

Bachelorprüfung

Fach: Empirische Wirtschaftsforschung II

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

| | |
|----------------------|--|
| Name, Vorname | |
| Matrikelnr. | |
| Studiengang | |
| Semester | |
| Datum | |
| Raum | |
| Unterschrift | |

Vorbemerkungen:

Anzahl der Aufgaben: Die Klausur besteht aus 6 Aufgaben, die alle bearbeitet werden müssen.

Bewertung: Es können maximal 90 Punkte erworben werden. Die Punktzahl ist für jede Aufgabe in Klammern angegeben. Sie entspricht der für die Aufgabe empfohlenen Bearbeitungszeit in Minuten.

Erlaubte Hilfsmittel:

- Tabellen der statistischen Verteilung und Liste der Annahmen (sind der Klausur beigelegt)
- 1 DIN-A4-Seite mit Notizen
- Taschenrechner
- Fremdwörterbuch

Wichtige Hinweise:

- Sollte es vorkommen, dass die statistischen Tabellen, die dieser Klausur beiliegen, den exakten 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:

[24 Punkte]

Als Praktikant im Wirtschaftsreferat der Stadt Nürnberg erhalten Sie den Auftrag, die Wirkung der städtischen Wirtschaftspolitik auf die Übernachtungszahlen im Stadtgebiet zu analysieren. Das Stadtarchiv stellt Ihnen Quartalsdaten aus den Jahren 1950-2009 zu folgenden Merkmalen zur Verfügung:

uebern = Anzahl der Übernachtungen in Hotels mit mehr als 9 Betten (in Tausend)

hot = Ausgaben zur Förderung des Hotel- und Gaststättengewerbes (in Tausend €)

wm = 1 wenn im betrachteten Quartal ein Fußball WM Spiel in Bayern stattfand, sonst 0

flocke = 1 ab erstem Quartal 2008 (Geburt der Eisbärendame Flocke), vorher 0

- a) Sie entscheiden sich zunächst, folgendes Modell mit KQ zu schätzen:

$$\ln(\text{uebern}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{hot}_t) + \beta_2 \ln(\text{hot}_{t-1}) + \beta_3 \ln(\text{hot}_{t-2}) + \beta_4 \text{wm}_t + \beta_5 \text{flocke}_t + u_t$$

- i. Warum kann es für die Evaluierung der Förderausgaben sinnvoll sein, ein Finite Distributed Lag Modell zu schätzen? (1 Punkt)
 - ii. Welches Problem tritt auf, wenn der Stadtrat die Ausgaben zur Förderung des Hotel- und Gaststättengewerbes in Abhängigkeit von früheren Übernachtungszahlen festgelegt hat? Was ist die Folge für die Eigenschaften des KQ-Schätzers? (3 Punkte)
- b) Die Schätzung des Modelles aus a) ergibt:

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|----|------------|-----------------|--------|--|
| Model | 1.71989386 | 5 | .343978772 | Number of obs = | 238 | |
| Residual | .036706663 | 54 | .000679753 | F(5, 54) = | 506.03 | |
| Total | 1.75660052 | 59 | .02977289 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.9791 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.9772 | |
| | | | | Root MSE = | .02607 | |

| ln_uebern | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|----------|-----------|---------|-------|----------------------|----------|
| ln_hot | .0106591 | .012679 | 0.84 | 0.404 | -.0147608 | .036079 |
| ln_hot_t1 | .2218823 | .0112768 | 19.68 | 0.000 | .1992736 | .244491 |
| ln_hot_t2 | .4197525 | .0127834 | 32.84 | 0.000 | .3941233 | .4453818 |
| wm | .236802 | .0117928 | 20.08 | 0.000 | .2131588 | .2604451 |
| flocke | .0350178 | .012493 | 2.80 | 0.007 | .0099709 | .0600647 |
| _cons | 12.25104 | .0121084 | 1011.78 | 0.000 | 12.22676 | 12.27532 |

