

Aufgabe 1:

[23.5 Punkte]

Sie interessieren sich für die Determinanten der Anzahl individueller Verhaftungen in den USA. Sie vermuten, dass diese Anzahl abhängt von der Höhe des in der Vorperiode legal erworbenen Einkommens und der ethnischen Zugehörigkeit von Person i (afroamerikanisch, hispanisch, weiß). Sie unterstellen folgendes Modell (Modell A):

$$nrarr_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot inc_i + \beta_2 \cdot black_i + \beta_3 \cdot hispan_i + \beta_4 \cdot durat_i + \beta_5 \cdot time_i + \varepsilon_i$$

- $nrarr_i$: Anzahl der Verhaftungen der i -ten Person (min=0, max=12, Mittelwert von 0.4)
- inc_i : Einkommen der Vorperiode der i -ten Person (in \$)
- $black_i$: Dummy-Variable (=1, wenn Person i afroamerikanischer Herkunft ist, 0 sonst)
- $hispan_i$: Dummy-Variable (=1, wenn Person i hispanischer Herkunft ist, 0 sonst)
- $durat_i$: Anzahl der in der Vorperiode arbeitslos gemeldeten Wochen der i -ten Person
- $time_i$: Gesamtzeit, die Person i seit dem 18. Geburtstag in Haft verbracht hat (in Monaten)

Die Auswertung einer Stichprobe von 2725 Männern ergibt folgenden Output:

```
Call:
lm(formula = narr ~ inc + black + hispan + durat + time)

Coefficients:
            Estimate Std.Err. t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.2329   0.0193  12.059 < 2e-16 ***
inc          -0.1258   0.0131    ??  2.64e-12 ***
black         0.2394   0.0308    7.771  1.09e-14 ***
hispan        ??      0.0270    2.946  0.00325 **
durat         0.0059   0.0025    2.382  0.01729 *
time         -0.0912   0.2373   -0.384  0.68317
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5651 on 2719 degrees of freedom
Multiple R-Squared:  0.5573,    Adjusted R-squared:  0.5399
F-statistic: ?? on 5 and 2719 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

a) Berechnen Sie unter Angabe des Rechenwegs (4 Punkte)

a1) den t -Wert für b_1 ;

-
$$t_{b_1} = \frac{b_1}{se(b_1)} = \frac{-0.1258}{0.0131} = -9.603$$

a2) den geschätzten Koeffizienten für β_3 ;

-
$$b_3 = t_{b_3} \cdot se(b_3) = 2.946 \cdot 0.027 = 0.0795$$

a3) die geschätzte Fehlertermvarianz ;

-
$$\sigma_\varepsilon^2 = Res.Std.Err.^2 = 0.5651^2 = 0.3193$$

a4) die F-Statistik.

-
$$F = \frac{R^2/(K-1)}{(1-R^2)/(N-K)} = \frac{0.5573/5}{(1-0.5573)/2719} = 684.5714$$

b) Interpretieren Sie die Koeffizienten b_2 und b_4 inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)

b_2 : Ist Person i afroamerikanischer Herkunft, so ist die Anzahl der Verhaftungen im Vergleich zu weißen Männern im Mittel um 0.2394 Einheiten höher; der Koeffizient ist auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden.

b_4 : Ist die Anzahl der in der Vorperiode arbeitslos gemeldeten Wochen um eine Einheit höher, so ist die Anzahl der Verhaftungen im Mittel um 0.006 höher; der Koeffizient ist auf dem 5%-Niveau signifikant von Null verschieden.

- c) In einer zusätzlichen Regression wird ein Interaktionsterm „black·durat“ mit in Modell A aufgenommen. Die geschätzte Regressionsgleichung (mit Standardfehlern) lautet: (2 Punkte)

$$\widehat{nrarr}_i = 0.238 - 0.001 \cdot inc_i + 0.212 \cdot black_i + 0.078 \cdot hispan_i + 0.003 \cdot durat_i - 0.001 \cdot time_i + 0.011 \cdot black_i \cdot durat_i$$

(0.019) (0.0001) (0.035) (0.027) (0.002) (0.002) (0.005)

Berechnen Sie den marginalen Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer für Afroamerikaner sowie für die Referenzgruppe (weiße Amerikaner).

