

Prüfung im Fach Ökonometrie im WS 2011/12
Lösungsskizze

Aufgabe 1 (11.5 Punkte)

Sie verfügen über einen Datensatz, der Informationen zu den jährlichen individuellen Gesundheitsausgaben und dem sozio-ökonomischen Hintergrund von Individuen enthält. Sie stellen folgendes Modell der logarithmierten jährlichen Gesundheitsausgaben auf:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{private}_i + \beta_2 \text{totchr}_i + \beta_3 \text{female}_i + \varepsilon_i$$

Die Ergebnisse der KQ-Schätzung sind in Tabelle ?? abgebildet.

Tabelle 1: Beschreibung der Variablen

ln_y	Jährliche Gesundheitsausgaben in US-Dollar (logarithmiert)
private	Private Krankenversicherung (privat=1, nicht-privat=0)
totchr	Anzahl der chronischen Erkrankungen
female	Frau (Frau=1, Mann=0)

Tabelle 2: Regressionsergebnisse

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2955		
Model	?	3	353.369031	F(3, 2951) = 233.56		
Residual	?	2951	1.51297265	Prob > F = 0.0000		
Total	5524.88938	2954	1.87030785	R-squared = 0.1919		
				Adj R-squared = 0.1911		
				Root MSE = 1.2300		

ln_y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
private	.2420292	.0461862	5.24	0.000	.1514687	.3325897
totchr	.4526897	.0175108	25.85	0.000	.418355	.4870244
female	-.0632034	.0461299	-1.37	0.171	-.1536533	.0272466
_cons	7.134789	.0545876	130.70	0.000	7.027755	7.241822

1.1 Interpretieren Sie statistisch und inhaltlich den Zusammenhang zwischen privater Krankenversicherung (*private*) und den jährlichen Gesundheitsausgaben. (1.5 Punkte)

- Inhaltlich: Personen mit einer privaten Krankenversicherung haben im Mittel *ceteris paribus* ca. 24.2% höhere Ausgaben (genau: 27.38%) im Vergleich zu Personen ohne private Krankenversicherung.
- Statistisch: der Koeffizient ist signifikant am 1% Signifikanzniveau.

1.2 Berechnen Sie die Summe der quadrierten erklärten Abweichungen, die Summe der quadrierten nicht-erklärten Abweichungen, sowie die geschätzte Varianz des Störterms. (4 Punkte)

- Summe der quadrierten erklärten Abweichungen:
 - $353.37 \cdot 3 = 1060.11$
 - Alternativ: $\sum(\hat{y}_i - \bar{y})^2 = R^2 \cdot \sum(y_i - \bar{y})^2 = 0.1919 \cdot 5524.89 = 1060.23$
- Summe der quadrierten nicht-erklärten Abweichungen:

- $1.51297 \cdot 2951 = 4464.77$
- Alternativ: $\sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum (y_i - \bar{y})^2 - \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 = 5524.89 - 1060.23 = 4464.66$
- geschätzte Varianz des Störterms: $s^2 = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{N-K} = 1.51$

1.3 Nennen Sie zwei Änderungen der Schätzergebnisse, wenn Sie anstatt der Dummy-Variable female die Dummy-Variable male (=1 falls Mann, 0 sonst) verwenden. *Hinweis:* Es ist keine Berechnung notwendig. (1 Punkt)

(1) Das Vorzeichen des Koeffizienten der Dummy-Variable dreht sich. (2) Die Konstante der Regression ändert sich. (jeweils 0.5 Punkte)

1.4 Überprüfen Sie für das Modell, ob sich die Koeffizienten der Variablen totchr und female für privat bzw. nicht-privat versicherte Personen unterscheiden. Führen Sie einen geeigneten Test durch. Geben Sie Null- und Alternativhypothesen, Teststatistik (inkl. Schätzgleichung des unrestringierten Modells), kritischen Wert und Testentscheidung am 5% Signifikanzniveau an. *Hinweis:* Das Bestimmtheitsmaß des unrestringierten Modells hat den Wert $R^2 = 0.1932$. (5 Punkte)

