
Diplomprüfung im Fach Ökonometrie im WS 06/07 - 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 beigelegt)
- 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:**[32 Punkte]**

Sie interessieren sich für Wohnungslosigkeit und ihre Determinanten. Sie möchten eine Studie US-amerikanischer Ökonomen auf Deutschland übertragen und sammeln hierfür in mehreren Gemeinden Daten über die Zahl der Wohnungslosen sowie Merkmale des lokalen Wohnungsmarktes. Sie unterstellen folgendes Modell (A):

$$WL_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot Leer_i + \beta_2 \cdot Mietek_i + \beta_3 \cdot JanTemp_i + \beta_4 \cdot ALQ_i + \varepsilon_i$$

- WL_i : Anteil der Wohnungslosen an der Gesamtbevölkerung in Gemeinde i
 $Leer_i$: Anteil der leer stehenden Wohnungen an der Gesamtzahl der Wohnungen in Gemeinde i
 $Mietek_i$: Medianmiete im Verhältnis zum Median des Haushaltseinkommens in Gemeinde i
 $JanTemp_i$: Durchschnittstemperatur in Gemeinde i im Januar (in °C)
 ALQ_i : Anteil der Arbeitslosen an der Erwerbsbevölkerung in Gemeinde i

Die Mittelwerte der Variablen betragen:

	WL_i	$Leer_i$	$Mietek_i$	$JanTemp_i$	ALQ_i
Mittelwert	0.03	0.12	0.29	-1.8	0.12

Die Auswertung der Daten mit R ergibt folgenden Output:

```
Call:
lm(formula = WL ~ Leer + Mietek + JanTemp + ALQ)

Coefficients:
            Estimate      Std. Error  t value Pr(>|t|)
(Intercept)    0.434         0.219     1.982  0.0477 *
Leer          -0.668         0.057    -11.632 6.55e-30 ***
Mietek         0.352          ?         1.751  0.0802 .
JanTemp        0.051         0.016         ?   0.0015 **
ALQ            0.004         0.098         0.041  0.9673
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.46 on 1390 degrees of freedom
Multiple R-Squared:  0.973,    Adjusted R-squared:  0.973
F-statistic: ? on ? and 1390 DF,  p-value: <2.2e-16
```

- a) Berechnen Sie unter Angabe des Rechenwegs (5 Punkte)
- den t-Wert für b_3
 - den Standardfehler von b_2
 - die geschätzte Fehlertermvarianz
 - die Zählerfreiheitsgrade der F-Statistik
 - den Wert der F-Statistik
- b) Interpretieren Sie die Koeffizienten b_1 und b_4 inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)
- c) In einer weiteren Schätzung wird dem Modell (A) ein Interaktionsterm $Int = Leer \cdot Mietek$ hinzugefügt. Der Output des resultierenden Modells (B) lautet wie folgt: (3 Punkte)

```

Call:
lm(formula = WL ~ Leer + Mietek + JanTemp + ALQ + Int)

Coefficients:
            Estimate      Std. Error    t value    Pr(>|t|)
(Intercept)    0.423         0.239         1.769     0.0771
Leer          -0.768         0.069        -11.130    1.27e-27 ***
Mietek         0.288         0.126         2.286     0.0224 *
JanTemp        0.031         0.014         2.214     0.0269 *
ALQ           -0.002         0.096         -0.021    0.9832
Int            0.346         0.149         2.322     0.0204 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.37 on 1389 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.983,    Adjusted R-squared: 0.983
F-statistic: 1.338e+04 on 5 and 1389 DF, p-value: <2.2e-16

```

c1) Berechnen Sie den marginalen Effekt einer Veränderung des Leerstandes für Gemeinden, in denen die Medianmiete einen Anteil von 0.4 des Medianeinkommens ausmacht.

c2) Interpretieren Sie den Koeffizient b_1 aus Modell (B).

d) Modellspezifikation (12 Punkte)

d1) Beschreiben Sie die Vorgehensweise des RESET – Tests und stellen Sie eine mögliche Hilfsregression für das Modell (A) auf. Nehmen Sie an, die resultierende Teststatistik habe einen Wert von 2.48. Testen Sie für die von Ihnen gewählte Hilfsregression auf dem 5%-Signifikanzniveau, ob eine Fehlspezifikation vorliegt.

