

## Prüfung im Fach Ökonometrie im WS 09/10 – Aufgabenteil

<b>Name, Vorname</b>	
<b>Matrikelnr.</b>	
<b>Studiengang</b>	
<b>E-Mail-Adresse</b>	
<b>Unterschrift</b>	

### Vorbemerkungen:

#### **Anzahl der Aufgaben:**

- Die Klausur besteht aus 6 Aufgaben.
- Aufgaben 1 bis einschließlich 5 müssen von allen bearbeitet werden.
- Aufgabe 6 muss nur von Diplom-Studierenden bearbeitet werden. Master-Studierende können hier keine Punkte erwerben.

#### **Bewertung:**

- Die Prüfungsdauer für Master-Studierende beträgt 90 Minuten, es können maximal 90 Punkte erworben werden.
- Die Prüfungsdauer für Diplom-Studierende beträgt 120 Minuten, es können maximal 120 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.
- 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 (16,5 Punkte)

Die Preise von Großrechnern wurden mit folgender hedonischen Preisfunktion geschätzt:

$$\ln price_i = \beta_0 + \beta_1 time_i + \beta_2 \ln cap_i + \beta_3 \ln speed_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N$$

Tabelle 1 enthält die deskriptiven Statistiken sowie eine Beschreibung der verwendeten Variablen. Die Schätzergebnisse des Modells finden Sie in Tabelle 2.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	Beschreibung
<i>time</i>	6.47	3.757	1	13	Zeitpunkt der Beobachtung (Beobachtungsjahr)
<i>ln cap</i>	5.72	1.181	3.37	7.83	Speicherkapazität (logarithmiert)
<i>ln speed</i>	-3.01	0.567	-4.23	-1.79	Index für Rechenleistung (logarithmiert)
<i>ln price</i>	10.33	0.515	9.11	11.35	Preis in USD (logarithmiert)

Tabelle 2: Regressionsergebnisse für Modell 1

Source	SS	df	MS	Number of obs = 91		
Model	19.6640033	3	6.55466778	F( 3, 87) = 135.60		
Residual	4.20542012	87	.048338162	Prob > F = 0.0000		
Total	23.8694235	90	.265215816	R-squared = ???		
				Adj R-squared = ???		
				Root MSE = .21986		

  

ln_price	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
<i>time</i>	-.105155	.0124833	-8.42	0.000	-.129967	-.080343
<i>ln_cap</i>	.4427951	.0656435	6.75	0.000	.3123215	.5732687
<i>ln_speed</i>	.434332	.1089002	3.99	0.000	.217881	.6507829
<i>_cons</i>	9.780765	.639355	15.30	0.000	8.509978	11.05155

- 1.1 Interpretieren Sie statistisch und inhaltlich den Zusammenhang zwischen der Rechenleistung und dem Preis eines Großrechners. (1,5 Punkte)
- 1.2 Berechnen und interpretieren Sie das Bestimmtheitsmaß. Geben Sie den Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes an. (3 Punkte)
- 1.3 Führen Sie einen RESET-Test durch und beschreiben Sie Ihr Vorgehen. Geben Sie Hypothesen, Teststatistik, Entscheidungsregel und Testentscheidung an. *Hinweis:* Verwenden Sie  $S_1 = 4, 1584$  als Fehlerquadratsumme des unrestringierten Modells. (6 Punkte)
- 1.4 Tabelle 3 enthält die Regressionsergebnisse einer alternativen Modellspezifikation (Modell 2), bei der die Variable *time* durch Dummy-Variablen für die jeweiligen Zeitpunkte ersetzt wurde. Diskutieren Sie anhand dieser Schätzergebnisse die Plausibilität der Linearitätsannahme des Zeittrends. Bestimmen Sie auf Basis der Schätzergebnisse von Modell 2 die Preisänderung über den gesamten Beobachtungszeitraum. (6 Punkte)