- Unrestringiertes Modell aufstellen: $\ln y = \beta_0 + \beta_1 private + \beta_2 totchr + \beta_3 female + \beta_4 totchr * private + \beta_5 female * private + \mu$.
- Nullhypothese: $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$; $H_1: \beta_4 \neq 0$ und/oder $\beta_5 \neq 0$
- Teststatistik: $f = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/J}{(1 - R_1^2)/(N-K)} \sim F_{J, N-K}$
- Kritischer Wert: $F_{J, N-K; 0,05}^{krit} = F_{2, 2949; 0,05}^{krit} = 3.00$
- Berechnung: $f = ((0.1932 - 0.1919)/2)/((1 - 0.1932)/2949) = 2.376$
- Entscheidung: Die Nullhypothese, dass sich die Koeffizienten unterscheiden, kann nicht verworfen werden.

Aufgabe 2 (13.5 Punkte)

Mit Zeitreihendaten wird der durchschnittliche tägliche Umsatz in einer Cafeteria in Abhängigkeit von erklärenden Merkmalen geschätzt. Die Cafeteria ist von Montag bis Freitag geöffnet. Tabelle ?? zeigt die deskriptiven Statistiken und eine Beschreibung der Variablen. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle ?? ausgewiesen.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	Beschreibung
sales	147.41	46.24	61.94	240.87	täglicher Umsatz in US-Dollar
Tue	0.20	0.40	0	1	=1, falls Dienstag, 0 sonst.
Wed	0.20	0.40	0	1	=1, falls Mittwoch, 0 sonst.
Thu	0.22	0.42	0	1	=1, falls Donnerstag, 0 sonst.
Fri	0.20	0.40	0	1	=1, falls Freitag, 0 sonst.
temp	43.1	15.07	20	80	Temperatur in Fahrenheit

Tabelle 4: Regressionsergebnisse

Source	SS	df	MS			
Model	63580.4361	5	12716.0872	Number of obs =	40	
Residual	19799.3588	34	582.334082	F(5, 34) =	21.84	
Total	83379.7949	39	2137.94346	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7625	
				Adj R-squared =	0.7276	
				Root MSE =	24.132	

sales	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Tue	71.05403	12.10972	5.87	0.000	46.44411	95.66395
Wed	19.98817	12.13436	1.65	0.109	-4.671818	44.64816
Thu	59.53434	11.81593	5.04	0.000	35.52148	83.54721
Fri	-42.49019	12.49265	-3.40	0.002	-67.87831	-17.10206
temp	-.5841342	.2576219	-2.27	0.030	-1.107685	-.0605834
_cons	148.3571	13.40325	11.07	0.000	121.1185	175.5958

2.1 Interpretieren Sie den Koeffizienten der Variable Fri inhaltlich und statistisch. (1.5 Punkte)

- Inhaltlich: Freitags ist der Umsatz im Mittel ceteris paribus um 42.5 US-Dollar geringer als montags.
- Statistisch: Der Koeffizient ist am 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant.

2.2 Erklären Sie kurz verbal, was inhaltlich unter positiver Autokorrelation zu verstehen ist. *Hinweis:* Es ist keine formale Darstellung notwendig. (1 Punkt)

Positive Autokorrelation bedeutet, dass nach einem positiven (negativen) Störterm tendenziell wieder ein positiver (negativer) Störterm folgt.

2.3 Erläutern Sie allgemein die kritischen Werte und die möglichen Testentscheidungen beim Durbin-Watson-Test auf positive Autokorrelation. (4 Punkte)

Da es keine allgemein gültigen kritischen Werte gibt (diese hängen von den Ausprägungen der exogenen Variablen ab), werden nur untere und obere Grenzen, d_L bzw. d_U , für den kritischen Wert angeben, die vom Stichprobenumfang T und der Anzahl der Variablen K abhängen. Es ergeben sich drei Entscheidungsmöglichkeiten:

- $dw < d_L$: $H_0: \rho = 0$ ablehnen und $H_A: \rho > 0$ akzeptieren.
- $dw > d_U$: $H_0: \rho = 0$ kann nicht verworfen werden.
- $d_L < dw < d_U$: keine Aussage möglich.

