpha_3 [\log(\widehat{Urlaub}_i)]^3 + v_i,$$

wobei $\log(\widehat{Urlaub}_i)$ den vorhergesagten Wert von $\log(Urlaub_i)$ basierend auf den obigen Schätzergebnissen darstellt. Sie erhalten $\hat{\alpha}_2 = -1,191$ und $\hat{\alpha}_3 = -3,874$.

Für $\alpha = (\alpha_2, \alpha_3)'$ lautet die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix $\widehat{V}(\hat{\alpha})$ bzw. ihre Inverse $\widehat{V}(\hat{\alpha})^{-1}$:

$$\widehat{V(\hat{\alpha})} = \begin{pmatrix} 0,047 & 0,371 \\ 0,371 & 0,935 \end{pmatrix}, \quad \widehat{V(\hat{\alpha})}^{-1} = \begin{pmatrix} -9,979 & 3,960 \\ 3,960 & -0,502 \end{pmatrix}$$

Führen Sie einen Wald-Test auf dem 10%-Signifikanzniveau durch und geben Sie Hypothesen, Teststatistik, kritischen Wert und Testentscheidung an. [8 Punkte]

Aufgabe 2:

[13 Punkte]

Sie interessieren sich für den Zusammenhang zwischen den Mieten für gewerbliche Immobilien in verschiedenen Wohngebieten einer Stadt und der Entfernung zum Stadtzentrum. Ihr Datensatz enthält folgende Variablen:

$Miete_i$ Miete einer Immobilie i in € pro m^2
 $Entfernung_i$ Entfernung zum Stadtzentrum einer Immobilie i in km

Die Regression der Variable $Miete_i$ auf die Variable $Entfernung_i$ und eine Konstante ergibt folgenden Output:

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|-----------------|---------|--|
| Model | 2100.10324 | 1 | 2100.10324 | Number of obs = | 1200 | |
| Residual | 602.146286 | 1198 | .502626282 | F(1, 1198) = | 4178.26 | |
| Total | 2702.24952 | 1199 | 2.25375273 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.7772 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.7770 | |
| | | | | Root MSE = | .70896 | |

| Miete | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| Entfernung | -1.073535 | .?????? | ?????? | ????? | -1.106119 | -1.040951 |
| _cons | 17.39303 | .048161 | 361.14 | 0.000 | 17.29854 | 17.48752 |

- 2.1 Interpretieren Sie inhaltlich und statistisch den Zusammenhang zwischen Mietpreis und Entfernung zum Stadtzentrum. [2 Punkte]
- 2.2 Erläutern Sie den Begriff der Heteroskedastie verbal. [1 Punkt]
- 2.3 Erläutern Sie verbal, warum im vorliegenden Fall Heteroskedastie vorliegen könnte. [2 Punkte]
- 2.4 Der folgende Stata-Output enthält die Ergebnisse eines White-Tests auf Heteroskedastie. Führen Sie den Test auf einem Signifikanzniveau von $\alpha = 0,01$ durch. Geben Sie Hypothesen, Teststatistik (inkl. Hilfsregression), kritischen Wert und Testentscheidung an. [5 Punkte]

```
White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(?)      =    236.28
Prob > chi2  =    ??????
```

- 2.5 Es sei $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \cdot Entfernung_i^4$. Zeigen Sie formal die GLS-Transformation, die zu konstanter Störtermvarianz führt und leiten Sie die Varianz des Störterms im transformierten Modell her. [3 Punkte]

Aufgabe 3

[15 Punkte]

3.1 Erläutern Sie knapp verbal, was unter Autokorrelation zu verstehen ist und welche Konsequenzen Autokorrelation für die Eigenschaften des KQ-Schätzers hat. [3 Punkte]