Tabelle 3: Regressionsergebnisse für Modell 2

```
.xi: reg ln_price i.time ln_cap ln_speed
i.time      _Itime_1-13      (naturally coded; _Itime_1 omitted)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 91		
Model	20.0108339	14	1.42934528	F( 14, 76) =	28.15	
Residual	3.85858957	76	.050770915	Prob > F =	0.0000	
Total	23.8694235	90	.265215816	R-squared =	0.8383	
				Adj R-squared =	0.8086	
				Root MSE =	.22532	

  

ln_price	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_Itime_2	.0159627	.1212087	0.13	0.896	-.2254453	.2573708
_Itime_3	-.2177058	.1151233	-1.89	0.062	-.4469937	.011582
_Itime_4	-.309248	.1151698	-2.69	0.009	-.5386285	-.0798675
_Itime_5	-.4173357	.110864	-3.76	0.000	-.6381405	-.1965309
_Itime_6	-.4166515	.123022	-3.39	0.001	-.661671	-.171632
_Itime_7	-.5740348	.1688897	-3.40	0.001	-.9104078	-.2376618
_Itime_8	-.7688796	.1688897	-4.55	0.000	-1.105253	-.4325067
_Itime_9	-.9601635	.1623268	-5.92	0.000	-1.283465	-.6368616
_Itime_10	-.9670208	.1607826	-6.01	0.000	-1.287247	-.6467945
_Itime_11	-.9536517	.1695209	-5.63	0.000	-1.291282	-.6160215
_Itime_12	-1.10174	.1840024	-5.99	0.000	-1.468212	-.735267
_Itime_13	-1.181196	.1887324	-6.26	0.000	-1.55709	-.8053032
ln_cap	.4587725	.0791743	5.79	0.000	.3010833	.6164618
ln_speed	.3909004	.1264343	3.09	0.003	.1390847	.6427161
_cons	9.428317	.7567613	12.46	0.000	7.921097	10.93554

**Aufgabe 2 (10 Punkte)**

Die Wahrscheinlichkeit für den Bezug von Arbeitslosengeld II hängt von den sozioökonomischen Charakteristika eines Haushaltes ab. Dieser Zusammenhang wird mit einem binären Modell analysiert:

$$P(alg_i = 1 | \mathbf{x}_i) = F(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta})$$

Dabei wird für  $F$  die Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung angenommen. Eine Beschreibung der im Datenvektor  $\mathbf{x}_i$  enthaltenen Kovariaten findet sich in Tabelle 4.

Tabelle 4: Deskriptive Statistiken

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	Beschreibung
alg	0.097	0.296	0	1	Arbeitslosengeld-II-Bezieher (Dummy= 1)
educ	12.51	2.758	7	18	Schulausbildung (in Jahren)
exper	17.40	11.88	0	47.5	Berufserfahrung (in Jahren)
immi	0.153	0.36	0	1	Migrationshintergrund (Dummy= 1)

- 2.1 Nennen Sie zwei Gründe, die gegen eine Schätzung des Modells mit dem KQ-Verfahren sprechen. (2 Punkte)
- 2.2 Die Ergebnisse einer Logit Schätzung des Modells sind in Tabelle 5 enthalten. Bestimmen und interpretieren Sie den marginalen Effekt eines weiteren Jahres Schulausbildung für einen erwerbstätigen Einheimischen mit 10 Jahren Schulausbildung und 10 Jahren Berufserfahrung. (5 Punkte)

Tabelle 5: Regressionsergebnisse Logit-Modell

Logistic regression	Number of obs =	4584
	LR chi2(3) =	314.64
	Prob > chi2 =	0.0000
Log likelihood = -1303.1972	Pseudo R2 =	0.1077

alg2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
educ	-.2899218	.0254909	-11.37	0.000	-.339883	-.2399606
exper	-.0509261	.0048368	-10.53	0.000	-.060406	-.0414462
immigrant	.6331507	.1215246	5.21	0.000	.3949669	.8713344
_cons	1.831203	.3098256	5.91	0.000	1.223956	2.43845

2.3 Erläutern Sie das McFadden  $R^2$  und seine Verwendung. Welche Änderung des McFadden  $R^2$  ist zu erwarten, wenn dem Modell weitere Kovariaten hinzugefügt werden? Begründen Sie Ihre Antwort. (3 Punkte)