$$\frac{\partial \widehat{nrarr}_i}{\partial durat_i} = 0.003 + 0.011 \cdot black_i = \begin{cases} 0.003 & \text{wenn } black_i = 0 \\ 0.014 & \text{wenn } black_i = 1 \end{cases}$$

- d) Um Nichtlinearitäten zu berücksichtigen, werden zunächst in einem weiteren Modell (Modell B) die Anzahl der Verhaftungen sowie das Einkommen in logarithmierter Form aufgenommen. (6.5 Punkte)

d1) Der geschätzte Koeffizient beträgt -0.0483. Interpretieren Sie den Koeffizienten inhaltlich.

- Ist das Einkommen ein Prozent höher, so ist c.p. die Anzahl der Verhaftungen 0.0483 Prozent niedriger.

d2) Sie wollen überprüfen, ob die lineare Modellspezifikation angemessen war. Nennen und skizzieren Sie die Vorgehensweise eines geeigneten Tests zum Vergleich des linearen Modells gegen das log-lineare Modell (log auf beiden Seiten der Gleichung).

- PE-Test
- Vorgehensweise:
 - Lineares und log-lineares Modell schätzen und
 - vorhergesagte Werte, \hat{y}_i und $\log \tilde{y}_i$, berechnen
- Lineares Modell gegen log-lineares Modell testen: $y_i = x_i' \beta + \delta_{lin} (\log \hat{y}_i - \log \tilde{y}_i) + u_i$
- Log-lineares Modell gegen lineares Modell testen: $\log y_i = (\log x_i)' \gamma + \delta_{log} (\hat{y}_i - \exp \{\log \tilde{y}_i\}) + u_i$
- Kann die Nullhypothese ($\delta_{lin} = 0$) verworfen werden, ist die lineare Spezifikation nicht angemessen.
- Kann die Nullhypothese ($\delta_{log} = 0$) verworfen werden, ist die log-lineare Spezifikation nicht angemessen.

d3) Mit dem in d2) angeführten Test erhält man folgende Teststatistiken $\beta_{lin} = 0.7367$ (Std.Err. = 0.1352) und $\beta_{log} = 0.0854$ (Std.Err. = 0.0757). Welche Modellspezifikation sollte gewählt werden?

- Im ersten Fall wird die Nullhypothese $H_0: \beta_{lin} = 0$ bei einem t -Wert von 5.448 verworfen, im zweiten Fall (t -Wert von 1.128) wird die Nullhypothese $H_0: \beta_{lin} = 0$ nicht verworfen.
- Es sollte daher die log-lineare Form des Modells herangezogen werden.

- e) Sie vermuten außerdem, dass die Fehlertermvarianz mit steigendem Einkommen variiert:

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 = \frac{\sigma^2}{inc_i^2}. \quad (7 \text{ Punkte})$$

e1) Wie kann man Modell A so transformieren, dass Heteroskedastie eliminiert wird? Geben Sie die transformierte Schätzgleichung und stellen Sie zudem formal die Auswirkung der Transformation auf die Varianz des Störterms dar.

- Modell transformieren, indem alle Variablen mit inc_i multipliziert werden:

$$nrarr_i \cdot inc_i = \beta_0 \cdot inc_i + \beta_1 \cdot inc_i^2 + \beta_2 \cdot black \cdot inc_i + \beta_3 \cdot hispan_i \cdot inc_i + \beta_4 \cdot durat_i \cdot inc_i + \beta_5 \cdot time_i \cdot inc_i + \varepsilon_i \cdot inc_i$$

- Varianz des transformierten Störterms ist homoskedastisch:

$$var\{\varepsilon_i \cdot inc_i\} = inc_i^2 \cdot var\{\varepsilon_i\} = inc_i^2 \cdot \frac{\sigma^2}{inc_i^2} = \sigma^2$$

e2) Beschreiben Sie kurz die Vorgehensweise des White-Tests und testen Sie mit der ermittelten Teststatistik von 35.84 am 1% Niveau bei 20 Freiheitsgraden auf Heteroskedastie. Geben Sie hierzu auch die Anzahl der Freiheitsgrade sowie den kritischen Wert an.