3.2 Die Anzahl der Verkehrsunfälle (Variable *unfall*) wird mit tagesgenauen Zeitreihendaten analysiert. Erklärende Variablen sind Temperatur (Variable *temp*, in Grad Celsius gemessen) und eine Indikatorvariable für das Wochenende (Variable *wochenende*= 1, falls Wochentag Samstag oder Sonntag;= 0 sonst). Die Temperatur wird zusätzlich in quadrierter Form in das Modell aufgenommen (Variable *tempsq*). Das Modell lautet:

$$\log(\text{unfall}_t) = \beta_1 + \beta_2 \text{temp}_t + \beta_3 \text{tempsq}_t + \beta_4 \text{wochenende}_t + \varepsilon_t$$

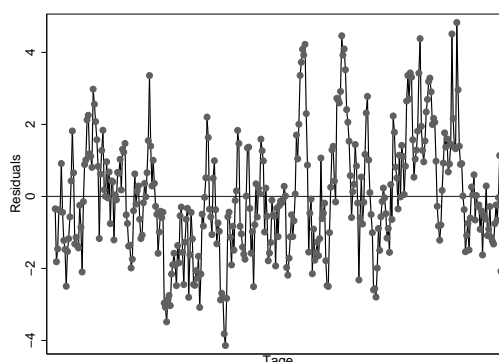
Interpretieren Sie die Effekte der Temperatur und des Wochenendes im folgenden Stata-Output inhaltlich. *Hinweis*: Interpretieren Sie die Ergebnisse für eine bestehende Temperatur von zehn Grad Celsius. [4 Punkte]

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-----|------------|-----------------|--------|--|
| Model | 128.921938 | 3 | 42.9739794 | Number of obs = | 365 | |
| Residual | 992.318274 | 361 | 2.74880408 | F(3, 361) = | 15.63 | |
| Total | 1121.24021 | 364 | 3.08033025 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.1150 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.1076 | |
| | | | | Root MSE = | 1.658 | |

| log_unfall | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| temp | -.1006878 | .0166068 | -6.06 | 0.000 | -.133346 | -.0680295 |
| tempsq | .0044969 | .0007287 | 6.17 | 0.000 | .0030639 | .00593 |
| wochenende | -.5620591 | .1924058 | -2.92 | 0.004 | -.9404361 | -.1836821 |
| _cons | 7.190896 | .1288277 | 55.82 | 0.000 | 6.937549 | 7.444243 |

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

3.3 Die Abbildung zeigt die Residuen der Regression aus Teilaufgabe 3.2. Interpretieren Sie das Muster der Residuen. [2 Punkte]



3.4 Führen Sie unter Verwendung des folgenden Stata-Outputs einen Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung am 5% Signifikanzniveau durch. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, Freiheitsgrade, Schlusslogik und Testergebnis an. *Hinweis*: Die Variable *L1.e* im Stata-Output bezeichnet das verzögerte Residuum e_{t-1} . [6 Punkte]

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 364 | | |
|-------------------|------------|-----------|------------|------------------------|----------------------|----------|
| Model | 636.157566 | 4 | 159.039391 | F(4, 359) = 160.36 | | |
| Residual | 356.042705 | 359 | .991762409 | Prob > F = 0.0000 | | |
| | | | | R-squared = 0.6412 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.6372 | | |
| | | | | Root MSE = .99587 | | |
| ----- | | | | | | |
| e | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| ----- | | | | | | |
| e | | | | | | |
| Ll. | .8033894 | .0317211 | 25.33 | 0.000 | .741007 | .8657719 |
| temp | .0034219 | .0099779 | 0.34 | 0.732 | -.0162006 | .0230443 |
| temp ² | -.0000395 | .0004385 | -0.09 | 0.928 | -.0009019 | .0008228 |
| wochenende | .1284414 | .1157486 | 1.11 | 0.268 | -.0991891 | .3560719 |
| _cons | -.0647561 | .0774248 | -0.84 | 0.404 | -.2170193 | .0875071 |
| ----- | | | | | | |

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die zweite Nachkommastelle.