**Aufgabe 3 (17 Punkte)**

Ihnen steht ein Datensatz mit 2486 erwerbstätigen Personen zur Verfügung. Der Datensatz enthält folgende Informationen:

- logstdlohn* logarithmierter Stundenlohn (Euro)
- ausbild* Jahre in Vollzeitausbildung
- erfahr* Arbeitsmarkterfahrung in Jahren
- frau* Geschlecht (Dummy = 1 wenn weiblich)
- verheir* Familienstand (Dummy = 1 wenn verheiratet)
- west* Wohnort (Dummy = 1 wenn Westdeutschland).

Sie führen eine KQ-Schätzung durch, die zusätzlich die quadrierte Arbeitsmarkterfahrung (*erfahr2*) enthält und erhalten folgendes Ergebnis.

Tabelle 6: Regressionsergebnisse

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2486		
Model	242.865664	6	40.4776106	F( 6, 2479) =	257.79	
Residual	389.251071	2479	.157019391	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.3842	
				Adj R-squared =	0.3827	
Total	632.116735	2485	.254372932	Root MSE =	.39626	

  

logstdlohn	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ausbild	.0855426	.0031698	26.99	0.000	.0793268	.0917584
erfahr	.0313576	.0030492	10.28	0.000	.0253783	.0373368
erfahr2	-.0005539	.0000705	-7.86	0.000	-.0006921	-.0004156
frau	-.2801108	.017412	-16.09	0.000	-.3142545	-.2459672
verheir	.0639649	.0182565	3.50	0.000	.0281654	.0997644
west	.3271879	.0181984	17.98	0.000	.2915022	.3628736
_cons	8.530549	.0543895	156.84	0.000	8.423895	8.637202

3.1 Interpretieren Sie den Koeffizienten der Variable *frau* inhaltlich und statistisch. (1,5 Punkte)

3.2 Wie hoch ist der marginale Effekt der Arbeitsmarkterfahrung auf den Lohn für Personen mit 5 Jahren und Personen mit 35 Jahren Arbeitsmarkterfahrung. (2,5 Punkte)

- 3.3 Stellen Sie den Zusammenhang zwischen logarithmiertem Lohn und Arbeitsmarkterfahrung skizzenhaft grafisch dar. Beschriften Sie die Achsen. (2 Punkte)
- 3.4 Was ist Heteroskedastie? (1 Punkt)
- 3.5 Erläutern Sie das Vorgehen beim White-Test. Gehen Sie dabei auf Hypothesen, Teststatistik und Schlusslogik ein. (5 Punkte)
- 3.6 Nach der Schätzung (Tab. 6) führen Sie einen White Test auf Heteroskedastie durch.

White's test for Ho: homoskedasticity  
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(23) = 46.24  
Prob > chi2 = 0.0028

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	46.24	23	0.0028

Interpretieren Sie das Ergebnis kurz. (1 Punkt)

- 3.7 Für welche Ihrer Aussagen aus Teilaufgabe 3.1 hat Heteroskedastie Konsequenzen? (1 Punkt)
- 3.8 Es sei  $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \cdot ausbild_i$ . Zeigen Sie formal die GLS Transformation, die zu konstanter Störtermvarianz führt und leiten Sie die Varianz des Störterms im transformierten Modell her. (3 Punkte)

#### Aufgabe 4 (18 Punkte)

- 4.1 Erläutern Sie, was Autokorrelation ist und welche Konsequenzen das Vorliegen von Autokorrelation für eine Schätzung mit dem KQ Verfahren hat. Stellen Sie die Zusammenhänge knapp verbal dar. (3 Punkte)
- 4.2 Stellen Sie die Varianz-Kovarianz Matrix der Störterme  $\varepsilon_t$  für den Fall auf, dass Autokorrelation 1. Ordnung der Art  $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$  mit  $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$  vorliegt. Beschränken Sie sich bei der Darstellung der Matrix auf 3 Beobachtungen ( $t = 1, 2, 3$ ) und berechnen Sie  $cov(e_t, e_{t-1})$  und  $cov(e_t, e_{t-2})$ . *Hinweise:*  $E(\varepsilon_t) = 0$  und  $E(\varepsilon_t^2) = \frac{\sigma_v^2}{1-\rho^2}$ . (8 Punkte)