- White-Test: Quadrierte vorhergesagte Residuen werden regressiert auf X sowie die Polynome und Interaktionsterme/Kreuzprodukte der Regressoren.
- kritischer Wert der χ^2 -Verteilung mit 20 Freiheitsgraden: 37.57
- Teststatistik $N \cdot R^2 = 35.84 < 37.57$
- White-Test lässt nicht auf Heteroskedastie schließen.

f) Zur Korrektur von Heteroskedastie unbekanntem Ursprungs werden gelegentlich White-Standardfehler berechnet. Erläutern Sie verbal je einen Vor- und einen Nachteil dieses Verfahrens. (2 Punkte)

- Vorteil: Die Korrektur kann angewendet werden, ohne die genaue Form der Heteroskedastie zu kennen, es ist also ein allgemein anwendbares Verfahren.
- Nachteil: Kennt man die genaue Form der Heteroskedastie, so sind andere Schätzer, wie z.B. der FGLS-Schätzer, effizienter als KQ mit White-Standardfehlern.

Aufgabe 2:

[12 Punkte]

Sie wollen für den Zeitraum zwischen 1960 bis einschließlich 2006 mit Jahresdaten eine einfache Form der statischen Phillipskurve untersuchen und schätzen hierzu folgendes Modell:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot U_t + \varepsilon_t,$$

mit

- I_t : Preissteigerungsrate im Jahr t
- U_t : Arbeitslosenquote im Jahr t

a) Sie unterstellen zunächst Autokorrelation erster Ordnung. Aus einer KQ-Schätzung erhalten Sie die folgenden Angaben: $\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1} = 3.485$ und $\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 = 4.462$. Berechnen Sie unter Angabe des Rechenwegs den geschätzten Autokorrelationskoeffizienten $\hat{\rho}$ sowie die Durbin-Watson Teststatistik. (2.5 Punkte)

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} = \frac{3.485}{4.462} = 0.781$$

$$dw \approx 2 - 2 \cdot \hat{\rho} = 2 - 2 \cdot 0.781 = 0.438$$

b) Sie vermuten in einem nächsten Schritt, dass in Ihren Daten Autokorrelation zweiter Ordnung vorliegt, $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + v_t$, mit $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$. (9.5 Punkte)

b1) Um dies zu überprüfen, führen Sie einen Breusch-Godfrey Test durch. Skizzieren Sie diesen kurz und führen Sie ihn am 5%-Signifikanzniveau durch. Berechnen Sie hierzu die Teststatistik und geben Sie den kritischen Wert an. Das R^2 einer geeigneten Hilfsregression beträgt 0.8439.

- Breusch-Godfrey Test: Regression der ε_t auf die verzögerten Residuen, ε_{t-1} und ε_{t-2} (mit oder ohne Konstante). Die Teststatistik $(T-2) \cdot R^2$ ist χ^2 -verteilt mit 2 Freiheitsgraden.
- Hier: $T-2 = 45$, sodass sich die Teststatistik ergibt zu: $(T-2) \cdot R^2 = 45 \cdot 0.8439 = 37.9755$.
- Kritischer Wert der χ^2 -Verteilung mit 2 Freiheitsgraden am 5%-Signifikanzniveau ist 5.99.
- Testentscheidung: $37.95 > 5.99$, Autokorrelation zweiter Ordnung wird nicht verworfen.

b2) Geben Sie für das Beispiel eine Spezifikation des Modells an, bei der Autokorrelation beseitigt ist.