d2) Nehmen Sie an, Modell (A):

$$WL_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

werde geschätzt, obwohl Modell (B):

$$WL_i = x_i' \beta + \beta_5 \cdot Int_i + \varepsilon_i$$

korrekt sei, wobei $x_i' = (1 \text{ Leer Mietek JanTemp ALQ})$. Zeigen Sie, dass der KQ-Schätzer $b_{(A)}$ verzerrt ist, falls $E\{x_i Int_i\} \neq 0$.

d3) Sie schätzen zusätzlich ein Modell, in dem Sie abhängige und erklärende Variablen zuvor logarithmiert haben. Mit welchem Test können Sie überprüfen, ob das ursprüngliche oder das neue Modell geeigneter ist? Stellen Sie eine der beiden für diesen Test möglichen Schätzgleichungen auf und nennen Sie die Nullhypothese. Erläutern Sie *kurz* das zentrale Element der Schätzgleichung.

e) Sie haben die Vermutung, dass die Fehlertermvarianz mit steigenden Temperaturen variiert: $var(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot JanTemp_i$. (10 Punkte)

e1) Beschreiben Sie eine Vorgehensweise, Modell (A) so zu transformieren, dass die Heteroskedastie eliminiert wird. Stellen Sie formal die Auswirkung der Transformation auf die Varianz des Störterms dar.

e2) Zeigen Sie, dass im Fall von Heteroskedastie $V\{b | X\} \neq \sigma^2 (X'X)^{-1}$.

e3) Welche Vor- und Nachteile hat die Berechnung von White-Standardfehlern gegenüber dem FGLS-Verfahren?

Aufgabe 2:**[8 Punkte]**

Der Bürgermeister einer Großstadt steht vor der Aufgabe, Maßnahmen zur Kriminalitätsbekämpfung zu ergreifen. Um Kosten und Nutzen verschiedener Maßnahmen gegeneinander abwägen zu können, interessiert er sich für den marginalen Effekt einer Aufstockung des Polizeipersonals auf die Kriminalitätsrate.

- a) Er schätzt mittels der KQ-Methode ein lineares Modell, das die erwartete Kriminalitätsrate in Abhängigkeit der Zahl der beschäftigten PolizistInnen und einiger anderer Variablen x beschreibt: (3 Punkte)

$$\text{Kriminalitätsrate}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{PolizistInnen}_i + x_i \gamma + \varepsilon_i$$

- a1) Könnte in der Beispielschätzung ein Endogenitätsproblem auftreten? Begründen Sie inhaltlich am Beispiel.
- a2) Was wären gegebenenfalls die Konsequenzen für den resultierenden Schätzer b)?
- b) Dem Bürgermeister fällt ein, dass der Stadtrat in der Vergangenheit oft uneins war, ob mehr Personal für die Polizei oder mehr Personal in den Kindergärten eingestellt werden sollte. Aus diesem Grund wurden immer anteilig PolizistInnen und KindergärtnerInnen eingestellt, sobald aus dem städtischen Haushalt noch Gelder zu verteilen waren. Er instrumentiert daher die Zahl der PolizistInnen mit der Zahl der KindergärtnerInnen. (5 Punkte)
- b1) Hat er eine gute Wahl getroffen? Begründen Sie.
- b2) Anhand welcher Größe ließe sich die Qualität des Instruments empirisch prüfen?

Aufgabe 3:**[15 Punkte]**

Sie interessieren sich für Einflussfaktoren auf die Anzahl von Verkehrsunfällen mit Todesfolge. Ihnen stehen für den Zeitraum von 1992 bis 1998 Daten für 48 US Bundesstaaten mit folgenden Variablen zur Verfügung:

<i>fatal</i>	Anzahl von Verkehrsunfällen mit Todesfolge (Tote pro 100,000 Einwohner)
<i>beertax</i>	Biersteuer (in Prozent)
<i>spircons</i>	Konsum von Spirituosen (in Gramm Alkohol)
<i>unrate</i>	Arbeitslosenquote (in Prozent)
<i>pcinc</i>	Pro-Kopf-Einkommen (in 1,000 US-\$)