- i. Berechnen und interpretieren Sie die Short Run und Long Run Elasticity der Übernachtungszahlen hinsichtlich der Förderausgaben. (4 Punkte)
 - ii. Interpretieren Sie die Koeffizienten von *wm* und *flocke* inhaltlich. (2 Punkte)
- c) Ihr Modell enthält bisher keine Kontrollen für Trend- und Saisoneffekte.
- i. Erläutern Sie, welche Folgen die fehlende Trendbereinigung für die korrekte Bestimmung des Effektes der Eisbärendame Flocke auf die Übernachtungszahlen hat. (3 Punkte)
 - ii. Ergänzen Sie die Modellgleichung um geeignete Trend- und Saisonvariablen. Definieren Sie die neu eingeführten Variablen. (4 Punkte)
- d) Kehren Sie zurück zu Ihrem Ausgangsmodell aus Teilaufgabe a). Sie vermuten Autokorrelation der Störterme. Eine Hilfsregression auf Basis der Residuen ergibt $E[\hat{u}_t] = 0,6 \cdot \hat{u}_{t-1}$.
- i. Stellen Sie damit die Modellgleichung für den Cochrane-Orcutt Schätzer auf. (3 Punkte)
 - ii. Gehen Sie davon aus, dass die Annahmen TS.1-TS.3 gelten. Wieso ist der Cochrane-Orcutt Schätzer aus i) nicht effizient? Welches Verfahren führt hier zu einer effizienten Schätzung? Worin besteht dabei der Unterschied zum Cochrane-Orcutt Schätzer? (4 Punkte)

Aufgabe 2:**[9 Punkte]**

- a) Was versteht man unter Heteroskedastie? (1 Punkt)
- b) Welche beiden ungünstigen Auswirkungen hat Heteroskedastie auf KQ Schätzergebnisse? (2 Punkte)
- c) Nennen Sie zwei Verfahren, mit Heteroskedastie umzugehen. Welche der in b) angesprochenen Probleme werden durch die beiden Verfahren jeweils gelöst, welche nicht? (6 Punkte)

Aufgabe 3:**[9 Punkte]**

Sie schätzen: $cons_i = \beta_0 + \beta_1 hinc_i + \beta_2 univ_i + \varepsilon_i$, wobei

$cons_i$ = monatliche Konsumausgaben des Haushalts i (in €)

$hinc_i$ = monatliches Haushaltseinkommen des Haushalts i (in €)

$univ_i$ = 1 wenn der Haushaltsvorstand einen Hochschulabschluss hat, sonst 0

Ihr Datensatz enthält 1245 Haushalte.

Die Hilfsregression $\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_0 + \delta_1 hinc_i + \delta_2 univ_i + u_i$ hat ein R^2 von 0,045. ($\hat{\varepsilon}_i$ sind die geschätzten KQ Residuen des Hauptmodells).

- a) Gehen Sie zunächst davon aus, dass die Variable $hinc$ Heteroskedastie verursacht. Treffen Sie eine plausible Annahme zur Form der Heteroskedastie und stellen Sie diese formal und graphisch dar. (Beschriften Sie die Achsen.) (4 Punkte)
- b) Deutet das Ergebnis Ihrer Hilfsregression auf Heteroskedastie hin? Führen Sie einen mit dieser Hilfsregression möglichen Test durch und interpretieren Sie Ihr Testergebnis. Geben Sie dabei Testnamen, Hypothesen, Teststatistik, einen kritischen Wert für diesen Fall und die Entscheidungsregel an. (5 Punkte)

Aufgabe 4:**[15 Punkte]**

In der Hoffnung, damit Ausschussware reduzieren zu können, stellt ein Möbelproduzent das Entlohnungssystem für die beschäftigten Tischler um: statt eines pauschalen Zeitlohns wird ein Lohn gezahlt, der teilweise von der Anzahl einwandfrei hergestellter Möbel abhängt. Die Änderung wird zunächst nur in einer der beiden zum Unternehmen gehörigen Betriebsstätten eingeführt. Nach der Umstellung wird evaluiert, ob die Maßnahme erfolgreich war. Dazu werden in zwei Perioden (vor und nach der Umstellung des Entlohnungssystems) in beiden Betriebsstätten Querschnittsdaten über die Produktionsleistung der einzelnen Beschäftigten ($N = 931$ pro Periode) erhoben:

$\log(junk)$ = Wert der von einem Beschäftigten i verursachten Ausschussware (in €, logarithmiert)

new_wage = 1, wenn der Beschäftigte erfolgsabhängig entlohnt wird, sonst 0

Geschätzt wird das Modell:

$$\log(junk)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot new_wage_{it} + u_{it}$$

