Prüfung im Fach Ökonometrie im WS 09/10
Lösungsskizze

Aufgabe 1 (16,5 Punkte)

Die Preise von Großrechnern wurden mit folgender hedonischen Preisfunktion geschätzt:

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

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**
$time$	6.47	3.757	1	13	Zeitpunkt der Beobachtung (Beobachtungsjahr)
$\ln cap$	5.72	1.181	3.37	7.83	Speicherkapazität (logarithmiert)
$\ln speed$	-3.01	0.567	-4.23	-1.79	Index für Rechenleistung (logarithmiert)
$\ln price$	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
-------------+------------------------------           F(  3,    87) =  135.60
       Model |  19.6640033     3  6.55466778           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  4.20542012    87  .048338162           R-squared     =    ???
-------------+------------------------------           Adj R-squared =    ???
       Total |  23.8694235    90  .265215816           Root MSE      =  .21986

------------------------------------------------------------------------------
    ln_price |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        time |   -.105155   .0124833    -8.42   0.000     -.129967    -.080343
      ln_cap |   .4427951   .0656435     6.75   0.000     .3123215    .5732687
    ln_speed |    .434332   .1089002     3.99   0.000      .217881    .6507829
       _cons |   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)

- Statistisch: Koeffizient von $\ln speed$ ist auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant von Null verschieden.
- Inhaltlich: Anstieg der Rechenleistung um 1% ist ceteris paribus mit einem durchschnittlichen Preisanstieg von 0.43% verbunden.

1.2 Berechnen und interpretieren Sie das Bestimmtheitsmaß. Geben Sie den Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes an. (3 Punkte)

- $R^2 = 19.66/23.87 = 0.8236$. Das Modell erklärt 82.36% der Variation der abhängigen Variablen.
- $\overline{R}^2 = 1 - [(1/87) \cdot 4.205]/[(1/90) \cdot 23.87] = 0.8178$.

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)

- Die Teststatistik des RESET-Tests basiert z. B. auf folgender Hilfsregression ($\ln price_i = y_i$):

$$y_i = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \alpha_2\hat{y}_i^2 + \alpha_3\hat{y}_i^3 + \alpha_4\hat{y}_i^4 + \nu_i$$

- Hypothesen:
  H0: $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$
  H1: nicht H0
- Teststatistik:

$$F = \frac{(S_0 - S_1)/J}{S_1/(N-K)} \sim F_{J,N-K}$$

- Entscheidungsregel: H0 verwerfen, falls $F > F_{J,N-K,0.05} = F_{3,91-7,0.05} = 2.71$
- Berechnung:

$$F = \frac{(4.2054 - 4.1584)/3}{4.1584/84} = 0.316$$

- Entscheidung: H0 nicht verwerfen.

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 in Modell 1. 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
-------------+------------------------------           F( 14,    76) =   28.15
       Model |  20.0108339    14  1.42934528           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  3.85858957    76  .050770915           R-squared     =  0.8383
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.8086
       Total |  23.8694235    90  .265215816           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
------------------------------------------------------------------------------
```

- Modell 1 unterstellt einen über die Zeit konstanten Preisrückgang von etwa 10,5% pro Jahr. Modell 2 zeigt, dass dies z.B. für die Jahre 3, 4, 5 ungefähr zutrifft. Allerdings gibt es in den Jahren 9, 10, 11 offenbar keinen entsprechenden linearen Trend. Die Annahme eines linearen Zeittrends stellt also lediglich eine Approximation dar, die nicht für den gesamten Zeitraum gilt.
- Modell 2 zeigt einen Preisrückgang um 69,3% an ($\exp(-1.18)-1=-0.693$).

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 (= 1, sonst= 0)
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 (= 1, sonst= 0)

2.1 Nennen Sie zwei Gründe, die gegen eine Schätzung des Modells mit dem KQ-Verfahren sprechen. (2 Punkte)

- Die Varianz des KQ-Schätzers ist im Fall einer binären abhängigen Variable nicht konstant. Es liegen also heteroskedastische Störterme vor.
- Beim linearen Modell können die prognostizierten Wahrscheinlichkeiten außerhalb des Intervalls $[0,1]$ liegen.

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

------------------------------------------------------------------------------
         alg |      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
        immi |   .6331507   .1215246     5.21   0.000     .3949669    .8713344
       _cons |   1.831203   .3098256     5.91   0.000     1.223956     2.43845
------------------------------------------------------------------------------
```