- 4.3 Ihnen liegen monatliche Informationen zu Verkehrsunfällen vor und Sie untersuchen die Zusammenhänge zwischen Verkehrsunfällen und der Einführung von Tempolimits und allgemeiner Gurtpflicht.

<i>Unfall</i>	Anzahl Verkehrsunfälle
<i>geschw</i>	Tempolimit (Dummy = 1 ab dem Zeitpunkt der Einführung eines Tempolimits)
<i>gurt</i>	Gurtpflicht (Dummy = 1 ab dem Zeitpunkt der Einführung der Gurtpflicht)
<i>t</i>	Zeitindikator (1 - 108)

Eine Schätzung der Modells

$$Unfall_t = \beta_0 + \beta_1 geschw_t + \beta_2 gurt_t + \beta_3 t + \varepsilon_t$$

liefert folgendes Ergebnis:

Tabelle 7: Regressionsergebnisse

Source	SS	df	MS	Number of obs = 108		
Model	1.6363e+09	3	545447107	F( 3, 104) =	89.19	
Residual	635984595	104	6115236.49	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7201	
				Adj R-squared =	0.7120	
Total	2.2723e+09	107	21236690.8	Root MSE =	2472.9	

  

Unfall	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
geschw	-31.79873	10.44847	-3.04	0.003	-52.51844	-11.07902
gurt	53.92919	14.38101	3.75	0.000	25.4111	82.44728
t	88.58803	18.25357	4.85	0.000	52.39053	124.7855
_cons	36849.39	638.1616	57.74	0.000	35583.89	38114.89

4.3.1 Interpretieren Sie alle geschätzten Koeffizienten außer der Konstante inhaltlich. (3 Punkte)

4.3.2 Beschreiben Sie den Breusch-Godfrey Test auf Autokorrelation 1. Ordnung. Hinweis: Nennen Sie Hypothesen, Teststatistik und Schlusslogik. (4 Punkte)

**Aufgabe 5: Wahr-Falsch Fragen (von allen Studierenden (Diplom und Master) zu bearbeiten) (28,5 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.

Homoskedastische Störterme haben eine Varianz von 1.	
Probit- und Logit-Modelle führen in der Regel zu sehr ähnlichen Schätzergebnissen.	
Symmetrische Matrizen haben keine Inverse.	
Zeitreihenmodelle nutzen im Zeitverlauf beobachtete Daten.	
Der Cochrane-Orcutt Schätzer nutzt weniger Information als der Prais-Winsten Schätzer.	
Die t-Verteilung ist eine symmetrische Verteilungsfunktion.	
Bei binären Modellen entspricht das Vorzeichen des marginalen Effekts dem Vorzeichen des Parameterschätzers.	
Ein Spaltenvektor ergibt sich als die Quadratwurzel eines Zeilenvektors.	
Im linearen Modell stimmt der ML-Schätzer für $\beta$ mit dem KQ-Schätzer überein.	
Für die Vorhersage einer abhängigen Variablen $y_i$ spielt es eine Rolle, ob das Modell linear oder loglinear geschätzt wird.	
Bei Autokorrelation in Form von moving average Störprozessen gibt es Fehlerterme, die nicht miteinander korreliert sind.	
Der Durbin-Watson-Test eignet sich zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.	
Bei Heteroskedastie ist der KQ-Schätzer verzerrt.	
AR(1) Fehlerterme sind heteroskedastisch.	
Autokorrelierte Störtermprozesse sind dann stationär, wenn der Einfluss vergangener Schocks auf die laufenden Störterme mit der Zeit abnimmt.	
Das BIC Kriterium fällt umso günstiger aus, je kleiner die Fehlerquadratsumme bei gegebener Parameter- und Beobachtungszahl ist.	
Der Vektor der ersten Ableitungen der Log-Likelihood-Funktion heißt score Vektor.	
Bei Autokorrelation dritter Ordnung gilt das Gauss Markov Theorem.	