$$I_t - \rho_1 I_{t-1} - \rho_2 I_{t-2} = \beta_0 - \rho_1 \beta_0 - \rho_2 \beta_0 + \beta_1 \cdot U_t - \rho_1 \beta_1 \cdot U_{t-1} - \rho_2 \beta_1 \cdot U_{t-2} + \underbrace{\varepsilon_t - \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2}}_{v_t}$$

$$I_t = \rho_1 I_{t-1} + \rho_2 I_{t-2} + \beta_0 (1 - \rho_1 - \rho_2) + \beta_1 (U_t - \rho_1 \cdot U_{t-1} - \rho_2 \cdot U_{t-2}) + v_t$$

b3) Wie wäre Ihre Entscheidung bezüglich Ihrer Vermutung eines AR(2)-Prozesses ausgefallen, hätten Sie statt dem Breusch-Godfrey Test den Durbin-Watson Test herangezogen?

- Hier kann keine Entscheidung getroffen werden, da der Durbin-Watson Test ausschließlich für Autokorrelation erster Ordnung definiert ist.

Aufgabe 3:

[10 Punkte]

Sie interessieren sich für die Mieten studentischer Wohnungen in Deutschland. Ihnen liegen hierzu für 64 Hochschulstandorte für die Jahre 1995 und 2005 Daten zu folgenden Variablen zur Verfügung:

| | |
|-----------|---|
| LR_{it} | Durchschnittsmiete in € am Standort i zum Zeitpunkt t , logarithmiert |
| LP_{it} | Einwohnerzahl am Standort i zum Zeitpunkt t , logarithmiert |
| LI_{it} | Pro-Kopf-Einkommen am Standort i zum Zeitpunkt t , logarithmiert |

Sie schätzen das folgende Modell: $LR_{it} = \alpha_i + \beta_0 + \beta_1 \cdot LP_{it} + \beta_2 \cdot LI_{it} + \varepsilon_{it}$, mit α_i als über die Zeit konstantem, beobachtungsspezifischem Effekt.

a) Wieso können sich die Ergebnisse der between und fixed effects Schätzung unterscheiden? (3 Punkte)

- Der between-Schätzer verwendet gemittelte Daten für jede Beobachtung i , der fixed effects-Schätzer hingegen verwendet nur Abweichungen vom individuellen Mittelwert; bei unterschiedlichen Daten können sich unterschiedliche Schätzergebnisse einstellen.

b) Zeigen Sie am Beispiel, wie sich das Problem unbeobachteter individueller Heterogenität durch Nutzung der Panelstruktur der Daten beseitigen lässt. (3 Punkte)

- Differenzenbildung für die zwei vorliegenden Zeitpunkte:

$$(1) LR_{i,95} = \alpha_i + \beta_0 + \beta_1 \cdot LP_{i,95} + \beta_2 \cdot LI_{i,95} + \varepsilon_{i,95}$$

$$(2) LR_{i,05} = \alpha_i + \beta_0 + \beta_1 \cdot LP_{i,05} + \beta_2 \cdot LI_{i,05} + \varepsilon_{i,05}$$

- (2) - (1):

$$LR_{i,05} - LR_{i,95} = (\alpha_i - \alpha_i) + (\beta_0 - \beta_0) + \beta_1 \cdot (LP_{i,05} - LP_{i,95}) + \beta_2 \cdot (LI_{i,05} - LI_{i,95}) + (\varepsilon_{i,05} - \varepsilon_{i,95})$$

c) Skizzieren Sie kurz die Testidee des Hausman-Tests zur Wahl des Panelschätzverfahrens und geben Sie für das Beispiel die Anzahl der Freiheitsgrade an. (4 Punkte)

- $H_0: \text{cov}(x_{it}, \alpha_i) = 0$, $H_1: \text{cov}(x_{it}, \alpha_i) \neq 0$
- $\hat{\beta}_{RE}$ ist nur dann konsistent und effizient, wenn α_i und x_{it} unkorreliert sind, $\hat{\beta}_{FE}$ ist unter der Null- und Alternativhypothese konsistent.