Aufgabe 4

[15 Punkte]

Die Wahrscheinlichkeit für den Bezug von Arbeitslosengeld II hängt von den sozioökonomischen Charakteristika einer Person. Dieser Zusammenhang wird mit einem binären Modell analysiert:

$$P(\text{alg}_i = 1 | \mathbf{x}_i) = F(\beta_1 + \beta_2 \text{educ}_i + \beta_3 \text{exper}_i + \beta_4 \text{immi}_i)$$

Dabei wird für F die Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung angenommen. Die Variablen sind wie folgt definiert:

- alg* Arbeitslosengeld-II-Bezieher (= 1, sonst= 0)
- educ* Schulausbildung (in Jahren)
- exper* Berufserfahrung (in Jahren)
- immi* Migrationshintergrund (= 1, sonst= 0)

4.1 Nennen Sie zwei Gründe, die gegen eine Schätzung des Modells mit dem KQ-Verfahren sprechen. [2 Punkte]

4.2 Im Folgenden finden Sie die Ergebnisse einer Logit-Schätzung des Modells. Bestimmen und interpretieren Sie den marginalen Effekt eines weiteren Jahres Schulausbildung für einen Einheimischen mit 10 Jahren Schulausbildung und 10 Jahren Berufserfahrung. [5 Punkte]

| Logistic regression | | Number of obs = 4475 | | | |
|----------------------------|-----------|----------------------|--------|-------|----------------------|
| | | LR chi2(3) = 281.33 | | | |
| | | Prob > chi2 = 0.0000 | | | |
| Log likelihood = -1245.887 | | Pseudo R2 = 0.1014 | | | |
| ----- | | | | | |
| alg | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
| ----- | | | | | |
| educ | -.2877139 | .0260273 | -11.05 | 0.000 | -.3387264 - .2367014 |
| exper | -.0505059 | .0049531 | -10.20 | 0.000 | -.0602138 - .040798 |
| immi | .5264153 | .1324786 | 3.97 | 0.000 | .266762 .7860686 |
| _cons | 1.798023 | .3160041 | 5.69 | 0.000 | 1.178666 2.41738 |
| ----- | | | | | |

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

4.3 Testen Sie, ob Migranten ihr höheres Risiko für Transferbezug durch ein zusätzliches Bildungsjahr kompensieren können. Führen Sie einen Likelihood-Ratio-Test am 5% Signifikanzniveau durch. Geben Sie die Nullhypothese, Spezifikation des restringierten Modells, Freiheitsgrade und kritischen Wert an. Berechnen Sie den empirischen Wert der Teststatistik und treffen Sie eine Testentscheidung.

Hinweis: Der Log-Likelihood-Wert des restringierten Modells beträgt -1247,3104. [8 Punkte]

Aufgabe 5 - MC Fragen

[30 Punkte]

Bitte geben Sie die zutreffende Antwort **auf Ihrem Multiple-Choice-Lösungsblatt** an. 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. **Angaben auf dem Aufgabenblatt werden nicht gewertet.**

| | |
|----|---|
| 1. | Sie schätzen folgende Konsumfunktion mit KQ: $konsum_i = \beta_1 + \beta_2 \log(einkommen_i) + u_i$. (Hinweis: <i>konsum</i> und <i>einkommen</i> sind in Euro gemessen.) b_2 beträgt 400. Welche Aussage ist richtig? |
| a | Wenn das Einkommen um 1000 Euro ansteigt, steigt der Konsum um 400 Euro. |
| b | Wenn das Einkommen um 1 Euro ansteigt, steigt der Konsum um 0,4%. |
| c | Wenn das Einkommen um 1% ansteigt, steigt der Konsum um 4 Euro. |
| d | Wenn das Einkommen um 1% ansteigt, steigt der Konsum um 0,4%. |

