
Diplomprüfung im Fach Ökonometrie im WS 07/08 - Aufgabenteil

Name, Vorname	
Matrikelnr.	
Studiengang	
Semester	
Datum	
Raum, Sitzplatz-Nr.	
Unterschrift	

Vorbemerkungen:

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

Bewertung: Die Prüfung dauert 120 Minuten, es können maximal 120 Punkte erworben werden. Die Punktzahl ist für jede Aufgabe in Klammern angegeben.

Erlaubte Hilfsmittel:

- 2 DIN A4-Blätter mit Notizen (Vorder- und Rückseite, also max. 4 DIN A4-Seiten)
- Tabellen der statistischen Verteilungen (sind der Klausur beigefügt)
- 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 Annahme oder Angabe fehlt, machen Sie dies kenntlich und treffen Sie für den fehlenden Wert eine plausible Annahme.
- Die Aufgaben 5 und 6 sind im Aufgabenteil zu beantworten, die restlichen Aufgaben im Lösungsteil. Verwenden Sie hierbei für jede Aufgabe ein neues Blatt.

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 i -ten Person in der Vorperiode (in 1000 \$)
 $black_i$: 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 Wochen, die die i -te Person in der Vorperiode arbeitslos gemeldet war
 $time_i$: 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 ;
a2) den geschätzten Koeffizienten für β_3 ;
a3) die geschätzte Fehlertermvarianz ;
a4) die F-Statistik.

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

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).

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.

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).

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

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 den kritischen Wert an.

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)

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)
- 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 einschließlich der Freiheitsgrade an. Das R^2 einer geeigneten Hilfsregression beträgt 0.8439.

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

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?

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.

- Wieso können sich die Ergebnisse der between und fixed effects Schätzung unterscheiden? (3 Punkte)
- Zeigen Sie am Beispiel, wie sich das Problem unbeobachteter individueller Heterogenität durch Nutzung der Panelstruktur der Daten beseitigen lässt. (3 Punkte)
- 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)

Aufgabe 4:**[14.5 Punkte]**

Zur Untersuchung von Bildungsrenditen formulieren Sie eine Verdienstfunktion der Form

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

- Sie vermuten, dass Bildung durch die einzig 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)
 - 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.
 - Welche Auswirkung hat der Messfehler auf den KQ-Schätzer?
- 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)
- 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)
Bildung	0.213*** (0.055)	0.228* (0.129)	0.211* (0.125)	—
v	—	0.035* (0.018)	—	—
IQ	—	—	—	0.167*** (0.023)
R ²	0.26	0.35	—	0.23
Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Verwenden Sie die Informationen aus der Tabelle und erläutern Sie,

- was Sie über die Eignung des Instruments schließen können und was nicht.
- ob Sie KQ oder IV heranziehen sollten.
- Können Sie im gegebenen Beispiel einen Sargan-Test durchführen (kurze Begründung)? (1 Punkt)
- In welcher Hinsicht erweitert das GMM-Verfahren den IV-Schätzer? (1 Punkt)

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.

	AR(1) Fehlerterme sind heteroskedastisch.
	Der Durbin-Wu-Hausman Test auf Endogenität einer erklärenden Variablen wird als χ^2 -Test durchgeführt.
	Bei Multikollinearität führen positiv korrelierte erklärende Variablen zu auf Null hin verzerrten Koeffizienten.
	Ein J-Test ist nur für genestete Modelle durchführbar.
	Um die Unverzerrtheit des Kleinstquadrateschätzers zu beweisen, braucht man stärkere Annahmen, als zum Nachweis seiner Konsistenz.
	Mit Hilfe des Breusch-Godfrey Tests lassen sich fixed- und random effects-Schätzer gegeneinander testen.
	Jede Variable z_i kann nur dann als Instrumentvariable genutzt werden, wenn Sie mit dem Störterm des Regressionsmodells unkorreliert ist.
	Wird die Nullhypothese des Sargan-Tests nicht verworfen, so ist das Schätzmodell nichtlinear.
	Der verallgemeinerte Kleinstquadrat Schätzer wendet den KQ Schätzer auf transformierte Variablen an.
	Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen.
	Bei negativer Autokorrelation ist der Durbin-Watson Test nicht durchführbar.
	Die Normalverteilung ist eine zweiparametrische Verteilungsfunktion.
	Der White-Test ist allgemeiner als der Test auf Gleichheit zweier Varianzen.
	Wenn statt eines Cochrane-Orcutt Schätzers ein iterativer Cochrane-Orcutt Schätzer verwendet wird, steigt die Effizienz der Schätzung.
	Die gemeinsame Signifikanz mehrerer Steigungsparameter lässt sich durch genestete t-Tests überprüfen.
	Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor.
	Der within-Schätzer nutzt ausschließlich Unterschiede zwischen den Beobachtungseinheiten, um die Steigungsparameter zu identifizieren.
	Bei perfekter Multikollinearität ist die XX Matrix nicht invertierbar.
	Bei GLS (generalized least squares) Schätzern sind t - und F -Tests nicht einmal approximativ anwendbar.
	Der Chow-Test prüft, ob die lineare oder loglineare Version der abhängigen Variable dem Modell besser entspricht.
	Je größer der Typ II Fehler eines Tests, umso größer muss der Typ I Fehler sein.
	White Standardfehler korrigieren für Autokorrelation beliebiger Ordnung.
	Messfehler in erklärenden Variablen führen im einfachen Modell dazu, dass der absolute Wert des geschätzten Steigungsparameters im Erwartungswert kleiner ist als der wahre Wert.