Die Mittelwerte der Variablen betragen:

	<i>fatal</i>	<i>beertax</i>	<i>spircons</i>	<i>unrate</i>	<i>pcinc</i>
Mittelwert	2.04	0.51	1.75	7.35	13.88

Bei Anwendung unterschiedlicher Verfahren ergeben sich folgende Schätzergebnisse:

Abhängige Variable: log(<i>fatal</i>)				
	gepooltes KQ	between	fixed effects	random effects
Constant	4.119*** (0.30)	3.796*** (0.75)	-0.384 (0.42)	2.002*** (0.38)
<i>beertax</i>	0.097 (0.062)	0.0740 (0.15)	-0.048 (0.16)	0.443*** (0.12)
<i>spircons</i>	0.162*** (0.043)	0.300** (0.11)	0.817*** (0.079)	0.302*** (0.064)
<i>unrate</i>	-0.029** (0.013)	0.032 (0.038)	-0.029*** (0.009)	-0.049*** (0.009)
<i>pcinc</i>	-0.158*** (0.017)	-0.184*** (0.042)	0.105*** (0.021)	-0.011 (0.019)

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

- a) Erläutern Sie kurz verbal, wieso bei der gepoolten KQ-Schätzung das Problem ausgelassener Variablen auftritt. (2 Punkte)
- b) Interpretieren Sie die Koeffizienten des Parameters *beertax* für die fixed effects und random effects Spezifikation inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)

- c) Erläutern Sie, warum sich die Schätzergebnisse für einerseits between und fixed effects Schätzer und andererseits random effects und fixed effects Schätzer teils erheblich unterscheiden können. (6 Punkte)
- d) Skizzieren Sie die Idee des Hausman Tests und testen Sie auf dem 1% Signifikanzniveau, ob die Ergebnisse der random effects oder der fixed effects Schätzung vorzuziehen sind; die Teststatistik beträgt 20.28 bei 4 Freiheitsgraden. Geben Sie hierzu den kritischen Wert und Ihre Schlusslogik an. (5 Punkte)

Aufgabe 4:

[5 Punkte]

Unterstellen Sie ein lineares Modell $y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$.

- a) Sie haben Anlass zur Vermutung, dass in Ihren Daten Autokorrelation 3. Ordnung vorliegt, $\varepsilon_i = \rho_1 \varepsilon_{i-1} + \rho_2 \varepsilon_{i-2} + \rho_3 \varepsilon_{i-3} + v_i$, mit $v_i \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$. Geben Sie eine Spezifikation des Modells an, bei der Autokorrelation beseitigt ist. (2 Punkte)
- b) Erläutern Sie, wie sich die Varianz-Kovarianz-Matrix des Störterms mit AR(1) Fehlern von der des Modells mit MA(1) Fehlern unterscheidet. (3 Punkte)

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.

	Ein niedriger AIC-Wert weist auf ein besseres Regressionsmodell hin als ein hoher.
	Der White-Test ist allgemeiner als der Test auf Gleichheit zweier Varianzen (Goldfeldt-Quandt).
	Bei Messfehlern beschreibt das „noise-to-signal ratio“ das Verhältnis der Varianz des tatsächlichen Wertes zur Varianz des Messfehlers.
	Der RESET Test nutzt Potenzen der vorhergesagten Werte von y, um ein Modell auf Fehlspezifikation zu überprüfen.
	Wald Tests können in Form von χ^2 -Tests durchgeführt werden.
	In ein Modell mit logarithmierter abhängiger Variable können keine Dummy-Variablen als Erklärende eingefügt werden, da $\ln(0) = -\infty$.
	Unterschiede in Koeffizienten für verschiedene Gruppen lassen sich mittels Interaktionstermen ermitteln.
	Solange $E(\varepsilon X) = 0$ geben Regressionsmodelle den auf X bedingten Erwartungswert von y an.
	Wenn irrelevante erklärende Variablen berücksichtigt werden, steigt die Varianz des KQ-Schätzers.
	Autokorrelation führt nicht zu Inkonsistenz des KQ-Schätzers.
	Für das Ergebnis eines Chow-Tests ist es unerheblich, ob man für die fraglichen Gruppen getrennt schätzt oder Unterschiede über Interaktionsterme abbildet.
	Wenn ein Regressionsmodell keine Konstante enthält, ist das angepasste R^2 vor dem einfachen R^2 als Gütemaß zu bevorzugen.
	Die gemeinsame Signifikanz mehrerer Steigungsparameter lässt sich durch genestete t-Tests überprüfen.
	Im Rahmen einer GIVE-Schätzung mit mehreren endogenen Variablen und mehreren Instrumenten ist es egal, welcher endogenen Variablen welches Instrument zugeordnet wird.
	Projiziert man den Vektor y auf den Spaltenraum X, so ist das resultierende Residuum orthogonal zu y.