| | |
|----|--|
| 2. | Im Modell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + u_i$ kommt es bei Weglassen von x_{3i} zu einer negativen Verzerrung von β_2 , wenn |
| a | $\beta_3 > 0$ und $Cov(x_{2i}, x_{3i}) < 0$. |
| b | $\beta_3 > 0$ und $Cov(x_{2i}, x_{3i}) > 0$. |
| c | $\beta_3 < 0$ und $Cov(x_{2i}, x_{3i}) < 0$. |
| d | $\beta_3 > 0$ und $Cov(x_{2i}, x_{3i}) = 0$. |

| | |
|----|--|
| 3. | Für das Modell $lohn_i = \beta_1 + \beta_2 \text{alter}_i + \beta_3 \text{alter}_i^2 + u_i$ ergibt eine KQ-Schätzung $b_2 = 0,28$ und $b_3 = -0,004$. In welchem Alter wird der durchschnittliche Lohn maximiert? |
| a | 32. |
| b | 35. |
| c | 38. |
| d | 40. |

| | |
|----|--|
| 4. | Gegeben ist folgendes Modell: $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \beta_5 x_{5i} + u_i$. Man testet $H_0 : \beta_2 \leq 2$ vs. $H_1 : \beta_2 > 2$. Bei einem Signifikanzniveau von 5% führt eine Teststatistik von 1,71 |
| a | bei $n = 30$ zur Ablehnung von H_0 . |
| b | bei $n = 20$ zur Ablehnung von H_0 . |
| c | bei $n = 35$ nicht zur Ablehnung von H_0 . |
| d | bei $n = 40$ nicht zur Ablehnung von H_0 . |

| | |
|----|---|
| 5. | Welcher Ausdruck beschreibt den marginalen Effekt von <i>exp</i> für Männer gegeben das Modell $lohn_i = \beta_1 + \beta_2 \text{frau}_i + \beta_3 \text{exp}_i + \beta_4 \text{age}_i + \beta_5 \text{exp}_i^2 + \beta_6 \text{exp}_i \cdot \text{frau}_i + u_i$? |
| a | β_3 . |
| b | $\beta_3 + 2\beta_5 \text{exp}_i$. |
| c | $\beta_3 + 2\beta_5 \text{exp}_i + \beta_6 \text{frau}_i$. |
| d | $\beta_1 + \beta_3 + 2\beta_5 \text{exp}_i + \beta_6 \text{frau}_i$. |

| | |
|----|---|
| 6. | Bei Vorliegen von perfekter Multikollinearität ist die Kreuzproduktmatrix $X'X$ |
| a | invertierbar. |
| b | singulär. |
| c | ein Skalar. |
| d | idempotent. |

| | |
|----|---|
| 7. | Bei Vorliegen von Heteroskedastie |
| a | können die Koeffizienten konsistent geschätzt sein. |
| b | müssen die Parameter kausal interpretiert werden. |
| c | sind die Konfidenzintervalle korrekt berechnet. |
| d | gilt das Gauss-Markov-Theorem. |

| | |
|----|--|
| 8. | Wird die Nullhypothese eines Strukturbruchtests nicht abgelehnt, so |
| a | liegt ein Problem ausgelassener Variablen vor. |
| b | liegen signifikante Unterschiede in den Steigungsparametern der verschiedenen Gruppen vor. |
| c | liegt Heteroskedastie vor. |
| d | ist das restringierte Modell nicht zu verwerfen. |

| | |
|----|--|
| 9. | Ein Typ 2-Fehler tritt auf, wenn man die Nullhypothese |
| a | nicht verwirft, obwohl diese falsch ist. |
| b | verwirft, obwohl diese falsch ist. |
| c | nicht verwirft, obwohl diese zutrifft. |
| d | verwirft, obwohl diese zutrifft |

