

Prüfung im Fach Ökonometrie im SS 2010 – Aufgabenteil

Name, Vorname	
Matrikelnr.	
Studiengang	
E-Mail-Adresse	
Unterschrift	

Vorbemerkungen:

- Anzahl der Aufgaben:**
- Die Klausur besteht aus 5 Aufgaben.
- Bewertung:**
- Die Prüfungsdauer beträgt für alle Studierenden 90 Minuten, es können maximal 90 Punkte erworben werden.
 - Die Punktzahl für jede Aufgabe ist in Klammern angegeben.
- Erlaubte Hilfsmittel:**
- Tabellen der statistischen Verteilungen und Formelsammlung (sind der Klausur beigelegt)
 - Taschenrechner
 - Fremdwörterbuch
- Wichtige Hinweise:**
- Sollte es vorkommen, dass die statistischen Tabellen, die dieser Klausur beiliegen, den exakten Wert der gesuchten 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.
 - Aufgabe 5 ist im Aufgabenteil zu beantworten, die restlichen Aufgaben im Lösungsteil. Verwenden Sie hierbei für jede Aufgabe ein neues Blatt.

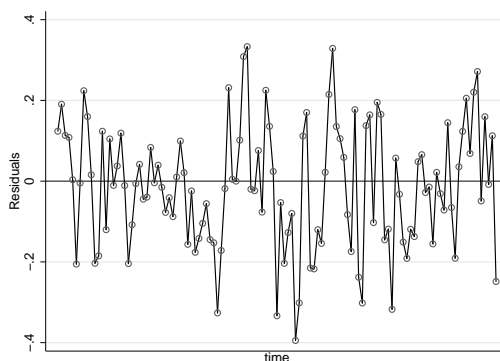
Aufgabe 1 (14 Punkte)

- 1.1 Was versteht man unter Heteroskedastie? (1 Punkt)
- 1.2 Welche beiden ungünstigen Auswirkungen hat Heteroskedastie auf KQ Schätzergebnisse? (2 Punkte)
- 1.3 Nennen Sie zwei Verfahren, mit Heteroskedastie umzugehen. Welche der in 1.2 angesprochenen Probleme werden durch die beiden Verfahren jeweils gelöst, welche nicht? (4 Punkte)
- 1.4 Stellen Sie für das Modell $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$ mit $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 x_{i1}$ die Varianz-Kovarianzmatrix der Störterme für 3 Beobachtungen mit $x_{i1} = (2; 3; 1)$ auf. Unterstellen Sie $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ mit $i \neq j$. (3 Punkte)
- 1.5 Transformieren Sie die Schätzgleichung aus 1.4 so, dass homoskedastische Störterme resultieren und zeigen Sie formal die gewünschte Auswirkung auf den Störterm. (4 Punkte)

Aufgabe 2 (26 Punkte)

Der Zusammenhang zwischen Erträgen aus US-Schatzbriefen (Variable *trasury*) und Erträgen aus Unternehmensanleihen (Variable *bond*) wird mit Zeitreihendaten auf Monatsbasis für den Zeitraum 1950-1999 ($T = 600$ Beobachtungen) analysiert.

- 2.1 Die Abbildung zeigt den Plot der Residuen einer einfachen linearen Regression mit *bond* als abhängiger und *trasury* als unabhängiger Variable. Interpretieren Sie das Muster der Residuen. (2 Punkte)



- 2.2 Führen Sie unter Verwendung des folgenden Stata-Outputs einen Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung 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 = 599		
Model	1.39901944	2	.699509721	F(2, 596)	=	25.92
Residual	16.0873719	596	.026992235	Prob > F	=	0.0000
-----				R-squared	=	0.0800
Total	17.4863913	598	.029241457	Adj R-squared	=	0.0769
-----				Root MSE	=	.16429

e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

e						
L1.	.2898803	.0402649	7.20	0.000	.2108021	.3689586
trasury	-.0224507	.0144081	-1.56	0.120	-.0507475	.0058462
_cons	.0002455	.0067136	0.04	0.971	-.0129397	.0134308