- Test, ob Differenz der beiden Schätzer signifikant: $\text{plim}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) = 0$; wenn signifikant, ist der fixed effects Schätzer heranzuziehen.
- Teststatistik ξ_H ist χ^2 -verteilt mit K Freiheitsgraden (Anzahl Elemente in β), hier: K = 2 Freiheitsgrade

Aufgabe 4:

[14.5 Punkte]

Zur Untersuchung von Bildungsrenditen formulieren Sie eine Verdienstfunktion der Form

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Bildung}_i + v_i.$$

a) Sie vermuten, dass Bildung durch die beobachtbare Variable S fehlerhaft gemessen wird:

$S_i = \text{Bildung}_i + u_i$. Es gelte hierbei, dass v_i und u_i sowie Bildung_i und u_i unkorreliert sind.

(4.5 Punkte)

a1) Zeigen Sie kurz, welche Auswirkung der Messfehler in der erklärenden Variable auf die Kovarianz zwischen Fehlerterm und erklärender Variable hat; unterstellen Sie hierfür eine positive Bildungsrendite.

- Unter Beachtung des Messfehlers lautet die Verdienstfunktion

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot (S_i - u_i) + v_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \underbrace{v_i - \beta_1 \cdot u_i}_{\varepsilon_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \varepsilon_i$$

- $E\{S_i \varepsilon_i\} = E\{(S_i + u_i)(v_i - \beta_1 u_i)\} = -\beta_1 \sigma_u^2$

- Bei positiver Bildungsrendite, $\beta_1 > 0$, sind S_i und ε_i also negativ miteinander korreliert

a2) Welche Auswirkung hat der Messfehler auf den KQ-Schätzer?

- Der KQ-Schätzer ist inkonsistent.

b) Sie wollen das IV-Verfahren anwenden. Nehmen Sie an, dass Testergebnisse eines IQ-Tests, IQ_i , als Instrumentvariable für S_i herangezogen werden können. Stellen Sie für das Verdienstmodell aus a) geeignete Stichproben-Momentenbedingungen auf. **(3 Punkte)**

- $\frac{1}{N} \sum \{\varepsilon_i\} = \frac{1}{N} \sum \{w_i - \beta_0 - \beta_1 \cdot S_i\} = 0$

- $\frac{1}{N} \sum \{\varepsilon_i \cdot IQ_i\} = \frac{1}{N} \sum \{(w_i - \beta_0 - \beta_1 \cdot S_i) \cdot IQ_i\} = 0$

c) In der nachfolgenden Tabelle sind Ergebnisse einer KQ-Schätzung (1), einer Hilfsregression (2), einer IV-Schätzung (3) sowie die einer KQ-Schätzung einer reduzierten Gleichung (4) dargelegt. **(5 Punkte)**

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|--------------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| Abh. Variable | KQ w | Hilfsregr. w | IV w | KQ Bildung |
| constant | 0.358*** (0.12) | 0.243 (0.38) | 0.408 (0.40) | 3.430*** (0.32) |
| s | 0.213*** | 0.228* | 0.211* | — |

Lehrstuhl für Statistik und emp. Wirtschaftsforschung, Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.
Musterlösung zur Diplomprüfung Ökonometrie im WS 07/08

| | | | | |
|-------|---------|---------|---------|----------|
| | (0.055) | (0.129) | (0.125) | |
| v | — | 0.035* | — | — |
| | | (0.018) | | |
| IQ | — | — | — | 0.167*** |
| | | | | (0.023) |
| R^2 | 0.26 | 0.35 | — | 0.53 |

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Verwenden Sie die Informationen aus der Tabelle und erläutern Sie,

c1) was Sie über die Eignung des Instruments schließen können und was nicht.

- Spalte (4): Der geschätzte Koeffizient für IQ_i ist auf dem 1%-Niveau von Null verschieden, damit ist eine Bedingung erfüllt (Instrument sollte hohen Erklärungsgehalt für endogene Variable haben).