- Bestimmung des marginalen Effekts im Logit-Modell für einen erwerbstätigen Einheimischen mit 10 Jahren Schulausbildung und 10 Jahren Berufserfahrung:

$$\bar{\mathbf{x}}'\boldsymbol{\beta} = -0.290 \cdot 10 - 0.051 \cdot 10 + 0.633 \cdot 0 + 1.831 = -1.579$$

$$\frac{\partial F(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial educ} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{(1+\exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}))^2}\beta_{educ} = \frac{\exp(-1.58)}{(1+\exp(-1.58))^2}(-0.2899) = -0.041$$

  Ein weiteres Jahr Schulausbildung (des Haushaltsvorstandes) reduziert für einen erwerbstätigen Einheimischen mit 10 Jahren Schulausbildung und 10 Jahren Berufserfahrung ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit, Alg II zu beziehen, um 4.1 Prozentpunkte.

- Alternativ: Bestimmung des marginalen Effekts im Logit-Modell an der Stelle der Stichprobenmittelwerte:

$$\bar{\mathbf{x}}'\boldsymbol{\beta} = -0.290 \cdot 12.51 - 0.051 \cdot 17.40 + 0.633 \cdot 0.153 + 1.831 = -2.587$$

$$\frac{\partial F(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{\partial educ} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta})}{(1+\exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}))^2}\beta_{educ} = \frac{\exp(-2.59)}{(1+\exp(-2.59))^2}(-0.2899) = -0.0189$$

  Ein weiteres Jahr Schulausbildung (des Haushaltsvorstandes) reduziert für ein Individuum mit durchschnittlichen Merkmalsausprägungen ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit, Alg II zu beziehen, um 1.9 Prozentpunkte.

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)

- McFadden $R^2 = 1 - (\log L_1 / \log L_0)$ ist ein Maß zur Beurteilung der Schätzgüte.
- Das Maß verwendet die Werte der Log-Likelihood-Funktion der Modelle mit ($\ln L_1$) bzw. ohne Kovariaten ($\ln L_0$).
- Zusätzliche Erklärungen: Je größer der Erklärungsgehalt des Modells, desto größer fällt der Unterschied in der Log-Likelihood aus. Je besser der Modell-Fit, umso näher liegt der Wert des Maßes bei 1. Je schlechter der Modell-Fit, umso näher liegt der Wert des Maßes bei 0.
- Durch die Hinzunahme der weiteren Kovariaten ist ein höherer Wert des Maßes zu erwarten, weil damit ein Anstieg von $\log L_1$ verbunden ist (d. h. der Wert der Log-Likelihood-Funktion wird durch die Hinzunahme der Kovariaten absolut kleiner).

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 (weiblich= 1, sonst= 0)
verheir	Familienstand (verheiratet= 1, sonst= 0)
west	Wohnort (Westdeutschland= 1, sonst= 0).

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

Tabelle 6: Regressionsergebnisse

Source	SS	df	MS
Model	242.865664	6	40.4776106
Residual	389.251071	2479	.157019391
Total	632.116735	2485	.254372932

Number of obs	=	2486
F(6, 2479)	=	257.79
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.3842
Adj R-squared	=	0.3827
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)

- Frauen verdienen c.p. im Durchschnitt $24,4$ Prozent weniger als Männer ($(\exp(-0.28)-1) = -0.244$).
- Der Koeffizient ist auf jedem üblichen Signifikanzniveau statistisch signifikant von Null verschieden.

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)

- Marginaler Effekt (ME) = $\frac{\partial logstdlohn}{\partial erfahr} = 0,03136 - 2 \cdot 0,000554 \cdot erfahr$
- mit erfahr = 5 ist ME = 0,0258, also ca. 2,6 Prozent
- mit erfahr = 35 ist ME = -0,0074, also ca. -0,7 Prozent
- Ein weiteres Jahr Berufserfahrung bringt durchschnittlich und c.p. 2,6 Prozent mehr Lohn wenn man 5 Jahre Erfahrung hat und 0,7 Prozent weniger Lohn wenn man 35 Jahre Berufserfahrung hat.

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)

Heteroskedastie ist eine Situation in der die Störterme keine konstante Varianz haben.