Die Schätzung über beide Perioden und beide Betriebsstätten ergibt folgenden Output:

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|-----------------|--------|--|
| Model | 3.33833944 | 1 | 3.33833944 | Number of obs = | 1862 | |
| Residual | 479.992478 | 1860 | .258060472 | F(1, 1860) = | 12.94 | |
| Total | 483.330818 | 1861 | .259715646 | Prob > F = | 0.0003 | |
| | | | | R-squared = | 0.0069 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.0064 | |
| | | | | Root MSE = | .508 | |

| junk | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|----------|----------|-----------|--------|-------|----------------------|----------|
| new_wage | .0980325 | .0272562 | 3.60 | 0.000 | .0445765 | .1514885 |
| _cons | 6.163702 | .0135768 | 453.99 | 0.000 | 6.137075 | 6.19033 |

- Interpretieren Sie den Parameter zu *new_wage* inhaltlich und im Hinblick auf Signifikanz unter der Annahme, dass die KQ-Annahmen gültig sind. (1 Punkt)
- Ein Kollegin zweifelt die interne Validität der Schätzung an, da die erfolgsabhängige Entlohnung gezielt zunächst in der Betriebsstätte eingeführt worden sei, in der bereits seit längerem große Probleme mit Ausschussware bestanden. Auf welche mögliche Ursache für die Verletzung interner Validität der Schätzung zielt die Kollegin ab? (2 Punkte)
- Die Kollegin schlägt vor, eine Difference-in-Difference-Schätzung durchzuführen und dafür folgende Variablen zu nutzen:
time = 1 wenn Beobachtung aus einer Periode nach der Umstellung, sonst 0
factory = 1 wenn Beobachtung aus Betriebsstätte stammt, in der das Lohnsystem umgestellt werden wird/ wurde, sonst 0
 - Stellen Sie die Schätzgleichung auf. (2 Punkte)
 - Sie erhalten nun einen Effekt der erfolgsabhängigen Entlohnung von -0,24 mit einem Standardfehler von 0,04. Warum unterscheidet sich das Ergebnis von dem aus Teilaufgabe a)? Bestätigt dies den Einwand Ihrer Kollegin? Erläutern Sie Ihre Antwort. (3 Punkte)

Sie berücksichtigen nun explizit die Panelstruktur der Daten und stellen ein neues Modell auf:

$$\log(junk_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot new_wage_{it} + a_i + u_{it}$$

- Sie schätzen ein Panelmodell mittels einer Random Effects Schätzung. Die Kollegin aus Aufgabe b) zweifelt erneut ihre Ergebnisse an und behauptet, dass die Variable *new_wage* mit a_i korreliert sei. Erläutern Sie, wodurch dies verursacht sein könnte und welche Konsequenzen dies für Ihren Schätzer hat. (2 Punkte)
- Stellen Sie die Schätzgleichung für eine Schätzung in ersten Differenzen auf. Erläutern Sie kurz am Beispiel, inwiefern eine Schätzung in ersten Differenzen geeignet sein kann, das in d) angesprochene Problem zu lösen. (5 Punkte)

Aufgabe 5:

[21 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 0,5 Punkte, für jede falsche Antwort werden 0,5 Punkte abgezogen. Die Gesamtpunktzahl kann nicht negativ werden.

| | |
|--|--|
| | Bei Heteroskedastie ist der KQ-Schätzer dem White-Schätzer zur Bestimmung der Standardfehler vorzuziehen. |
| | Finite Distributed Lag Modelle können nicht mehr als 3 verzögerte Werte von x berücksichtigen. |
| | Sind die Regressoren eines Zeitreihenmodells nicht kontemporär exogen, so sind die KQ Schätzer inkonsistent. |
| | Die Relevanz eines Instruments lässt sich empirisch testen. |