2.4 Führen Sie einen Durbin-Watson-Test auf positive Autokorrelation durch. Geben Sie Null- und Alternativhypothesen, Entscheidungsregel mit kritischen Werten und Testergebnis an. *Hinweis:* Der empirische Wert der Teststatistik beträgt $dw = 1.60$. (4 Punkte)

- Hypothesen: $H_0: \rho \leq 0$ gegen $H_1: \rho > 0$

- Teststatistik: $dw = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \approx 2 - 2\hat{\rho}$

- Entscheidungsregel: Die kritischen Werte für $K=5$ Steigungsparameter und $T=40$ Beobachtungen lauten am 5%-Signifikanzniveau: $dL = 1.23$ und $dU = 1.79$.
- Entscheidung: Da $dw = 1.60$ zwischen dL und dU liegt, ist die Entscheidung indeterminiert.

2.5 Wie unterscheiden sich der Moving-Average-Prozess $\varepsilon_t = v_t + v_{t-1}$ und der autoregressive Prozess erster Ordnung $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$ in Bezug auf Beobachtungen, die mehr als eine Periode auseinanderliegen? *Hinweis:* Für v_t gelten die Gauß-Markov-Annahmen. (2 Punkte)

Die Korrelation der Störterme verschiedener Beobachtungen wird im Fall des AR(1) niemals null, auch wenn die Beobachtungen zeitlich weit auseinanderliegen, während sie beim MA(1) für Beobachtungen, die mehr als eine Periode auseinanderliegen, null ist.

2.6 Nennen Sie zwei mögliche Ursachen von Autokorrelation. (1 Punkt)

Zum Beispiel:

- Fehlspezifikation der funktionalen Form
- Fehlspezifikation der Dynamik
- Auslassen relevanter Variablen (die einen Zeittrend aufweisen)

Aufgabe 3 (16 Punkte)

Der Zusammenhang zwischen Job-Zufriedenheit und gewünschter Arbeitszeit wird mit einem binären Logit-Modell und einer unabhängig gezogenen Stichprobe von $N = 732$ Individuen geschätzt. Tabelle ?? enthält die deskriptiven Statistiken und eine Beschreibung der Variablen. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle ?? ausgewiesen.

Tabelle 5: Deskriptive Statistiken

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	Beschreibung
jobsat	0.07	0.25	0	1	=1, falls Person mit ihrem Job zufrieden ist, =0 sonst.
age	40.87	6.15	21	57	Alter in Jahren
mismatch	0.68	0.47	0	1	=1, falls gewünschte von tatsächlicher Arbeitszeit abweicht, =0 sonst.

Tabelle 6: Regressionsergebnisse für binäres Logit-Modell

Logistic regression		Number of obs	=	732
		LR chi2(2)	=	?
		Prob > chi2	=	0.0005
Log likelihood = -172.23716		Pseudo R2	=	0.0421

jobsat	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	-.0441807	.0241626	-1.83	0.067	-.0915385 .0031772
mismatch	-1.024564	.2998061	-3.42	0.001	-1.612173 -.4369546
_cons	-.2725406	.9748076	-0.28	0.780	-2.183128 1.638047

3.1 Erläutern Sie den folgenden Ausdruck, der der Schätzung des Modells zugrunde liegt. Erklären Sie dabei die Komponenten A, B und C. (3 Punkte)

$$L(\beta) = \underbrace{\prod_{i=1}^N}_{A} \underbrace{P(y_i = 1|\mathbf{x})^{y_i} P(y_i = 0|\mathbf{x})^{1-y_i}}_C$$

- A: Der Ausdruck bezeichnet die Likelihood-Funktion.
- B: Da Unabhängigkeit vorliegt, berechnet sich die Likelihood (=Wahrscheinlichkeit für die realisierte Stichprobe) als Produkt der einzelnen Wahrscheinlichkeiten (individuelle Likelihood-Beiträge).
- C: Der Faktor $P(y_i = 1|\mathbf{x})$ bezeichnet den Likelihood-Beitrag für Individuen, die mit ihrem Job zufrieden sind ($y_i = 1$), der Faktor $P(y_i = 0|\mathbf{x})$ ist der Likelihood-Beitrag für Individuen, die nicht mit ihrem Job zufrieden sind ($y_i = 0$).