- 2.3 Erläutern Sie die Vorgehensweise bei der Schätzung des Modells mit dem iterativen Cochrane-Orcutt Verfahren. (7 Punkte)
- 2.4 Erläutern Sie die Teststatistik des Durbin-Watson-Tests. Welche Werte nimmt die Teststatistik bei stark positiver bzw. stark negativer Autokorrelation an. (3 Punkte)
- 2.5 Diskutieren Sie allgemein die kritischen Werte und die möglichen Testentscheidungen beim Durbin-Watson-Test auf positive Autokorrelation. (3 Punkte)
- 2.6 Führen Sie den Durbin-Watson-Test auf positive Autokorrelation für das Cochrane-Orcutt transformierte Modell durch. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, Schlusslogik und Testergebnis an. (5 Punkte)

```

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

-----+-----
Source |      SS      df      MS                Number of obs =   599
-----+-----                F( 1, 597) = 298.37
Model |  8.04298597   1  8.04298597          Prob > F      = 0.0000
Residual | 16.0931817  597  .026956753          R-squared     = 0.3332
-----+-----                Adj R-squared = 0.3321
Total | 24.1361677  598  .040361484          Root MSE     = .16419

-----+-----
bond |      Coef.   Std. Err.    t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
trsury | .2523608   .0146099   17.27  0.000   .2236678   .2810538
_cons | .0066761   .0094307    0.71  0.479  -.0118454   .0251975

-----+-----
rho | .2886212

-----+-----
Durbin-Watson statistic (original)    1.446887
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.896634

```

Aufgabe 3 (10 Punkte)

Ein Datensatz mit 2751 Beobachtungen von erwerbstätigen Personen enthält folgende Informationen:

ln_hwage logarithmierter Stundenlohn
yeduc Jahre Ausbildung
workexp Arbeitsmarkterfahrung in Jahren
workexp2 Arbeitsmarkterfahrung in Jahren (quadriert)
female Geschlecht (weiblich= 1, sonst= 0)
married Familienstand (verheiratet= 1, sonst= 0)
east Wohnort (Ostdeutschland= 1, sonst= 0).

Eine KQ-Schätzung mit Stata liefert folgendes Ergebnis:

```

Source |      SS      df      MS                Number of obs =  2751
-----+-----                F( 6, 2744) = 273.83
Model | 191.721584    6  31.9535973          Prob > F      = 0.0000
Residual | 320.202461  2744  .116691859          R-squared     = 0.3745
-----+-----                Adj R-squared = 0.3731
Total | 511.924045  2750  .186154198          Root MSE     = .3416

-----+-----
ln_hwage |      Coef.   Std. Err.    t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
yedu | .0643291   .002619   24.56  0.000   .0591936   .0694645
workexp | .0270816   .0024086   11.24  0.000   .0223587   .0318046
workexp2 | -.0004337   .0000567   -7.65  0.000  -.0005449  -.0003225
east | -.3640025   .0148568  -24.50  0.000  -.3931341  -.3348708
female | -.1599894   .0141118  -11.34  0.000  -.1876602  -.1323185
married | .0631277   .0150806    4.19  0.000   .0335572   .0926981
_cons | 1.585621   .0405658   39.09  0.000   1.506078   1.665163

```

- 3.1 Bestimmen Sie die Lohnrendite auf Ausbildung und berechnen Sie die Rendite der Arbeitsmarkterfahrung am Durchschnitt der Variablenausprägung. *Hinweis:* Unterstellen Sie eine durchschnittliche Arbeitsmarkterfahrung von 18 Jahren. (3 Punkte)
- 3.2 Bestimmen und interpretieren Sie die auf Basis der Regression ermittelte exakte Differenz der Stundenlöhne zwischen Ost- und Westdeutschland. (2 Punkte)
- 3.3 Überprüfen Sie die funktionale Form der Schätzgleichung, indem Sie einen RESET-Test durchführen. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, Freiheitsgrade, Schlusslogik und Testergebnis an. *Hinweis:* Im folgenden Output bezeichnen *yhat_sq* und *yhat_tr* Polynome 2. und 3. Grades für den vorhergesagten logarithmierten Stundenlohn. (5 Punkte)

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2751		
Model	191.927131	8	23.9908913	F(8, 2742) =	205.57	
Residual	319.996914	2742	.116702011	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.3749	
				Adj R-squared =	0.3731	
				Root MSE =	.34162	
Total	511.924045	2750	.186154198			

ln_hwage	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
east	-.1797132	1.295849	-0.14	0.890	-2.720653	2.361226
yedu	.0298192	.2287445	0.13	0.896	-.4187097	.4783481
workexp	.0134707	.0961713	0.14	0.889	-.1751047	.2020462
workexp2	-.000218	.0015397	-0.14	0.887	-.0032372	.0028012
female	-.076565	.570544	-0.13	0.893	-1.195305	1.042175
married	.0304083	.2251805	0.14	0.893	-.4111323	.4719489
yhat_sq	.1007576	1.389548	0.07	0.942	-2.62391	2.825425
yhat_tr	-.0001206	.1796499	-0.00	0.999	-.3523835	.3521423
_cons	1.43757	2.642101	0.54	0.586	-3.74314	6.61828

Aufgabe 4 (10 Punkte)

- 4.1 Leiten Sie ausgehend von der Formel $\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$ für die KQ-Koeffizienten deren Varianz her. (6 Punkte)
- 4.2 Benötigen Sie hierfür alle Gauß-Markov Annahmen? Stellen Sie dabei insbesondere heraus für welche Rechenschritte Sie welche Annahmen benötigen. (4 Punkte)

Aufgabe 5: Wahr-Falsch Fragen (30 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.