3.5 Erläutern Sie das Vorgehen beim White-Test. Gehen Sie dabei auf Hypothesen, Teststatistik und Schlusslogik ein. (5 Punkte)

- $H_0 : Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$; $H_1 : Var(\varepsilon_i) = \sigma_i^2$
- Teststatistik:

$$N \cdot R^2 \sim \chi^2_K$$

wobei N und R^2 aus einer Hilfsregression der quadrierten geschätzten KQ Residuen auf die Regressoren, deren Quadrate sowie deren Kreuzprodukte stammen und K die Anzahl der Steigungsparameter dieser Regression darstellt

- ist $\chi^2_{empirisch} > \chi^2_{kritisch}$ wird die H_0 verworfen

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)

Es liegt Heteroskedastie vor, da der p-Wert kleiner 0.01 ist und die Nullhypothese somit auf dem 1 Prozent Niveau abgelehnt wird.

3.7 Für welche Ihrer Aussagen aus Teilaufgabe 3.1 hat Heteroskedastie Konsequenzen? (1 Punkt)

Für die Aussagen zur statistischen Signifikanz.

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)

- GLS Transformation: $\frac{y_i}{\sqrt{ausbild_i}} = \beta \frac{X'}{\sqrt{ausbild_i}} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{ausbild_i}}$
- $Var\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{ausbild_i}}\right) = \frac{1}{ausbild_i} \cdot Var(\varepsilon_i) = \frac{1}{ausbild_i} \cdot \sigma^2 \cdot ausbild_i = \sigma^2$

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)

- Autokorrelation ist eine Situation in der benachbarter Störterme korreliert sind.
- Autokorrelation führt zu falsch berechneten Standardfehlern der geschätzten Koeffizienten und zur Ineffizienz der KQ-Parameterschätzer.

4.2 Stellen Sie die Varianz-Kovarianz Matrix der Störterme ε_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)

Es gilt

$$
\begin{aligned}
Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) &= E((\rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t)\varepsilon_{t-1}) \\
&= E(\rho\varepsilon_{t-1}^2) + \underbrace{E(\nu_t\varepsilon_{t-1})}_{=0} \\
&= \rho\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2}
\end{aligned}
$$

und

$$
\begin{aligned}
Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-2}) &= E[(\rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t)\varepsilon_{t-2}] \\
&= E[(\rho\{\rho\varepsilon_{t-2} + \nu_{t-1}\} + \nu_t)\varepsilon_{t-2}) \\
&= E[(\rho^2\varepsilon_{t-2} + \rho\nu_{t-1} + \nu_t)\varepsilon_{t-2}) \\
&= \rho^2 E[\varepsilon_{t-2}^2] + \rho\underbrace{E[\nu_{t-1}\varepsilon_{t-2}]}_{=0} + \underbrace{E[\nu_t\varepsilon_{t-2}]}_{=0} \\
&= \rho^2\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2}
\end{aligned}
$$

womit

$$
E(\boldsymbol{\epsilon}\boldsymbol{\epsilon}') = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \rho\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \rho^2\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} \\ \rho\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \rho\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} \\ \rho^2\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \rho\frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} & \frac{\sigma_\nu^2}{1-\rho^2} \end{pmatrix}.
$$

4.3 Ihnen liegen monatliche Informationen zu Verkehrsunfällen vor und Sie untersuchen deren Zusammenhang mit der Einführung von Tempolimits und allgemeiner Gurtpflicht.

unfall	Anzahl Verkehrsunfälle
geschw	Tempolimit (= 1, vorher= 0)
gurt	Gurtpflicht (= 1, vorher= 0)
t	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:

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     108
-------------+------------------------------           F(  3,   104) =   89.19
       Model |  1.6363e+09     3  545447107            Prob > F      =  0.0000
    Residual |   635984595   104  6115236.49           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)

- Nach der Einführung des Tempolimits, lag die Zahl der monatlichen Unfälle c.p. und im Durchschnitt um 31,8 niedriger.
- Nach der Einführung der Gurtpflicht, lag die Zahl der monatlichen Unfälle c.p. und im Durchschnitt um 53,9 höher.
- Die Zahl der Unfälle stieg c.p. und im Durchschnitt jeden Monat um 88,6.