- Zweite Bedingung ($cov\{z_i, \varepsilon_i\} = 0$) kann mit den Angaben der Tabelle nicht überprüft werden.

c2) ob Sie KQ oder IV heranziehen sollten.

- Die Hilfsregression in Spalte (2) ist Bestandteil des Durbin-Wu-Hausman Tests: v_i ist hier statistisch von Null verschieden, sodass die Nullhypothese, dass S_i exogen ist, verworfen werden kann. Es sollte also IV zur Interpretation herangezogen werden.

d) Können Sie im gegebenen Beispiel einen Sargan-Test durchführen (kurze Begründung)? (1 Punkt)

- Nein, um einen Sargan-Test (auf Überidentifikation) durchzuführen, benötigt man mehr Instrumente als endogene Variablen ($R > K$). Dies ist hier nicht gegeben.

e) In welcher Hinsicht erweitert das GMM-Verfahren den IV-Schätzer? (1 Punkt)

- In die Momentenbedingungen des GMM-Verfahrens können auch nicht-lineare Funktionen (Potenzen etc.) eingefügt werden,

Aufgabe 5:

[45 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.

| | |
|----------|---|
| F | AR(1) Fehlerterme sind heteroskedastisch. |
| F | Der Durbin-Wu-Hausman Test auf Endogenität einer erklärenden Variablen wird als χ^2 -Test durchgeführt |
| F | Bei Multikollinearität führen positiv korrelierte erklärende Variablen zu auf Null hin verzerrten Koeffizienten. |
| F | Ein J-Test ist nur für genestete Modelle durchführbar. |
| W | Um die Unverzerrtheit des Kleinstquadrateschätzers zu beweisen, braucht man stärkere Annahmen, als zum Nachweis seiner Konsistenz. |
| F | Mit Hilfe des Breusch-Godfrey Tests lassen sich fixed- und random effects-Schätzer gegeneinander testen. |
| W | Jede Variable z_i kann nur dann als Instrumentvariable genutzt werden, wenn Sie mit dem Störterm des Regressionsmodells unkorreliert ist. |
| F | Wird die Nullhypothese des Sargan-Tests nicht verworfen, so ist das Schätzmodell nichtlinear. |
| W | Der verallgemeinerte Kleinstquadrateschätzer wendet den KQ Schätzer auf transformierte Variablen an. |

Lehrstuhl für Statistik und emp. Wirtschaftsforschung, Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.
Musterlösung zur Diplomprüfung Ökonometrie im WS 07/08

| | |
|----------|--|
| F | Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen. |
| F | Bei negativer Autokorrelation ist der Durbin-Watson Test nicht durchführbar. |
| W | Die Normalverteilung ist eine zweiparametrische Verteilungsfunktion. |
| W | Der White-Test ist allgemeiner als der Test auf Gleichheit zweier Varianzen. |
| W | Wenn statt eines Cochrane-Orcutt Schätzers ein iterativer Cochrane-Orcutt Schätzer verwendet wird, steigt die Effizienz der Schätzung. |
| F | Die gemeinsame Signifikanz mehrerer Steigungsparameter lässt sich durch genestete t-Tests überprüfen. |
| F | Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor. |
| F | Der within-Schätzer nutzt ausschließlich Unterschiede zwischen den Beobachtungseinheiten, um die Steigungsparameter zu identifizieren. |
| W | Bei perfekter Multikollinearität ist die $X'X$ Matrix nicht invertierbar. |
| F | Bei GLS (generalized least squares) Schätzern sind t - und F -Tests nicht einmal approximativ anwendbar. |
| F | Der Chow-Test prüft, ob die lineare oder loglineare Version der abhängigen Variable dem Modell besser entspricht. |
| F | Je größer der Typ II Fehler eines Tests, umso größer muss der Typ I Fehler sein. |
| F | White Standardfehler korrigieren für Autokorrelation beliebiger Ordnung. |