| | |
|--|---|
| | Das Spurious Regression Problem bei Zeitreihenregression tritt nur dann auf, wenn abhängige und erklärende Variablen einem gleichlaufenden Trend folgen. |
| | Sind die Instrumente nicht autokorreliert, ist der KQ-Schätzer BLUE. |
| | Für einen Moving Average Prozess x_t der Ordnung a gilt $Cov[x_t, x_{t+h}] = 0$ sobald $h > a$. |
| | Die Varianz eines Random Walk Prozesses ist konstant. |
| | Einheitswurzelprozesse können durch Bildung der ersten Differenzen in schwach abhängige Prozesse überführt werden. |
| | Bei positiver Autokorrelation sind die von KQ ausgewiesenen Standardfehler falsch. |
| | Tritt in einem Modell $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t$ Autokorrelation erster Ordnung auf, liefert die KQ Schätzung inkonsistente Koeffizienten. |
| | Das LAD Verfahren minimiert die Summe der Absolutwerte der Residuen. |
| | Liefern KQ und Cochrane-Orcutt Schätzer stark unterschiedliche Koeffizienten, sollte das Schätzverfahren mit dem höheren R^2 verwendet werden. |
| | Sind die Regressoren eines Modells nicht kontemporär exogen, liefern sowohl Cochrane-Orcutt als auch Prais-Winsten Schätzer inkonsistente Schätzergebnisse. |
| | Beim Schätzen mit Paneldaten in ersten Differenzen werden zeitlich variable, unbeobachtete Effekte herausgerechnet. |
| | Im Fixed Effects Modell können keine Interaktionen der erklärenden Variablen mit einem Zeittrend aufgenommen werden, da Zeittrends im Fixed Effects Modell durch die Within Transformation heraus gekürzt werden. |
| | KQ-Schätzer sind konsistent, wenn die abhängige Variable stationär ist. |
| | Eine Trendbereinigung kann auch dann Sinn machen, wenn nicht gleichzeitig um Saisoneffekte bereinigt wird. |
| | Heteroskedastierobuste t-Werte sind stets größer als die unkorrigierten t-Werte. |
| | Systematische Stichprobenselektion anhand der Ausprägungen der abhängigen Variable führt zu verzerrten Parameterschätzern. |
| | Eine Dummy-Variable kann aufgrund der sich ergebenden Heteroskedastieproblematik nicht als Proxy-Variable verwendet werden. |
| | Im Fall einer binären abhängigen Variable liegt bei einer KQ Schätzung Heteroskedastie vor. |
| | Kann die H_0 im White-Test verworfen werden, liegt Heteroskedastie vor. |
| | Treten in den Daten fehlende Werte nicht zufällig auf, kann das Weglassen der Beobachtungen mit fehlenden Werten zu verzerrten KQ Schätzern führen. |
| | In Finite Distributed Lag Modellen führt starke Multikollinearität zwischen den verwendeten Lags der exogenen Variablen zu verzerrten Schätzergebnissen. |
| | Exogene Stichprobenselektion liegt vor, wenn auf Basis exogener erklärender Variablen selektiert wird. |
| | Wenn nicht für alle Beobachtungseinheiten i gleich viele Beobachtungsperioden vorliegen, spricht man von „Unbalanced Panels“. |
| | Die Verwendung von verzögerten endogenen Variablen auf der rechten Seite eines Zeitreihenmodells führt zwangsläufig zu inkonsistenten Schätzergebnissen. |
| | Ausreißer werden beim LAD Verfahren stärker gewichtet als beim KQ Verfahren. |
| | Die Verwendung von verzögerten Werten der abhängigen Variablen als Regressoren führt bei gleichzeitiger Autokorrelation der Störterme zu verzerrten KQ Schätzungen. |
| | Gepoolte Querschnitte betrachten gegebene Beobachtungseinheiten zu unterschiedlichen Zeitpunkten. |
| | Um einen Difference-in-Difference-Schätzer zu ermitteln, werden erste Differenzen der abhängigen Variable von der ersten Differenz der erklärenden Variablen abgezogen. |
| | Eine Schätzung in ersten Differenzen ist nicht möglich, wenn alle betrachteten Variablen über die Zeit hinweg konstant sind. |
| | Wenn $T=2$, liefern der Within Schätzer und der Schätzer in ersten Differenzen identische Koeffizienten und Standardfehler. |
| | Damit Kovarianzstationarität vorliegt, muss die Varianz der Zufallsvariable konstant sein. |