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

- Der Breusch-Godfrey Test untersucht, ob die verzögerten KQ Residuen nach Kontrolle für $X'\beta$ einen signifikanten Einfluß auf die KQ Residuen haben.
- $(T-1)\cdot R^2$ aus der Hilfsregression ist χ^2_1 verteilt
- wenn $\chi^2_{1_{empirisch}} > \chi^2_{1_{kritisch}}$ wird die Nullhypothese verworfen

Aufgabe 5: Wahr-Falsch Fragen (von <u>allen</u> 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.	f
Den FGLS-Schätzer kann man bestimmen, wenn man eine konkrete Form der Heteroskedastie unterstellt.	w
Symmetrische Matrizen haben keine Inverse.	f
Zeitreihenmodelle nutzen im Zeitverlauf beobachtete Daten.	w
Der Cochrane-Orcutt Schätzer nutzt weniger Information als der Prais-Winsten Schätzer.	w
Die t-Verteilung ist eine symmetrische Verteilungsfunktion.	w
Bei binären Modellen entspricht das Vorzeichen des marginalen Effekts dem Vorzeichen des Parameterschätzers.	w
Ein Spaltenvektor ergibt sich als die Quadratwurzel eines Zeilenvektors.	f
Im linearen Modell stimmt der ML-Schätzer für β mit dem KQ-Schätzer überein.	w

Für die Vorhersage einer abhängigen Variablen y_i spielt es eine Rolle, ob das Modell linear oder loglinear geschätzt wird.	w
Bei Autokorrelation in Form von moving average Störprozessen gibt es Fehlerterme, die nicht miteinander korreliert sind.	w
Der Durbin-Watson-Test eignet sich zum Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung.	f
Bei Heteroskedastie ist der KQ-Schätzer verzerrt.	f
AR(1) Fehlerterme sind heteroskedastisch.	f
Autokorrelierte Störtermprozesse sind dann stationär, wenn der Einfluss vergangener Schocks auf die laufenden Störterme mit der Zeit abnimmt.	w
Das BIC Kriterium fällt umso günstiger aus, je kleiner die Fehlerquadratsumme bei gegebener Parameter- und Beobachtungszahl ist.	w
Der Vektor der ersten Ableitungen der Log-Likelihood-Funktion heißt score Vektor.	w
Bei Autokorrelation dritter Ordnung gilt das Gauss Markov Theorem.	f
Der Goldfeld-Quandt Test ist ein F-Test auf die Gleichheit der Varianz zweier Teilstichproben.	w
Ein Parameterschätzer ist effizient, wenn er gegen den wahren Wert des Parameters konvergiert.	f
White Standardfehler korrigieren für Autokorrelation beliebiger Ordnung.	f
Der Durbin-Watson Test verallgemeinert den White Test.	f
Der ML-Schätzer bestimmt die Werte für die Bevölkerungsparameter so, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der beobachteten Stichprobe minimal wird.	f
Die Annahme $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2\mathbf{I}$ gilt unter Autokorrelation, aber nicht unter Heteroskedastie.	f
Die FGLS-Schätzung bei heteroskedastischen Störtermen beruht darauf, dass Beobachtungen mit kleiner Störtermvarianz ein kleineres Gewicht erhalten als Beobachtungen mit großer Störtermvarianz.	f
Heteroskedastische Störterme bilden die Schocks vergangener Perioden ab.	f
Die Standardnormalverteilung hat einen Erwartungswert von Eins.	f
Der White-Test ist allgemeiner als der Test auf Gleichheit zweier Varianzen.	w
Autokorrelation kann durch das Auslassen relevanter erklärender Größen verursacht werden.	w
Bei Autokorrelation erster Ordnung wird der Wert eines Störterms unmittelbar vom Wert des Störterms in der vorausgehenden Periode beeinflusst.	w
Bei Heteroskedastie können KQ-Schätzer nicht mehr unverzerrt sein.	f
Der Durbin-Watson Test auf Autokorrelation ist nur anwendbar, wenn das Modell mindestens zwei Steigungsparameter enthält.	f
Liegt keine Autokorrelation vor, so ergibt sich für die Durbin-Watson Teststatistik ein Wert von 2.	w
Der kritische Wert der Durbin-Watson Teststatistik variiert mit der Anzahl der Regressoren im Modell.	w
Die Annahme $\boldsymbol{\epsilon} \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$ schließt sowohl Heteroskedastie als auch Autokorrelation aus.	w
Die Teststatistik des Breusch-Pagan Tests ist asymptotisch standardnormalverteilt.	f
Positive Autokorrelation kommt typischerweise in Querschnittsdaten vor.	f
Bei Autokorrelation sind die mit den KQ-Schätzern ausgewiesenen p-Werte gültig.	f

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.	w
In Querschnittsdaten kann es nicht zu zeitlich bedingter Autokorrelation kommen.	w
Identisch und unabhängig verteilte Störterme können nicht heteroskedastisch sein.	w