| | |
|-----|---|
| 10. | Um einen RESET-Test durchzuführen, regressiert man in einer Hilfsregression |
| a | Residuen auf alle unabhängigen Variablen und zeitlich verzögerte Residuen. |
| b | die abhängige Variable auf Polynome der vorhergesagten abhängigen Variable und alle unabhängigen Variablen. |
| c | quadrierte Residuen auf alle unabhängigen Variablen, deren Quadrate und deren Interaktionen. |
| d | die abhängige Variable auf die quadrierten Residuen. |

| | |
|----|---|
| 11 | Die Annahme $\varepsilon \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ impliziert, dass |
| a | Heteroskedastie und Autokorrelation ausgeschlossen werden können. |
| b | die Störterme autokorreliert sein können. |
| c | die Störterme heteroskedastisch sein können. |
| d | die Störterme heteroskedastisch und autokorreliert sein können. |

| | |
|-----|--|
| 12. | Die FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen beruht darauf, dass |
| a | nur die abhängige Variable so transformiert wird, dass Homoskedastie vorliegt. |
| b | die Standardfehler des OLS Schätzers neu berechnet werden. |
| c | Beobachtungen mit großer Störtermvarianz ein größeres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz. |
| d | Beobachtungen mit großer Störtermvarianz ein kleineres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz. |

| | |
|-----|--|
| 13. | Im einfachen linearen Regressionsmodell $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + u_i$ ist β_2 |
| a | ein Schätzer. |
| b | ein mehrdimensionaler Vektor. |
| c | eine Zufallsvariable. |
| d | eine Konstante. |

| | |
|-----|--|
| 14. | Die Summe quadrierter, standardnormalverteilter, unabhängiger Zufallsvariablen ist |
| a | normalverteilt. |
| b | χ^2 -verteilt. |
| c | F-verteilt. |
| d | t-verteilt. |

| | |
|-----|--|
| 15. | Wird ein irrelevanter Regressor (d.h. ein Regressor, dessen wahrer Koeffizient exakt gleich 0 ist) einem multiplen Regressionsmodell hinzugefügt, so |
| a | verändern sich die Regressionsergebnisse nicht. |
| b | kann sich die Präzision der Schätzung verringern. |
| c | erhöht sich automatisch das R^2 . |
| d | kann das Problem einer Verzerrung durch ausgelassene Variablen vermieden werden. |

| | |
|-----|---|
| 16. | Bei Querschnittsdaten kann |
| a | es nicht zu zeitlich bedingter Autokorrelation kommen. |
| b | es nicht zu Heteroskedastie kommen. |
| c | der FGLS-Schätzer nicht angewendet werden. |
| d | das Maximum-Likelihood-Verfahren nicht angewendet werden. |

| | |
|-----|---|
| 17. | Bei einer starken Krümmung der Log-Likelihood-Funktion an der Stelle $\hat{\theta}$ ist die Schätzung des Parameters θ |
| a | unpräzise. |
| b | präzise. |
| c | inkonsistent. |
| d | ineffizient. |

| | |
|-----|---|
| 18. | Ein niedriger AIC-Wert weist auf |
| a | eine Fehlspezifikation des Modells hin. |
| b | einen niedrigen Erklärungsgehalt des Modells hin. |
| c | einen hohen Erklärungsgehalt des Modells hin. |
| d | ausgelassene Variablen hin. |

| | |
|-----|--|
| 19. | Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests |
| a | erlauben keinen Test von Linearkombinationen der Parameter. |
| b | haben eine approximativ normalverteilte Teststatistik. |
| c | haben eine approximativ standardnormalverteilte Teststatistik. |
| d | sind asymptotisch äquivalent. |

| | |
|-----|--|
| 20. | Das Maximum-Likelihood-Verfahren |
| a | benötigt Annahmen über die Verteilung der Störterme. |
| b | liefert für ein lineares Modell dieselben Ergebnisse wie das KQ-Verfahren. |
| c | hat bei Gültigkeit der Gauß-Markov-Annahmen die BLUE-Eigenschaft. |
| d | benötigt Annahmen über das präzise Konfidenzniveau der Parameter. |