| W | Messfehler in erklärenden Variablen führen im einfachen Modell dazu, dass der absolute Wert des geschätzten Steigungsparameters im Erwartungswert kleiner ist als der wahre Wert. |
| F | Der PE-Test wird herangezogen, um Strukturbrüche in Zeitreihen zu ermitteln. |
| W | Das least squares dummy variable (LSDV) Modell berücksichtigt für jede Beobachtungseinheit eine Dummyvariable. |
| W | Modelle in reduzierter Form enthalten ausschließlich exogene erklärende Variablen. |
| F | Bei Gültigkeit der Gauss-Markov Annahmen gibt es keinen Schätzer des linearen Regressionsmodells mit kleinerer Varianz als der des Kleinstquadrateschätzers. |
| F | Der Instrumentvariablenschätzer kann nicht mehr als ein Instrument pro Steigungsparameter nutzen. |
| F | Beim random effects-Schätzer wird unterstellt, dass der unbeobachtete Störterm der Beobachtungseinheit (α_i) mit dem Zufallsstörterm (ε_{it}) korreliert ist. |
| W | Der Breusch-Pagan Test basiert auf einer Regression der quadrierten geschätzten KQ-Residuen auf erklärende Größen x . |
| W | Die Parameter eines FGLS-Modells können wie die Parameter des Original-Modells interpretiert werden. |
| F | Bei Monte-Carlo Studien greift man auf repräsentative Erhebungen zurück, um Eigenschaften von Schätzern zu untersuchen. |
| W | Gibt es verschiedene Modelle, die eine abhängige Variable erklären können, so beschreibt der encompassing Test, ob ein Modell den Erklärungsbeitrag des anderen mit enthält. |

Lehrstuhl für Statistik und emp. Wirtschaftsforschung, Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.
Musterlösung zur Diplomprüfung Ökonometrie im WS 07/08

| | |
|----------|--|
| W | Wenn der Betrag des empirischen t -Wertes zwischen 1,8 und 1,9 liegt, wird die Nullhypothese $\beta \geq \beta_k$ am 5% Signifikanzniveau bei 500 Freiheitsgraden verworfen, |
| W | Der Instrumentvariablenschätzer ist ein Spezialfall des GMM (generalized method of moments) Ansatzes. |
| W | Mit dem RESET Test können Probleme bei der Spezifikation des Regressionsmodells aufgedeckt werden. |
| F | Der Prais-Winsten-Schätzer basiert auf transformierten Daten ohne Berücksichtigung der ersten Beobachtung. |
| F | Bei der Ableitung des KQ-Schätzers im linearen Modell erhält man mehr Normalgleichungen als unbekannte Parameter vorliegen. |
| F | Simultane Gleichungssysteme in struktureller Form können mit dem KQ-Schätzer konsistent geschätzt werden, solange jede Gleichung einzeln betrachtet wird. |
| F | Der Durbin-Watson Test ist ein F-Test auf die Gleichheit der Varianz zweier Teilstichproben. |
| W | Ein niedriger AIC-Wert weist auf einen höheren Erklärungsgehalt eines Modells hin als ein hoher. |
| F | Um K Parameter zu identifizieren, benötigt man $K - 1$ Momentenbedingungen. |
| F | Bei Heteroskedastie ist der KQ-Schätzer verzerrt. |
| F | Der KQ-Schätzer erzeugt für Steigungsparameter aber nicht für die Regressionskonstante Zufallsvariablen. |
| F | Liegen mehrere endogene Regressoren vor, so benötigt der IV-Schätzer zur Identifikation zwei Instrumente pro endogener Variable. |
| W | Unterschiede in Koeffizienten für verschiedene Gruppen lassen sich mittels Interaktionstermen ermitteln. |
| F | Bei Vorliegen von Paneldaten lassen sich Probleme ausgelassener Variablen durch den random effects Schätzer lösen. |
| W | HAC Standardfehler unterstellen auf eine feste Anzahl von Perioden begrenzte Störtermkorrelationen. |