3.2 Bestimmen und interpretieren Sie den marginalen Effekt des Alters. Unterstellen Sie Stichprobenmittelwerte der erklärenden Variablen. (4 Punkte)

- Linearer Prediktor am Mittelwert:

$$\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta} = -0.044 \cdot 40.87 - 1.025 \cdot 0.68 - 0.273 = -2.77$$

- Marginaler Effekt des Alters:

$$\frac{\partial E(y_i|\bar{\mathbf{x}})}{\partial \text{age}_i} = \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta})}{(1 + \exp(\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta}))^2} \hat{\beta}_2 = \frac{\exp(-2.77)}{(1 + \exp(-2.77))^2} (-0.044) = 0.055 \cdot (-0.044) = -0.0024$$

- Mit jedem weiteren Lebensjahr sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum mit seinem Job zufrieden ist, im Mittel ceteris paribus um 0.2 Prozentpunkte.

3.3 Berechnen und interpretieren Sie die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person mit ihrem Job zufrieden ist, wenn die gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit übereinstimmen. Unterstellen Sie ein Alter von 30 Jahren. *Hinweis:* Es gilt, dass $P(y_i = 1|\mathbf{x}_i) = F(\mathbf{x}_i' \beta) = \frac{\exp\{\mathbf{x}_i' \beta\}}{1 + \exp\{\mathbf{x}_i' \beta\}} = \frac{1}{1 + \exp\{-\mathbf{x}_i' \beta\}}$. (3 Punkte)

$$P(y = 1 | \text{mismatch} = 0, \text{age} = 30) = F(-0.044 \cdot 30 - 1.025 \cdot 0 - 0.273)$$

$$= F(-1.593) = \frac{1}{1 + \exp\{-(-1.593)\}} = 0.168$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass eine durch die angenommenen Merkmalsausprägungen charakterisierte Person zufrieden mit ihrem Job ist, beträgt ca. 17%.

3.4 Beurteilen Sie die Signifikanz des Modells anhand eines Likelihood-Ratio-Tests am 1% Niveau. Geben Sie Null- und Alternativhypothesen, Entscheidungsregel mit kritischem Wert und Testergebnis an. *Hinweis:* Ein Modell, das nur mit einer Konstanten geschätzt wurde, liefert einen Wert der Log-Likelihood-Funktion von -179.82. (4 Punkte)

- Hypothesen: H_0 : alle Steigungsparameter = 0 gegen H_1 : nicht H_0
- Teststatistik: $\xi_{LR} = -2[\ln(\tilde{\theta}) - \ln(\hat{\theta})] \sim \chi^2_J$
- Entscheidungsregel: H_0 verwerfen, falls $\xi_{LR} > \chi^2_{J=2; \alpha=0.01} = 9.21$.
- Berechnung: $\xi_{LR} = -2[-179.82 - (-172.24)] = 15.16$
- Entscheidung: H_0 wird verworfen. Die beiden Variablen age und mismatch enthalten Informationen zur Erklärung der Job-Zufriedenheit.

3.5 Benennen und erläutern Sie knapp die Vorgehensweise bei einem asymptotisch äquivalenten Test, mit dem man die Signifikanz des Modells (d.h. die Hypothese aus Aufgabe ??) ebenfalls überprüfen kann. *Hinweis:* Sie müssen den Test nicht durchführen. (2 Punkte)

- Die Hypothese kann mit einem Wald-Test überprüft werden.
- Es wird überprüft, ob die Schätzergebnisse des unrestringierten Modells in Tabelle ?? die Restriktion $\beta_{age} = \beta_{mismatch} = 0$ erfüllen.
- Alternativ: Lagrange-Multiplier-Test

Aufgabe 4 (19 Punkte)

4.1 Wie lautet die formale Definition der Unverzerrtheit? (1 Punkt)

\mathbf{b} ist unverzerrt/erwartungstreu, falls $E[\mathbf{b}] = \boldsymbol{\beta}$ oder $E[\mathbf{b}] - \boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$.