	Die Wahrscheinlichkeit eines Typ-II-Fehlers hängt vom wahren Parameterwert ab.
	Wenn $E(\varepsilon X) = E(\varepsilon) = 0$ und $V(\varepsilon X) = V(\varepsilon) = \sigma^2 \cdot I$ liefert der KQ-Schätzer den wahren Wert.
	Der gepoolte KQ-Schätzer nutzt im Panel sowohl die Information der Within-Variation als auch der Between-Variation.
	Im einfachen Regressionsmodell gilt: Der Vorhersagefehler für eine bestimmte Beobachtung wird umso größer, je weiter die Beobachtung vom Mittelwert der erklärenden Variablen entfernt liegt.
	Autokorrelation führt nicht zu Verzerrtheit des KQ-Schätzers.
	Das Auslassen relevanter erklärender Variablen verzerrt die im Modell enthaltenen Koeffizienten nur dann, wenn die ausgelassene Variable mit dem Störterm korreliert ist.
	Messfehler in erklärenden Variablen führen im einfachen Modell dazu, dass der absolute Wert des geschätzten Steigungsparameters im Erwartungswert kleiner ist als der wahre Wert.
	Wenn es mehr Instrumente als zu schätzende Parameter gibt, ist das Modell überidentifiziert und kann daher nicht gelöst werden.
	Die Parameter eines FGLS-Modells müssen wie die Parameter des Original-Modells interpretiert werden.
	Die FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen beruht darauf, dass Beobachtungen mit kleiner Varianz im Störterm ein kleineres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit großer Varianz im Störterm.
	Die Varianz eines unverzerrten Schätzers kann höher sein als die Varianz eines inkonsistenten Schätzers.
	Ein J-Test ist nur für genestete Modelle durchführbar.
	Beim random effects-Verfahren sind die personenspezifischen Störterme Zufallsvariablen und können daher auch über die Zeit variieren.
	Im Falle von Heteroskedastie sind die Störterme untereinander korreliert.
	Nur in einem Modell mit Konstante beschreibt das R^2 den Anteil der erklärten Variation der abhängigen Variable an der gesamten Variation der abhängigen Variable.
	An der Stichprobenmitte sagt ein KQ-Schätzer den wahren Wert vorher.
	Für den Durbin-Wu-Hausman-Test auf Endogenität regressiert man die potenziell endogene Variable auf das Instrument.
	Mit einem in den Parametern linearen Modell lassen sich keine Elastizitäten berechnen.
	Der RE-Schätzer kann konsistent sein, wenn gleichzeitig auch der FE-Schätzer konsistent ist.
	Im einfachen Regressionsmodell entspricht der Schätzer des Steigungsparameters dem Verhältnis der Stichprobenkovarianz von x und y zur Stichprobenvarianz von y .
	Für die Vorhersage von y_i spielt es keine Rolle, ob das Modell linear oder loglinear geschätzt wird.
	Im FGLS-Verfahren zur Korrektur von Heteroskedastie wird das transformierte Modell ohne eigentliche Konstante geschätzt.
	Vom „least squares dummy variables“ Schätzer spricht man, wenn bei Vorliegen von Paneldaten Dummy-Variablen für Beobachtungseinheiten in das Modell aufgenommen werden.
	Modelle in reduzierter Form enthalten ausschließlich exogene erklärende Variablen.