Die Dichtefunktion der t-Verteilung hat ihr Minimum bei -1,96.	
Das Auslassen einer relevanten erklärenden Variable aus der Schätzgleichung kann zu verzerrten und inkonsistenten KQ Schätzern führen.	
Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.	
Wenn autokorrelierte Störterme vorliegen, ist der Feasible-GLS Schätzer BLUE.	
Homoskedastische Störterme haben eine Varianz von 0.	
Bei moving average Prozessen im Störterm sind alle Elemente der Varianz-Kovarianz Matrix des Störterms von Null verschieden.	
Bei AR(1) Prozessen im Störterm sind alle Elemente der Varianz-Kovarianz Matrix des Störterms von Null verschieden.	
Newey-West Standardfehler korrigieren für Heteroskedastie unbekanntem Ursprungs ebenso wie für Autokorrelation.	

Asymptotische Eigenschaften eines Schätzers lassen sich mit Monte Carlo-Simulationen illustrieren.	
Bei perfekter Multikollinearität bleibt die $X'X$ -Matrix invertierbar aber der KQ-Schätzer ist nicht eindeutig definiert.	
Im einfachen Regressionsmodell ist die Vorhersage der abhängigen Variable umso präziser, je größer die Entfernung der betrachteten Ausprägung von x zum Mittelwert des Regressors x ist.	
Ein RESET Test wird verwendet, um auf Exogenität der Regressoren zu testen.	
Heteroskedastische Störterme bilden die Schocks vergangener Perioden ab.	
AR(1) Fehlerterme können auch heteroskedastisch sein.	
Probit- und Logit-Modelle führen in der Regel zu sehr ähnlichen Schätzergebnissen für den marginalen Effekt erklärender Variablen.	
Die Störterme im linearen Wahrscheinlichkeitsmodell sind bei KQ-Schätzung heteroskedastisch.	
Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor.	
Der ML-Schätzer bestimmt die Werte für die Bevölkerungsparameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der beobachteten Stichprobe maximal wird.	
Der Breusch-Pagan-Test kann als LM-Test durchgeführt werden.	
Der Durbin-Watson-Test gilt nur unter der Annahme strikt exogener Regressoren.	
In einer FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen erhalten Beobachtungen mit kleiner Varianz im Störterm ein größeres Gewicht als Beobachtungen mit großer Varianz im Störterm.	
Bei Autokorrelation sind die mit den KQ-Schätzern ausgewiesenen p-Werte gültig.	
Der exakt zutreffende kritische Wert der Durbin-Watson Teststatistik variiert mit den Ausprägungen der Regressoren im Modell.	
Ein Spaltenvektor ergibt sich als die Quadratwurzel eines Zeilenvektors.	
Symmetrische Matrizen sind quadratisch.	
Jede symmetrische Matrix ist eine Diagonalmatrix.	
Eine Gruppe von Vektoren ist linear abhängig, wenn einer der Vektoren als Linearkombination der anderen beschrieben werden kann.	
Eine Matrix ist invertierbar, wenn ihre Spalten linear unabhängig sind.	
Die Standardnormalverteilung hat einen Erwartungswert von Eins.	
Die Likelihoodfunktion wird typischerweise in logarithmierter Form maximiert.	
Bei Vorliegen von Heteroskedastie sind die Gauss-Markov-Annahmen verletzt.	
Sind Polynome der erklärenden Variablen x im Modell enthalten, so lässt sich der marginale Effekt der Variablen x als Ableitung von y nach x berechnen.	
Je größer der Typ II Fehler eines Tests, umso größer muss der Typ I Fehler sein.	
Bei positiver Autokorrelation 1. Ordnung ist die DW-Statistik negativ.	
In ein Modell mit logarithmierter abhängiger Variable können keine Dummy-Variablen als erklärende Variablen eingefügt werden.	
Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese nicht verworfen.	
Der ML-Schätzer nutzt keine Annahmen über die Verteilung der Störterme ϵ .	
Bei Gültigkeit der zugrunde liegenden Annahmen ist der ML-Schätzer effizient.	
Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests sind asymptotisch äquivalent.	
Eine starke Krümmung der Log-Likelihood-Funktion $L(\theta)$ an der Stelle $\hat{\theta}$ führt zu einer unpräzisen Schätzung des Parameters θ .	