4.2 Leiten Sie die Unverzerrtheit des KQ-Schätzers in Matrixschreibweise her. Machen Sie kenntlich, an welcher Stelle der Herleitung welche Annahme (vgl. Formelsammlung) verwendet wird. (3 Punkte)

$$E[\mathbf{b}] = E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}] = E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\epsilon}] = E[\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})\mathbf{X}'\boldsymbol{\epsilon}] = \boldsymbol{\beta} + \overbrace{E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']}^* \cdot E[\boldsymbol{\epsilon}]^{**} = \boldsymbol{\beta}$$

An der Stelle * wird Annahme A2 (Unabhängigkeit von \mathbf{X} und $\boldsymbol{\epsilon}$) benötigt. An der Stelle ** wird unterstellt, dass A1: $E[\boldsymbol{\epsilon}] = \mathbf{0}$ gilt. (je 1 Punkt).

4.3 Was ändert sich bei der Lösung von Aufgabe ??, wenn \mathbf{X} deterministisch ist. (2 Punkte)

Bei einer deterministischen \mathbf{X} -Matrix wird Annahme A2 nicht benötigt, sodass

$$E[\mathbf{b}] = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' \cdot E[\boldsymbol{\epsilon}] = \boldsymbol{\beta}.$$

4.4 Sei $\text{Var}[\boldsymbol{\epsilon}] = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ eine 2×2 Matrix. Welche Einträge a_{ij} in $\text{Var}[\boldsymbol{\epsilon}]$ nehmen gleiche Werte an, falls

- (a) die Gauß-Markov-Annahmen gelten,
- (b) Heteroskedastizität vorliegt,
- (c) Heteroskedastizität und Autokorrelation vorliegen,
- (d) die ϵ_i durch einen AR(1)-Prozess erzeugt wurden?

(4 Punkte)

Falls...

- die Gauß-Markov-Annahmen erfüllt sind, ist $a_{11} = a_{22}$ und $a_{12} = a_{21}$.
- Heteroskedastizität vorliegt, ist $a_{12} = a_{21}$.
- Heteroskedastizität und Autokorrelation vorliegen, ist $a_{12} = a_{21}$.
- die ϵ_i durch einen AR(1)-Prozess erzeugt wurden, ist $a_{11} = a_{22}$ und $a_{12} = a_{21}$.

4.5 Ihnen liegen folgende Daten vor:

i	y_i	x_{i1}	x_{i2}
1	2	1	-1
2	3	1	0
3	4	1	1

Sie schätzen das Modell $y_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \epsilon_i$. Berechnen Sie \mathbf{b} mittels KQ-Verfahren. *Hinweis:* $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix}$. (4 Punkte)

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \\ 4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{1}{2} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ -\frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \\ 4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3 \\ 1 \end{bmatrix} \text{ den letzten Punkt nur geben, wenn tatsächlich ausgerechnet wurde.}$$

4.6 Berechnen Sie $\widehat{\text{Var}}[\mathbf{b}]$ unter Angabe des Rechenwegs. Unterstellen Sie hierbei, dass Annahmen A1 bis A4 erfüllt sind. Erläutern Sie kurz Ihr Ergebnis. *Hinweis:* Verwenden Sie $\mathbf{b} = \begin{bmatrix} 3 \\ 1 \end{bmatrix}$, falls Sie die vorherige Teilaufgabe nicht gelöst haben. (5 Punkte)

Unter A1-A4 ist $\widehat{\text{Var}}[\mathbf{b}] = s^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. Mit $N-K=1$ folgt $s^2 = \frac{1}{N-K} \sum e_i^2 = \sum e_i^2 = \sum (y_i - 3 - x_{i2})^2 = 0$. Somit ist $\widehat{\text{Var}}[\mathbf{b}] = 0$.
 $\widehat{\text{Var}}[\mathbf{b}] = 0$, da \mathbf{y} perfekt vorhergesagt wird, d.h. $\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b}$.

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.