| | |
|--|--|
| | Im Random Effects Modell werden den Beobachtungseinheiten zufällige Effekte der erklärenden Variablen auf die abhängige Variable zugewiesen. |
| | Der Within Schätzer kann den Koeffizienten zeitkonstanter erklärender Variablen nicht bestimmen. |
| | Das Fixed Effects Modell kann nur für Paneldaten angewendet werden. |
| | Das Random Effects Modell eignet sich auch für gepoolte Querschnitte. |
| | Wenn es keine zeitkonstante unbeobachtete Heterogenität gibt (alle $a_i = 0$), ist das First Difference Verfahren effizienter als eine gepoolte KQ-Schätzung. |
| | Im Trendmodell $\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 t + e_t$ kann β_1 approximativ als mittlere periodische Wachstumsrate von y interpretiert werden. |
| | Instrumentvariablen müssen mit den endogenen erklärenden Variablen unkorreliert sein. |

Aufgabe 6:

[12 Punkte]

Welche Antwort ist richtig? Kreuzen Sie nur **eine Antwort** pro Aufgabe an. Falls mehrere Aussagen korrekt sind, kreuzen Sie **nur** die entsprechende **Antwortkombination** an. Für jede richtige Antwort gibt es 1 Punkt. Für falsche Antworten werden keine Punkte abgezogen.

| | | |
|----|--|--|
| 1. | Kovarianzstationarität eines Prozesses x_t | |
| a | <input type="checkbox"/> | impliziert kontemporäre Exogenität von x_t bei einer Regression. |
| b | <input type="checkbox"/> | impliziert strikte Stationarität von x_t . |
| c | <input type="checkbox"/> | impliziert, dass die Verteilung von x_t für alle Zeitpunkte gleich ist. |
| d | <input type="checkbox"/> | impliziert, dass die Kovarianz zwischen Ausprägungen gleich weit entfernter Zeitpunkte konstant ist. |
| e | <input type="checkbox"/> | c und d. |
| f | <input type="checkbox"/> | b, c und d. |

| | | |
|----|--------------------------|---|
| 2. | Schwache Abhängigkeit | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist eine Eigenschaft stabiler AR(1) Prozesse. |
| b | <input type="checkbox"/> | bedeutet, dass die Kovarianz zwischen den Ausprägungen zweier benachbarter Zeitpunkte mit wachsender Zahl an Beobachtungen gegen Null geht. |
| c | <input type="checkbox"/> | ist verletzt, wenn der Prozess einem Trend folgt. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist bei i.i.d Prozessen oft verletzt. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und c. |
| f | <input type="checkbox"/> | Keine der Antworten. |

| | | |
|----|--------------------------------------|---|
| 3. | Folgt der Störterm einem Random Walk | |
| a | <input type="checkbox"/> | empfiehlt es sich das Modell in ersten Differenzen zu schätzen. |
| b | <input type="checkbox"/> | liegt Autokorrelation erster Ordnung vor. |
| c | <input type="checkbox"/> | beträgt die Durbin-Watson Teststatistik ungefähr zwei. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist KQ nicht mehr BLUE. |
| e | <input type="checkbox"/> | a, b und d. |
| f | <input type="checkbox"/> | a und d. |

| | | |
|----|--------------------------|--|
| 4. | Heteroskedastie | |
| a | <input type="checkbox"/> | Kann nicht gleichzeitig mit Autokorrelation vorkommen. |
| b | <input type="checkbox"/> | Führt in Finite Distributed Lag Modellen zu inkonsistenten KQ-Schätzern. |
| c | <input type="checkbox"/> | Führt in dynamischen Modellen zu inkonsistenten KQ-Schätzern. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist bei i.i.d Prozessen oft anzutreffen. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und c. |
| f | <input type="checkbox"/> | Keine der Antworten. |

| | | |
|----|--------------------------|---|
| 5. | Das LAD Verfahren | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist bei Gültigkeit der Gauss-Markov Bedingungen effizienter als KQ. |
| b | <input type="checkbox"/> | unterschätzt $E(y x)$. |
| c | <input type="checkbox"/> | überschätzt $E(y x)$. |
| d | <input type="checkbox"/> | kann von Heteroskedastie betroffen sein. |
| e | <input type="checkbox"/> | a, b und d |
| f | <input type="checkbox"/> | c und d |