| | |
|-----|--|
| 21. | Das Informationskriterium BIC |
| a | kann nur zum Vergleich genesteter Modelle verwendet werden. |
| b | bestraft die Hinzunahme zusätzlicher Regressoren. |
| c | nimmt ausschließlich negative Werte an. |
| d | berechnet sich aus einer Funktion der Fehlerquadratsumme und Steigungsparameter. |

| | |
|-----|--|
| 22. | Logit- und Probit-Schätzer |
| a | ergeben identische Koeffizienten. |
| b | ergeben identische marginale Effekte. |
| c | werden nicht bei stetigen abhängigen Variablen angewendet. |
| d | unterliegen identischen Annahmen bezüglich der Fehlertermverteilung. |

| | |
|-----|--|
| 23. | Das McFadden R^2 |
| a | liegt immer im Intervall $[0;1]$. |
| b | nimmt im schlechtesten Fall den Wert 1 an. |
| c | nimmt im besten Fall den Wert 0 an. |
| d | Alle Aussagen sind richtig. |

| | |
|-----|--|
| 24. | Welche Aussage ist richtig? |
| a | Der Likelihood-Ratio-Test hat N Freiheitsgrade. |
| b | Zur Durchführung eines Wald-Tests ist die zweimalige Schätzung des Modells (d.h. mit bzw. ohne Restriktion) notwendig. |
| c | In kleinen Stichproben sind Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests äquivalent. |
| d | Die Teststatistik des Lagrange-Multiplier-Tests folgt asymptotisch der χ^2 -Verteilung. |

| | |
|-----|---|
| 25. | Autokorrelation im Störterm kann behoben werden durch |
| a | die Quadrierung der abhängigen Variablen. |
| b | die Aufnahme zusätzlicher Beobachtungen. |
| c | eine GLS Transformation. |
| d | a und b. |

| | |
|-----|--|
| 26. | Bei Autokorrelation mit moving average Störprozessen der Form $\varepsilon_t = v_t + v_{t-1}$ (wobei v_t den Gauß-Markov-Bedingungen genügt) |
| a | gibt es Fehlerterme ε_t und ε_s ($t \neq s$), die miteinander korrelieren. |
| b | gibt es Fehlerterme ε_t und ε_s ($t \neq s$), die nicht miteinander korrelieren. |
| c | ist die Varianz $Var(\varepsilon_t)$ konstant. |
| d | Alle Aussagen sind richtig. |

| | |
|-----|--|
| 27. | Der Prais-Winsten-Schätzer |
| a | muss vor der Interpretation transformiert werden. |
| b | nutzt mehr Beobachtungen als der Cochrane-Orcutt-Schätzer. |
| c | ist bei Zeitreihendaten nicht anwendbar. |
| d | b und c. |

| | |
|-----|---|
| 28. | Der Durbin-Watson-Test |
| a | verallgemeinert den Breusch-Godfrey-Test. |
| b | hat eine t-verteilte Teststatistik. |
| c | ist bei Zeitreihendaten nicht anwendbar. |
| d | ist bei kleinen Stichproben gültig. |

| | |
|-----|---|
| 29. | Das Problem perfekter Multikollinearität |
| a | kann durch Vergrößerung der Stichprobe reduziert werden. |
| b | führt zu inkonsistenten Schätzergebnissen. |
| c | kann durch Auslassen der linear abhängigen Variablen gelöst werden. |
| d | führt zu ineffizienten Schätzergebnissen. |

| | |
|-----|--|
| 30. | Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich |
| a | keine Elastizitäten schätzen. |
| b | keine Semielastizitäten schätzen. |
| c | keine Koeffizienten schätzen. |
| d | Keine der Aussagen ist richtig. |