Der Goldfeld-Quandt Test ist ein F-Test auf die Gleichheit der Varianz zweier Teilstichproben.	
Ein Parameterschätzer ist effizient, wenn er gegen den wahren Wert des Parameters konvergiert.	
White Standardfehler korrigieren für Autokorrelation beliebiger Ordnung.	
Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White Test.	
Der ML-Schätzer bestimmt die Werte für die Bevölkerungsparameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der beobachteten Stichprobe minimal wird.	
Die Annahme $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 \mathbf{I}$ gilt unter Autokorrelation, aber nicht unter Heteroskedastie.	
Die FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen beruht darauf, dass Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz ein kleineres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit großer Störtermvarianz.	
Heteroskedastische Störterme bilden die Schocks vergangener Perioden ab.	
Die Standardnormalverteilung hat einen Erwartungswert von Eins.	
Der White-Test ist allgemeiner als der Test auf Gleichheit zweier Varianzen.	
Autokorrelation kann durch das Auslassen relevanter erklärender Größen verursacht werden.	
Bei Autokorrelation erster Ordnung wird der Wert eines Störterms unmittelbar vom Wert des Störterms in den beiden vorausgehenden Perioden beeinflusst.	
Bei Heteroskedastie können KQ-Schätzer nicht mehr unverzerrt sein.	
Der Durbin-Watson Test auf Autokorrelation ist nur anwendbar, wenn das Modell mindestens zwei Steigungsparameter enthält.	
Liegt keine Autokorrelation vor, so ergibt sich für die Durbin-Watson Teststatistik ein Wert von 2.	
Der kritische Wert der Durbin-Watson Teststatistik variiert mit der Anzahl der Regressoren im Modell.	
Die Annahme $\varepsilon_i \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ schließt sowohl Heteroskedastie als auch Autokorrelation aus.	
Die Teststatistik des Breusch-Pagan Tests ist asymptotisch standardnormalverteilt.	
Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor.	
Bei Autokorrelation sind die mit den KQ-Schätzern ausgewiesenen p-Werte gültig.	

**Aufgabe 6: Wahr-Falsch Fragen (nur von Studierenden eines Diplomstudiengangs zu bearbeiten) (30 Punkte)**

HAC Standardfehler unterstellen auf eine feste Anzahl von Beobachtungseinheiten begrenzte Störtermkorrelationen.	
In Querschnittsdaten kann es nicht zu zeitlich bedingter Autokorrelation kommen.	
Identisch und unabhängig verteilte Störterme können nicht heteroskedastisch sein.	
Bei Vorliegen von Heteroskedastie gilt das Gauss-Markov-Theorem nicht.	
Eine starke Krümmung der Log-Likelihood-Funktion an der Stelle $\hat{\theta}$ führt zu einer unpräzisen Schätzung des Parameters $\theta$ .	
Man kann den t-Test verwenden, um die Nullhypothese positiver Autokorrelation erster Ordnung zu überprüfen.	
Die Parameter des Logit-Modells werden immer als Elastizitäten interpretiert.	
Der PE-Test wird herangezogen, um Strukturbrüche in Zeitreihen zu ermitteln.	
Im linearen Regressionsmodell ist die geschätzte Konstante keine Zufallsvariable.	
Ein niedriger AIC-Wert weist auf ein besseres Regressionsmodell hin als ein hoher.	
Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests sind asymptotisch äquivalent.	