Ein omitted variable bias liegt vor, wenn eine ausgelassene erklärende Variable mit der abhängigen Variablen, nicht jedoch mit einer anderen erklärenden Variable korreliert ist.	F
Die Informationsmatrix wird für die Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix des ML-Schätzers verwendet.	W
Zur Durchführung eines Lagrange-Multiplier-Tests ist die zweimalige Schätzung des Modells (d.h. mit bzw. ohne Restriktion) notwendig.	F
Die Parameter eines FGLS-Modells müssen wie die Parameter des Original-Modells interpretiert werden.	W
Mit steigender Zahl von Freiheitsgraden konvergiert die t-Verteilung zur F-Verteilung.	F
Quadratische Matrizen mit vollem Spaltenrang sind invertierbar.	W
Die Normalverteilung ist eine einparametrische Verteilungsfunktion.	F
Das Produkt aus einem Spaltenvektor und einem Zeilenvektor ist ein Skalar.	F
Bei negativer Autokorrelation ist der Durbin-Watson Test nicht durchführbar.	F
Ein Parameterschätzer ist effizient, wenn er gegen seinen wahren Wert konvergiert.	F
Enthält das lineare Regressionsmodell eine verzögerte endogene Variable (y_{t-1}), dann kann für den Test auf Autokorrelation erster Ordnung des Störterms der Breusch-Godfrey-Test verwendet werden.	W
Der verallgemeinerte Kleinstquadrateschätzer kann als gewichteter KQ Schätzer interpretiert werden.	W
Maximum-Likelihood-Schätzer benötigen eine Annahme bezüglich der Verteilung der abhängigen Variable.	W
Autokorrelation führt zu Inkonsistenz und Verzerrtheit des KQ-Schätzers.	F
Die geschätzten Parameter in Logit- bzw. Probit-Modellen haben typischerweise die gleiche Größenordnung, da die beiden Verteilungsfunktionen sehr ähnlich sind.	F
Die Likelihood-Funktion wird auch als Score-Vektor bezeichnet.	F
Im linearen Modell gibt die Regressionskonstante den Mittelwert der abhängigen Variable an.	F
Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen.	F
Bei einem gegebenen Schätzverfahren und Modell können sich für unterschiedliche Stichproben verschiedene Schätzwerte ergeben.	W
Im Logit-Modell mit Konstante ist die Summe der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten gleich dem Stichprobenumfang, d.h. $\sum_i p_i = N$.	F
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten eines Probit-Modells liegen immer im Intervall $[0; 1]$.	W
Der KQ-Schätzer erzeugt für Steigungsparameter aber nicht für die Regressionskonstante Zufallsvariablen.	F
Der ML-Schätzer für die Varianz des Störterms im linearen Modell ist verzerrt.	W
Der Score-Vektor kann zur Approximation der Varianz-Kovarianz-Matrix der ML-Schätzer verwendet werden.	W

Die Störterme im GLS transformierten Modell haben einen Erwartungswert von 0.	W
Die Prais-Winsten-Schätzer müssen vor der Interpretation transformiert werden.	F
Die Annahme $\varepsilon \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ schließt sowohl Heteroskedastie als auch Autokorrelation aus.	W
Für Matrizen gilt allgemein: $(\mathbf{A}')' = \mathbf{A}$	W
Unterschiede in Koeffizienten für verschiedene Gruppen lassen sich mittels Interaktionstermen überprüfen.	W
Multikollinearitätsprobleme können durch Vergrößerung der Stichprobe reduziert werden.	W
Wenn statt eines Cochrane-Orcutt-Schätzers ein Prais-Winsten-Schätzer verwendet wird, steigt die Effizienz der Schätzung.	W
Wenn keine analytische Lösung für die unbekannt Parameter existiert, kann der ML-Schätzer nicht bestimmt werden.	F
Der Prais-Winsten-Schätzer verwendet transformierte Daten ohne Berücksichtigung der ersten Beobachtung.	F
Bei Autokorrelation sind die mit dem Cochrane-Orcutt-Schätzer ausgewiesenen p-Werte ungültig.	F
Die statistische Signifikanz eines Steigungsparameters lässt sich mittels eines F-Tests testen.	W
Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White Test.	F
Der geschätzte marginale Effekt einer erklärenden Variablen kann je nach Spezifikation des Modells unterschiedlich ausfallen.	W
Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.	W
Im Fall eines Moving-Average-Prozesses der Form $\varepsilon_t = v_t + v_{t-1}$ sind die Störterme homoskedastisch, wenn v_t die Gauß-Markov-Annahmen erfüllt.	W
Bei perfekter Multikollinearität ist die Matrix $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ nicht invertierbar.	W