| | | |
|----|--------------------------|---|
| 6. | Ein RESET-Test | |
| a | <input type="checkbox"/> | testet auf Fehlspezifikation der funktionalen Form. |
| b | <input type="checkbox"/> | zeigt auf, welche erklärende Variable fehlspezifiziert ist. |
| c | <input type="checkbox"/> | liefert Hinweise auf Heteroskedastie. |
| d | <input type="checkbox"/> | fügt Polynome der vorhergesagten abhängigen Variable als Regressoren in das Modell ein. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und b. |
| f | <input type="checkbox"/> | a und d. |

| | | |
|----|----------------------------|---|
| 7. | Der Fixed Effects Schätzer | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist heteroskedastisch. |
| b | <input type="checkbox"/> | ist bei Gültigkeit der Gauss-Markov-Annahmen BLUE. |
| c | <input type="checkbox"/> | erfordert serielle Korrelation in den zeitkonstanten Variablen. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist zur Null hin verzerrt. |
| e | <input type="checkbox"/> | c und d . |
| f | <input type="checkbox"/> | keine der Antworten |

| | | |
|----|--------------------------------------|---|
| 8. | Ein Two-Stage-Least-Squares-Schätzer | |
| a | <input type="checkbox"/> | kann zur konsistenten Schätzung bei Vorliegen von Endogenität genutzt werden. |
| b | <input type="checkbox"/> | ist umso effizienter, je schwächer die Instrumente. |
| c | <input type="checkbox"/> | kann mehr als ein Instrument pro endogener Variable berücksichtigen. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist für logarithmierte Variablen nicht anwendbar. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und c |
| f | <input type="checkbox"/> | a und d |

| | | |
|----|---|---|
| 9. | Ist die zeitkonstante, unbeobachtete Heterogenität a_i unkorreliert mit den erklärenden Variablen x_{it} [d.h., $\text{Cov}(a_i, x_{it})=0$], dann | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist der KQ-Schätzer effizient |
| b | <input type="checkbox"/> | ist der Random Effects Schätzer effizienter als der Fixed Effects Schätzer. |
| c | <input type="checkbox"/> | ist der KQ Schätzer inkonsistent. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist der Random Effects Schätzer inkonsistent. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und c. |
| f | <input type="checkbox"/> | b und d. |

| | | |
|-----|-------------------------------|---|
| 10. | Endogene Stichprobenselektion | |
| a | <input type="checkbox"/> | bedeutet systematische Stichprobenselektion auf Basis exogener erklärender Variablen. |
| b | <input type="checkbox"/> | erhöht die Stichprobengröße. |
| c | <input type="checkbox"/> | führt zu inkonsistenten Parameterschätzern. |
| d | <input type="checkbox"/> | führt tendenziell zu insignifikanten Parameterschätzern. |
| e | <input type="checkbox"/> | a und b. |
| f | <input type="checkbox"/> | b und c. |

| | | |
|-----|---|------------------------------------|
| 11. | Der Prozess $u_t = e_t - 0,99e_{t-1}$ mit $e_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist schwach abhängig. |
| b | <input type="checkbox"/> | ist kovarianzstationär. |
| c | <input type="checkbox"/> | ist asymptotisch unkorreliert. |
| d | <input type="checkbox"/> | hat einen Erwartungswert von Null. |
| e | <input type="checkbox"/> | b und d. |
| f | <input type="checkbox"/> | Alle der genannten Antworten. |

| | | |
|-----|--|---|
| 12. | Die Annahme TS.5', d.h. es gibt keine Autokorrelation der Störterme, | |
| a | <input type="checkbox"/> | ist im Querschnittsdatenfall nicht erforderlich wenn die Annahme der Zufallsstichprobe gilt. |
| b | <input type="checkbox"/> | bedeutet, dass die unbeobachteten Faktoren verschiedener Zeitpunkte nicht miteinander korreliert sein dürfen. |
| c | <input type="checkbox"/> | ist notwendig für die Gültigkeit von Inferenzverfahren nach einer KQ Schätzung. |
| d | <input type="checkbox"/> | ist für die Konsistenz von KQ im Zeitreihenfall unbedingt erforderlich. |
| e | <input type="checkbox"/> | a, b und c |
| f | <input type="checkbox"/> | Alle der genannten Antworten. |