| W | Berücksichtigt man im Modell zu viele erklärende Variablen, so steigt die Streuung der geschätzten Parameter. |
| W | Der RE-Schätzer kann konsistent sein, wenn gleichzeitig auch der FE-Schätzer konsistent ist. |
| W | Die χ^2 -Verteilung ist eine einparametrische Verteilung. |
| W | Autokorrelation kann durch das Auslassen relevanter erklärender Größen verursacht werden. |
| F | Das angepasste R^2 einer Schätzung kann bei Hinzufügen von erklärenden Variablen nicht sinken. |
| W | Wenn alle erklärenden Variablen strikt exogen sind, ist der within Schätzer konsistent. |
| W | Insignifikante Koeffizienten können größer als 100 sein. |
| F | Das Auslassen einer relevanten erklärenden Variablen führt zu überhöhten Standardfehlern. |
| F | Sind in Paneldatenmodellen die festen beobachtungsspezifischen Effekte α_i mit den erklärenden Größen korreliert, so ist der fixed effects Schätzer inkonsistent. |

Musterlösung zur Diplomprüfung Ökonometrie im WS 07/08

| | |
|---|---|
| W | Ist die abhängige Variable lognormal verteilt und in logarithmierter Form geschätzt, so kann ihr nicht-logarithmierter Wert nur unter Berücksichtigung der Varianz des Störterms vorhergesagt werden. |
| W | Der random effects Schätzer kann die between und fixed effects Schätzer an Effizienz übertreffen. |
| F | Die Koeffizienten endogener erklärender Variablen können als kausale Effekte interpretiert werden. |

Aufgabe 6:

[15 Punkte]

Wahr oder falsch? Begründen Sie Ihre Auffassung (Bsp.: "Stimmt, weil..." bzw. "Stimmt nicht, weil..."). Nur bei korrekter Begründung erhält jede richtige Antwort 1.5 Punkte; Angaben **ohne Begründung** werden **nicht gewertet**.

| | |
|---|---|
| W | Die Endogenität einer erklärenden Variablen lässt sich mit Hilfe eines t-Tests überprüfen. Der Durbin-Wu-Hausman-Test nutzt dazu das Residuum einer Hilfsregression in der Hauptgleichung. |
| W | Es ist möglich, im Rahmen eines linearen Regressionsmodells Elastizitäten zu schätzen. Ja, wenn log-log geschätzt wird. |
| F | Die Parameter des Modells $g(x_i, \beta) = \beta_1 x_{i1}^{\beta_2} x_{i2}^{\beta_3}$ lassen sich nicht per KQ schätzen. Logarithmierung des Modells erlaubt die Schätzung der Parameter mit KQ. |
| W | Ob "schwache Instrumente" vorliegen, lässt sich durch eine Hilfsregression überprüfen. Endogene Variable wird auf Instrument und exogene Variablen regressiert, dann F- oder t-Test. |
| F | Im Panelfall kann der gepoolte KQ Schätzer effizienter sein als der random effects Schätzer. Wenn beide konsistent, ist RE immer flexibler und mindestens so effizient wie KQ. |
| W | Bei KQ-Schätzern sind t- und F-Tests asymptotisch zutreffend, selbst wenn der Störterm der Regression nicht normalverteilt ist. Da in diesen Fällen die Parameterschätzer asymptotisch normalverteilt sind. |
| F | Am Signifikanzniveau von 5 Prozent weisen ein- und zweiseitige Tests einer Hypothese den gleichen kritischen Wert der Teststatistik aus. Da unterschiedliche Ablehnungsregionen |

| | |
|----------|---|
| F | In Modellen mit verzögerten abhängigen Variablen als Regressor sind random effects Schätzer konsistent. Da mit α_i des Störterms korreliert. |
| W | Der iterative Cochrane-Orcutt Schätzer nutzt weniger Beobachtungen als der Prais-Winsten Schätzer. Da Prais-Winsten noch 1. Beobachtung im AR(1) nutzbar macht. |
| F | Identisch und unabhängig verteilte Störterme können heteroskedastisch sein. Dann nicht mehr identisch verteilt. |