	Der p-Wert gibt das kleinstmögliche Signifikanzniveau an, auf dem die Nullhypothese verworfen werden kann.
	Autokorrelation kann durch das Auslassen relevanter erklärender Größen verursacht werden.
	Sind in Paneldatenmodellen die α_i mit den erklärenden Größen korreliert, so ist der fixed effects Schätzer inkonsistent.
	Bedingung für ein gutes Instrument ist, dass die Instrumentvariable z und die endogene Variable x unkorreliert sind.
	Das R^2 ist in Modellen mit logarithmierten abhängigen Variablen größer als bei Modellen mit nicht-logarithmierten abhängigen Variablen.
	Newey-West Standardfehler stellen eine Erweiterung von White-Standardfehlern auf den Fall der Autokorrelation dar.
	Bei Multikollinearität führen positiv korrelierte erklärende Variablen zu positiv korrelierten Koeffizienten.
	Der random effects GLS-Schätzer ist das matrix-gewichtete Mittel aus between- und within-Schätzer.
	Bei moving average Prozessen sind alle Elemente der Varianz-Kovarianz Matrix des Störterms von Null verschieden.
	Bedingung für einen asymptotisch normalverteilten KQ-Schätzer sind normalverteilte Störterme.
	Solange gilt $E\{x_t \varepsilon_t\} = 0$ (mit ε_t als Residuum der KQ-Schätzung), ist der KQ-Schätzer bei Modellen, die eine verzögerte abhängige Variable als erklärende Größe beinhalten, konsistent.
	GMM-Schätzer des linearen Modells treffen keine Annahme hinsichtlich Autokorrelation.
	Der PE-Test wird herangezogen, um Strukturbrüche in Zeitreihen zu ermitteln.
	Bei Monte-Carlo Studien greift man auf repräsentative Erhebungen zurück, um Eigenschaften von Schätzern zu untersuchen.
	Der Breusch-Pagan Test basiert auf einer Regression der quadrierten geschätzten KQ-Residuen auf eine Teilmenge z der erklärenden Größen x .
	Man spricht von einem stationären autoregressiven Prozess erster Ordnung, wenn gilt $ \rho < 1$.
	Liegen mehrere endogene Regressoren vor, so benötigt der IV-Schätzer zur Identifikation zwei Instrumente pro endogener Variable.
	Das GMM-Verfahren schätzt Parameter direkt auf Basis von nichtlinearen Momentenbedingungen.
	Der Prais-Winsten-Schätzer basiert auf transformierten Daten ohne Berücksichtigung der ersten Beobachtung.
	Den FGLS-Schätzer kann man bestimmen, wenn man eine konkrete Form der Heteroskedastie unterstellt.
	Sind Polynome der erklärenden Variablen x im Modell enthalten, so ergibt sich der marginale Effekt der Variablen x als Ableitung des auf x bedingten Erwartungswerts von y nach x .

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**.

	Der marginale Effekt erklärender Variablen kann auch von anderen erklärenden Variablen abhängen.
--	--

	Bei Vorliegen von Paneldaten sind gepoolte KQ-Schätzungen effizient.
	Das angepasste R^2 ist zum Vergleich genesteter Modelle besser geeignet als das nicht angepasste R^2 .
	In Stichproben, die aus zwei Gruppen mit jeweils homoskedastischen Fehlertermvarianzen bestehen, kann Heteroskedastie ein Problem darstellen.
	In Modellen mit verzögerten abhängigen Variablen als Regressor sind random effects Schätzer konsistent.
	Der KQ-Schätzer ist nur dann konsistent, wenn die Gauss-Markov Bedingungen erfüllt sind.
	Das Modell $g(x_i, \beta) = \beta_1 x_{i1}^{\beta_2} x_{i2}^{\beta_3}$ lässt sich nicht per KQ schätzen.
	In Modellen mit logarithmierter abhängiger Variable y lassen sich prozentuale Veränderungen in y bei hohen Absolutwerten der geschätzten Koeffizienten direkt aus diesen ablesen.
	Beim Durbin-Watson Test auf negative Autokorrelation können bei gegebenem Signifikanzniveau die gleichen Tabellen wie beim Test auf positive Autokorrelation herangezogen werden.
	In simultanen Gleichungssystemen kann der GIVE-Schätzer auch als zweistufiger Schätzer ermittelt werden.