	Der PE-Test wird herangezogen, um Strukturbrüche in Zeitreihen zu ermitteln.
	Das least squares dummy variable (LSDV) Modell berücksichtigt für jede Beobachtungseinheit eine Dummyvariable.
	Modelle in reduzierter Form enthalten ausschließlich exogene erklärende Variablen.
	Bei Gültigkeit der Gauss-Markov Annahmen gibt es keinen Schätzer des linearen Regressionsmodells mit kleinerer Varianz als der des Kleinstquadrateschätzers.
	Der Instrumentvariablenschätzer kann nicht mehr als ein Instrument pro Steigungsparameter nutzen.
	Beim random effects-Schätzer wird unterstellt, dass der unbeobachtete Störterm der Beobachtungseinheit (α_i) mit dem Zufallsstörterm (ε_{it}) korreliert ist.
	Der Breusch-Pagan Test basiert auf einer Regression der quadrierten geschätzten KQ-Residuen auf erklärende Größen x .
	Die Parameter eines FGLS-Modells können wie die Parameter des Original-Modells interpretiert werden.
	Bei Monte-Carlo Studien greift man auf repräsentative Erhebungen zurück, um Eigenschaften von Schätzern zu untersuchen.
	Gibt es verschiedene Modelle, die eine abhängige Variable erklären können, so beschreibt der encompassing Test, ob ein Modell den Erklärungsbeitrag des anderen mit enthält.
	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,
	Der Instrumentvariablenschätzer ist ein Spezialfall des GMM (generalized method of moments) Ansatzes.
	Mit dem RESET Test können Probleme bei der Spezifikation des Regressionsmodells aufgedeckt werden.
	Der Prais-Winsten-Schätzer basiert auf transformierten Daten ohne Berücksichtigung der ersten Beobachtung.
	Bei der Ableitung des KQ-Schätzers im linearen Modell erhält man mehr Normalgleichungen als unbekannte Parameter vorliegen.
	Simultane Gleichungssysteme in struktureller Form können mit dem KQ-Schätzer konsistent geschätzt werden, solange jede Gleichung einzeln betrachtet wird.
	Der Durbin-Watson Test ist ein F-Test auf die Gleichheit der Varianz zweier Teilstichproben.
	Ein niedriger AIC-Wert weist auf einen höheren Erklärungsgehalt eines Modells hin als ein hoher.
	Um K Parameter zu identifizieren, benötigt man $K - 1$ Momentenbedingungen.
	Bei Heteroskedastie ist der KQ-Schätzer verzerrt.
	Der KQ-Schätzer erzeugt für Steigungsparameter aber nicht für die Regressionskonstante Zufallsvariablen.
	Liegen mehrere endogene Regressoren vor, so benötigt der IV-Schätzer zur Identifikation zwei Instrumente pro endogener Variable.
	Unterschiede in Koeffizienten für verschiedene Gruppen lassen sich mittels Interaktionstermen ermitteln.
	Bei Vorliegen von Paneldaten lassen sich Probleme ausgelassener Variablen durch den random effects Schätzer lösen.
	HAC Standardfehler unterstellen auf eine feste Anzahl von Perioden begrenzte Störtermkorrelationen.

	Berücksichtigt man im Modell zu viele erklärende Variablen, so steigt die Streuung der geschätzten Parameter.
	Der RE-Schätzer kann konsistent sein, wenn gleichzeitig auch der FE-Schätzer konsistent ist.
	Die χ^2 -Verteilung ist eine einparametrische Verteilung.
	Autokorrelation kann durch das Auslassen relevanter erklärender Größen verursacht werden.
	Das angepasste R^2 einer Schätzung kann bei Hinzufügen von erklärenden Variablen nicht sinken.
	Wenn alle erklärenden Variablen strikt exogen sind, ist der within Schätzer konsistent.
	Insignifikante Koeffizienten können größer als 100 sein.
	Das Auslassen einer relevanten erklärenden Variablen führt zu überhöhten Standardfehlern.
	Sind in Paneldatenmodellen die festen beobachtungsspezifischen Effekte α_i mit den erklärenden Größen korreliert, so ist der fixed effects Schätzer inkonsistent.
	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.
	Der random effects Schätzer kann die between und fixed effects Schätzer an Effizienz übertreffen.
	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**.

	Die Endogenität einer erklärenden Variablen lässt sich mit Hilfe eines t -Tests überprüfen.
	Es ist möglich, im Rahmen eines linearen Regressionsmodells Elastizitäten zu schätzen.
	Die Parameter des Modells $g(x_i, \beta) = \beta_1 x_{i1}^{\beta_2} x_{i2}^{\beta_3}$ lassen sich nicht per KQ schätzen.
	Ob "schwache Instrumente" vorliegen, lässt sich durch eine Hilfsregression überprüfen.

	Im Panelfall kann der gepoolte KQ Schätzer effizienter sein als der random effects Schätzer.
	Bei KQ-Schätzern sind t - und F-Tests asymptotisch zutreffend, selbst wenn der Störterm der Regression nicht normalverteilt ist.
	Am Signifikanzniveau von 5 Prozent weisen ein- und zweiseitige Tests einer Hypothese den gleichen kritischen Wert der Teststatistik aus.
	In Modellen mit verzögerten abhängigen Variablen als Regressor sind random effects Schätzer konsistent.
	Der iterative Cochrane-Orcutt Schätzer nutzt weniger Beobachtungen als der Prais-Winsten Schätzer.
	Identisch und unabhängig verteilte Störterme können heteroskedastisch sein.