Annahmen im linearen Regressionsmodell

Einfaches Modell

SLR.1 Das Bevölkerungsmodell ist linear in den Parametern

SLR.2 Die Stichprobe ist zufällig

SLR.3 Die Realisationen von x_i in der Stichprobe sind nicht alle identisch

SLR.4 $E(u|x) = 0$

SLR.5 $\text{Var}(u|x) = \sigma^2$

Multiples Modell

MLR.1 Das Bevölkerungsmodell ist linear in den Parametern

MLR.2 Die Stichprobe ist zufällig

MLR.3 Keine perfekte Kollinearität

MLR.4 $E(u|x_1, \dots, x_k) = E(u) = 0$

MLR.5 $\text{Var}(u|x_1, \dots, x_k) = \text{Var}(u) = \sigma^2$

MLR.6 $u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$

Zeitreihenmodelle

TS.1 Der stochastische Prozess ist linear in den Parametern

TS.2 Keine perfekte Kollinearität

TS.3 $E(u_t | X) = 0, t=1, 2, \dots, n$

TS.4 $\text{Var}(u_t | X) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$

TS.5 $\text{corr}(u_t, u_s | X) = 0, t \neq s$

TS.6 $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

TS.1' Der stochastische Prozess ist stationär, schwach abhängig und linear in den Parametern

TS.2' Keine perfekte Kollinearität

TS.3' $E(u_t | x_t) = 0$

TS.4' $\text{Var}(u_t | x_t) = \sigma^2$

TS.5' $E(u_s u_t | x_t, x_s) = 0$ für alle $t \neq s$.

TABLE G.4

Critical Values of the Chi-Square Distribution

| | | Significance Level | | |
|--|----|--------------------|-------|-------|
| | | .10 | .05 | .01 |
| D e g r e e s o f F r e e d o m | 1 | 2.71 | 3.84 | 6.63 |
| | 2 | 4.61 | 5.99 | 9.21 |
| | 3 | 6.25 | 7.81 | 11.34 |
| | 4 | 7.78 | 9.49 | 13.28 |
| | 5 | 9.24 | 11.07 | 15.09 |
| | 6 | 10.64 | 12.59 | 16.81 |
| | 7 | 12.02 | 14.07 | 18.48 |
| | 8 | 13.36 | 15.51 | 20.09 |
| | 9 | 14.68 | 16.92 | 21.67 |
| | 10 | 15.99 | 18.31 | 23.21 |
| | 11 | 17.28 | 19.68 | 24.72 |
| | 12 | 18.55 | 21.03 | 26.22 |
| | 13 | 19.81 | 22.36 | 27.69 |
| | 14 | 21.06 | 23.68 | 29.14 |
| | 15 | 22.31 | 25.00 | 30.58 |
| | 16 | 23.54 | 26.30 | 32.00 |
| | 17 | 24.77 | 27.59 | 33.41 |
| | 18 | 25.99 | 28.87 | 34.81 |
| | 19 | 27.20 | 30.14 | 36.19 |
| | 20 | 28.41 | 31.41 | 37.57 |
| | 21 | 29.62 | 32.67 | 38.93 |
| | 22 | 30.81 | 33.92 | 40.29 |
| | 23 | 32.01 | 35.17 | 41.64 |
| | 24 | 33.20 | 36.42 | 42.98 |
| | 25 | 34.38 | 37.65 | 44.31 |
| | 26 | 35.56 | 38.89 | 45.64 |
| | 27 | 36.74 | 40.11 | 46.96 |
| | 28 | 37.92 | 41.34 | 48.28 |
| | 29 | 39.09 | 42.56 | 49.59 |
| | 30 | 40.26 | 43.77 | 50.89 |

Example: The 5% critical value with $df = 8$ is 15.51.

Source: This table was generated using the Stata® function `invchi2tail`.