Bei Vorliegen von Heteroskedastie gilt das Gauss-Markov-Theorem nicht.	w
Eine starke Krümmung der Log-Likelihood-Funktion an der Stelle $\hat{\theta}$ führt zu einer unpräzisen Schätzung des Parameters θ.	f
Man kann den t-Test verwenden, um die Nullhypothese positiver Autokorrelation erster Ordnung zu überprüfen.	w
Die Parameter des Logit-Modells werden immer als Elastizitäten interpretiert.	f
Der PE-Test wird herangezogen, um Strukturbrüche in Zeitreihen zu ermitteln.	f
Im linearen Regressionsmodell ist die geschätzte Konstante keine Zufallsvariable.	f
Ein niedriger AIC-Wert weist auf ein besseres Regressionsmodell hin als ein hoher.	w
Wald-, Likelihood-Ratio- und Lagrange-Multiplier-Tests sind asymptotisch äquivalent.	w
Bei perfekter Multikollinearität kann die Inverse der Kreuzproduktmatrix $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ nicht bestimmt werden.	w
Insignifikante Koeffizienten können nicht größer als 100 sein.	f
Die Likelihoodfunktion wird typischerweise in logarithmierter Form geschätzt.	w
Die Kreuzproduktmatrix $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ ist symmetrisch.	w
Bei einem gegebenen Schätzverfahren und Modell können sich für unterschiedliche Stichproben verschiedene Schätzwerte ergeben.	w
Bei GLS (generalized least squares) Schätzern sind t- und F-Tests nicht einmal approximativ anwendbar.	f
Die Annahme $E(\boldsymbol{\epsilon}\vert\mathbf{X}) = 0$ lässt zu, dass die Varianz des Störterms von $\mathbf{X}$ abhängt.	w
Die Schätzgüte bei Logit-Modellen kann anhand des korrigierten Bestimmtheitsmaßes beurteilt werden.	f
Wenn der p-Wert größer ist als das Signifikanzniveau eines Tests, wird die Nullhypothese verworfen.	f
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.	w
Zur Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix des ML-Schätzers benötigt man die Informationsmatrix.	w
Die Streuung der Steigungsparameter im Kleinstquadrateschätzer variiert mit der Anzahl der Beobachtungen.	w
Bei Vorliegen von multiplikativer Heteroskedastie sind entsprechende GLS-Schätzer effizienter als KQ Schätzer.	w
Die Werte der t-Verteilung sind symmetrisch um den Wert 1.96 verteilt.	f
Die im Rahmen des ML-Verfahrens angewendeten Testprinzipien erlauben keinen Test von Linearkombinationen der Parameter.	f
Unter einem Interaktionsterm versteht man das Produkt zweier erklärender Variablen.	w
Der Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes kann nicht negativ werden.	f
Mithilfe eines linearen Regressionsmodells lassen sich Elastizitäten schätzen.	w
Der ML-Schätzer benötigt keine Annahmen über die Verteilung der Störterme ε.	f
Der Breusch-Pagan Test auf Heteroskedastie basiert auf einer Regression der quadrierten geschätzten KQ-Residuen auf eine Teilmenge $\mathbf{z}$ der erklärenden Größen $\mathbf{x}$.	w
Beim Likelihood-Ratio-Test kann auf die Schätzung des unrestringierten Modells verzichtet werden.	f
Die Parameter β_1 und β_2 des Modells $y_i = \beta_0 x_{1i}^{\beta_1} x_{2i}^{\beta_2} e^{\varepsilon_i}$ können nicht mit dem KQ-Verfahren geschätzt werden.	f
Schätzgleichungen mit quadratischen erklärenden Variablen erfordern nichtlineare Schätzverfahren.	f
Der Chow-Test überprüft mittels einer F-Teststatistik, ob vorhergesagte Werte der abhängigen Variable den Erklärungsgehalt des Modells erhöhen.	f
In ein Modell mit logarithmierter abhängiger Variable können keine Dummy-Variablen als erklärende Variablen eingefügt werden, da $\ln(0) = -\infty$.	f

Im FGLS-Verfahren zur Korrektur von Heteroskedastie wird das transformierte Modell ohne eigentliche Konstante geschätzt.	w
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*.	w
Bei der Herleitung des KQ-Schätzers im linearen Modell erhält man so viele Normalgleichungen wie unbekannte Parameter vorliegen.	w
Im linearen Modell stimmt der ML-Schätzer mit dem KQ-Schätzer für σ^2 überein.	f