Bei perfekter Multikollinearität kann die Inverse der Kreuzproduktmatrix $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ nicht bestimmt werden.	
Insignifikante Koeffizienten können nicht größer als 100 sein.	
Die Likelihoodfunktion wird typischerweise in logarithmierter Form geschätzt.	

Die Kreuzproduktmatrix $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ ist symmetrisch.	
Bei einem gegebenen Schätzverfahren und Modell können sich für unterschiedliche Stichproben verschiedene Schätzwerte ergeben.	
Bei GLS (generalized least squares) Schätzern sind t- und F-Tests nicht einmal approximativ anwendbar.	
Die Annahme $E(\epsilon \mathbf{X}) = 0$ lässt zu, dass die Varianz des Störterms von $\mathbf{X}$ abhängt.	
Die Schätzgüte bei Logit-Modellen kann anhand des korrigierten Bestimmtheitsmaßes beurteilt werden.	
Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen.	
Im einfachen Regressionsmodell gilt: Das Konfidenzintervall des Vorhersagewertes für eine Beobachtung wird umso breiter, je weiter die Beobachtung vom Mittelwert der erklärenden Variablen entfernt liegt.	
Zur Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix des ML-Schätzers benötigt man die Informationsmatrix.	
Die Streuung der Steigungsparameter im Kleinstquadrateschätzer variiert mit der Anzahl der Stichprobenelemente.	
Bei Vorliegen von multiplikativer Heteroskedastie sind entsprechende GLS-Schätzer effizienter als KQ Schätzer.	
Die Werte der t-Verteilung sind symmetrisch um den Wert 1.96 verteilt.	
Die im Rahmen des ML-Verfahrens angewendeten Testprinzipien erlauben keinen Test von Linearkombinationen der Parameter.	
Unter einem Interaktionsterm versteht man das Produkt zweier erklärender Variablen.	
Der Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes kann nicht negativ werden.	
Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.	
Der ML-Schätzer trifft keine Annahmen über die Verteilung der Störterme $\epsilon$ .	
Der Breusch-Pagan Test basiert auf einer Regression der quadrierten geschätzten KQ-Residuen auf eine Teilmenge $\mathbf{z}$ der erklärenden Größen $\mathbf{x}$ .	
Beim Likelihood-Ratio-Test kann auf die Schätzung des unrestringierten Modells verzichtet werden.	
Die Parameter $\beta_1$ und $\beta_2$ des Modells $y_i = \beta_0 x_{1i}^{\beta_1} x_{2i}^{\beta_2} e^{\epsilon_i}$ können nicht mit dem KQ-Verfahren geschätzt werden.	
Schätzgleichungen mit quadratischen erklärenden Variablen erfordern nichtlineare Schätzverfahren.	
Der Chow-Test überprüft mittels einer F Teststatistik, ob vorhergesagte Werte der abhängigen Variable den Erklärungsgehalt des Modells erhöhen.	
In ein Modell mit logarithmierter abhängiger Variable können keine Dummy-Variablen als erklärende Variablen eingefügt werden, da $\ln(0) = -\infty$ .	
Im FGLS-Verfahren zur Korrektur von Heteroskedastie wird das transformierte Modell ohne eigentliche Konstante geschätzt.	
Sind Polynome der erklärenden Variablen $x$ im Modell enthalten, so ergibt sich der marginale Effekt der Variablen $x$ als Ableitung des auf $\mathbf{x}$ bedingten Erwartungswerts von $y$ nach $x$ .	
Bei der Herleitung des KQ-Schätzers im linearen Modell erhält man so viele Normalgleichungen wie unbekannte Parameter vorliegen.	
Im linearen Modell stimmt der ML-Schätzer mit dem KQ-Schätzer für $\sigma^2$ überein.	