TABLE G.3c

1% Critical Values of the F Distribution

| | | Numerator Degrees of Freedom | | | | | | | | | |
|---|------|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| D e n o m i n a t o r D e g r e e s o f F r e e d o m | 10 | 10.04 | 7.56 | 6.55 | 5.99 | 5.64 | 5.39 | 5.20 | 5.06 | 4.94 | 4.85 |
| | 11 | 9.65 | 7.21 | 6.22 | 5.67 | 5.32 | 5.07 | 4.89 | 4.74 | 4.63 | 4.54 |
| | 12 | 9.33 | 6.93 | 5.95 | 5.41 | 5.06 | 4.82 | 4.64 | 4.50 | 4.39 | 4.30 |
| | 13 | 9.07 | 6.70 | 5.74 | 5.21 | 4.86 | 4.62 | 4.44 | 4.30 | 4.19 | 4.10 |
| | 14 | 8.86 | 6.51 | 5.56 | 5.04 | 4.69 | 4.46 | 4.28 | 4.14 | 4.03 | 3.94 |
| | 15 | 8.68 | 6.36 | 5.42 | 4.89 | 4.56 | 4.32 | 4.14 | 4.00 | 3.89 | 3.80 |
| | 16 | 8.53 | 6.23 | 5.29 | 4.77 | 4.44 | 4.20 | 4.03 | 3.89 | 3.78 | 3.69 |
| | 17 | 8.40 | 6.11 | 5.18 | 4.67 | 4.34 | 4.10 | 3.93 | 3.79 | 3.68 | 3.59 |
| | 18 | 8.29 | 6.01 | 5.09 | 4.58 | 4.25 | 4.01 | 3.84 | 3.71 | 3.60 | 3.51 |
| | 19 | 8.18 | 5.93 | 5.01 | 4.50 | 4.17 | 3.94 | 3.77 | 3.63 | 3.52 | 3.43 |
| | 20 | 8.10 | 5.85 | 4.94 | 4.43 | 4.10 | 3.87 | 3.70 | 3.56 | 3.46 | 3.37 |
| | 21 | 8.02 | 5.78 | 4.87 | 4.37 | 4.04 | 3.81 | 3.64 | 3.51 | 3.40 | 3.31 |
| | 22 | 7.95 | 5.72 | 4.82 | 4.31 | 3.99 | 3.76 | 3.59 | 3.45 | 3.35 | 3.26 |
| | 23 | 7.88 | 5.66 | 4.76 | 4.26 | 3.94 | 3.71 | 3.54 | 3.41 | 3.30 | 3.21 |
| | 24 | 7.82 | 5.61 | 4.72 | 4.22 | 3.90 | 3.67 | 3.50 | 3.36 | 3.26 | 3.17 |
| | 25 | 7.77 | 5.57 | 4.68 | 4.18 | 3.85 | 3.63 | 3.46 | 3.32 | 3.22 | 3.13 |
| | 26 | 7.72 | 5.53 | 4.64 | 4.14 | 3.82 | 3.59 | 3.42 | 3.29 | 3.18 | 3.09 |
| | 27 | 7.68 | 5.49 | 4.60 | 4.11 | 3.78 | 3.56 | 3.39 | 3.26 | 3.15 | 3.06 |
| | 28 | 7.64 | 5.45 | 4.57 | 4.07 | 3.75 | 3.53 | 3.36 | 3.23 | 3.12 | 3.03 |
| 29 | 7.60 | 5.42 | 4.54 | 4.04 | 3.73 | 3.50 | 3.33 | 3.20 | 3.09 | 3.00 | |
| 30 | 7.56 | 5.39 | 4.51 | 4.02 | 3.70 | 3.47 | 3.30 | 3.17 | 3.07 | 2.98 | |
| 40 | 7.31 | 5.18 | 4.31 | 3.83 | 3.51 | 3.29 | 3.12 | 2.99 | 2.89 | 2.80 | |
| 60 | 7.08 | 4.98 | 4.13 | 3.65 | 3.34 | 3.12 | 2.95 | 2.82 | 2.72 | 2.63 | |
| 90 | 6.93 | 4.85 | 4.01 | 3.54 | 3.23 | 3.01 | 2.84 | 2.72 | 2.61 | 2.52 | |
| 120 | 6.85 | 4.79 | 3.95 | 3.48 | 3.17 | 2.96 | 2.79 | 2.66 | 2.56 | 2.47 | |
| ∞ | 6.63 | 4.61 | 3.78 | 3.32 | 3.02 | 2.80 | 2.64 | 2.51 | 2.41 | 2.32 | |

Example: The 1% critical value for numerator $df = 3$ and denominator $df = 60$ is 4.13.

Source: This table was generated using the `stata`® function `invFtail`.