Pobeklausur: "Einführung in die Ökonometrie" (Lösung)

Gesamtpunktzahl: 96

1. (20 Punkte)

a) Anmerkung: statt im Durchschnitt kann auch "der/die/das erwartete ..." stehen.

educ : Wenn die Bildung um 1 Jahr steigt, so sinkt die Anzahl der gerauchten Zigaretten pro Tag im Durchschnitt, ceteris paribus um 0,3678.

lcigprice : Wenn sich der Zigarettenpreis pro Schachtel um 1% erhöht, so sinkt die Anzahl der gerauchten Zigaretten pro Tag im Durchschnitt, ceteris paribus um 0,00199.

restaurn : Wenn es in einem Land ein Rauchenverbot in Restaurants gibt, dann werden dort, im Durchschnitt, ceteris paribus 2,9789 Zigaretten pro Tag weniger geraucht (als in einem Land ohne Rauchverbot).

b) Anmerkung: Es wurde nicht nach einer Begründung gefragt. deshalb braucht man hier den p-Wert/die t-Statistik nicht zusätzlich angeben.

- educ: signifikant für $\alpha = 0,1$ (10%-Niveau) und $\alpha = 0,05$ (5%-Niveau)
- lcigprice: insignifikant, sogar für $\alpha = 0,1$ (10%-Niveau)
- restaurn: signifikant für $\alpha = 0,1$ (10%-Niveau), $\alpha = 0,05$ (5%-Niveau), $\alpha = 0,01$ (1%-Niveau)

c) $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$

$$F(4, 802) = 3,29730$$

P-Wert für $F() = 0,0108058$

Modell 2 erklärt signifikant einen Teil des Zigarettenkonsums auf einem Signifikanzniveau von 5% (bzw. 1,1%)

d) $H_0 : \beta_3 = \beta_5 = 0$

2 Möglichkeiten:

Wald-Test	LR-Test
$PG = \frac{SSR_{M2} - SSR_{M1}}{SSR_{M1}} \cdot \frac{n-k-1}{q}$ $= \frac{149298 - 148864}{148864} \cdot \frac{800}{2}$ $= 1,1662 \sim F(2, 800)$	$PG = 2 \cdot (L_{M1} - L_{M2})$ $= 2 \cdot (-3250,3 - (-3251,5))$ $= 2,4 \sim \chi^2_2$
kritischer Wert zu $F(2, 800)_{0,1} = 2,30$	kritischer Wert zu $\chi^2_{2;0,1} = 4,61$
H_0 kann sogar auf einem 10%-Niveau nicht verworfen werden.	

Die Koeffizienten vor *age* und *white* sind nicht gemeinsam signifikant. Modell 2 wird mit diesem Testergebnis bevorzugt.

e) *

i.) Speichern der Residuen aus Modell 2 ($\hat{u}$)

ii.) Regression von $\hat{u}$ auf alle erklärenden Variablen aus Modell 1.

iii.) Prüfgröße: $n \cdot R^2 \sim \chi_q^2$ für diese Modelle: $807 \cdot R^2 \sim \chi_2^2$

(R^2 aus der Hilfsregression aus (ii))

f) Vergleichskriterium: korrigiertes(adjusted) R^2

M1: korrigiertes(adjusted) $R^2 = 0,0116842$

M2: korrigiertes(adjusted) $R^2 = 0,0112725$

Nach diesem Kriterium würden wir uns für Modell 1 entscheiden.

g) $\hat{\beta}_4 = 0,000130676$ $\widehat{se}(\hat{\beta}_4) = 5,60173 \cdot 10^{-5}$ $c_{t_{800},0,025}$ aus Tabelle

$c_{t_{\infty},0,025} = 1,96$

$KI_{95\%} = [2,0882 \cdot 10^{-5}; 2,4047 \cdot 10^{-4}]$

2. (20 Punkte)

a) Der unkorrigierte (unadjusted) R^2 liegt auf dem Intervall $[0;1]$. Er sagt aus, welcher Anteil der Gesamtvarianz der abhängigen Variable durch das Modell erklärt wird und ist somit ein Maß für die Anpassungsgüte.

b) • Messfehler

• Weglassen von Variablen, die ins Modell gehören

c) Die Schätzer für die Koeffizienten sind immernoch unverzerrt (konsistent), aber nicht mehr BLUE. Die geschätzten Standardfehler sind inkonsistent.

d) $wage = \beta_0 + \beta_1 male + \beta_2 white + u$

i.) $wage = \beta_0 + \beta_1 male + \beta_2 white + \beta_3 male \cdot white + u$

ii.) Lohnunterschied gegeben durch: $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3$

e) Bsp. nichtverschachtelter Modelle:

M1: $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u_1$

M2: $y = \beta_0 + \beta_1 \log(x_1) + \beta_2 \log(x_2) + u_2$

i.) nichtverschachtelter F-Test:

Giant-Modell:

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \gamma_3 \log(x_1) + \gamma_4 \log(x_2) + u$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$$

$$H_0' : \gamma_3 = \gamma_4 = 0$$

Mögliche Ergebnisse:

- i. Verwerfen H_0 , kein Verwerfen von $H'_0 \Rightarrow$ M1 wird bevorzugt
- ii. kein Verwerfen H_0 , Verwerfen von $H'_0 \Rightarrow$ M2 wird bevorzugt
- iii. Wenn beide Nullhypothesen verworfen werden bzw. nicht verworfen werden können, kann man keine Entscheidung treffen.

ii.) Davidson-Mac-Kinnon-Test:

Speichern der angepassten Werte aus M1 ($\hat{y}_1$) und aus M2 ($\hat{y}_2$)

Schätzen von zwei Modellen:

$$M1^*: y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \alpha_3 \hat{y}_2 + u1^*$$

$$M2^*: y = \gamma_0 + \gamma_1 \log(x_1) + \gamma_2 \log(x_2) + \gamma_3 \hat{y}_1 + u2^*$$

$$H_0 : \gamma_3 = 0$$

$$H'_0 : \alpha_3 = 0$$

Ergebnisse wie beim nichtverschachtelten F-Test.

3. (8 Punkte)

Gegeben sei Y als abhängige Variable und X, A als erklärende Variablen. Die Variable A sei endogen und die Variable X exogen.

a) Modell: $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 A + u$

Instrumentalvariable: Z

Bedingungen: $Cov(Z, u) = 0 \quad Cov(Z, A) \neq 0$

b) Prüfen von $Cov(Z, A) \neq 0$:

Wenn in der reduzierten Form ($A = \pi_0 + \pi_1 X + \pi_2 Z + v_2$) der Koeffizient π_2 signifikant ist, ist diese Bedingung erfüllt.

c) Zweistufenschätzung:

1. Stufe: reduzierte Form: $A = \pi_0 + \pi_1 X + \pi_2 Z + v_2$

Reduzierte Form: endogene Variable wird durch eine exogene Prognose ersetzt. Speichern der angepassten Werte $\hat{A}$ aus der reduzierten Form

2. Stufe: Einsetzen von $\hat{A}$ als erklärende Variable in die ursprüngliche Gleichung:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 \hat{A} + \varepsilon$$

Der Koeffizient β_2 in der zweiten Stufe spiegelt den unverzerrten Effekt von A auf Y wider.

4. (10 Punkte)

Gegeben sei folgendes in den Koeffizienten lineares Modell:

$$lwage = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 exper + \beta_3 sibs + \beta_4 female + \beta_5 abil + u$$

- a) **age** : Wenn das Alter um 1 Jahr steigt, so steigt der Stundenlohn im Durchschnitt, ceteris paribus um 2,5137%. Mit einem p-Wert von 0(<0,01) ist dieser Zusammenhang auf einem 1%-Niveau signifikant.
- female** : Für Frauen ist der Stundenlohn im Durchschnitt, ceteris paribus um 24,63% geringer als für Männer. Mit einem p-Wert von 0(<0,01) ist dieser Zusammenhang auf einem 1%-Niveau signifikant (und es liegt ein Fall von Lohndiskriminierung vor).
- b) Die Koeffizientenschätzer könnten verzerrt sein.
- c) $\hat{\beta}_1$ wäre in positive Richtung verzerrt.
- d) $Cov(KWW, u) = 0$ $Cov(KWW, abil) \neq 0$
- e) Mit Proxies kann der Koeffizient vor *abil* nicht konsistent geschätzt werden.

5. (12 Punkte)

Gegeben Sei ein in den Koeffizienten lineares Modell.

- a) marginaler Effekt: $\frac{\partial wage}{\partial exper} = 0,29776 - 0,0089011exper$
 Umkehrpunkt: $0 = 0,29776 - 0,0089011exper \Leftrightarrow exper = 33,4493$
 Interpretation: Der Effekt der Berufserfahrung ist positiv solange die Berufserfahrung ≤ 33 Jahre, sobald die Berufserfahrung größer als 33 Jahre ist, ist der marginale Effekt negativ. Das kann z.B. daran liegen, dass in dieser Stichprobe Menschen mit mehr Berufserfahrung (>33 Jahre) weniger verdienen.
- b) H_0 : Spezifikation ist angemessen, p-Wert: 0,0158133
 H_0 kann auf einem Signifikanzniveau von 5% (bzw. 1,6%) verworfen werden. Die Spezifikation durch das lineare Modell ist nicht angemessen. Z.B. sollten einige Variablen polynomial eingehen, um den Lohn adäquat zu erklären.
- c) Betrachten Sie den unter dem Modell gegebenen White-Test:
- i.) Modell: $\hat{u}^2 = \beta_0 + \beta_1\hat{y} + \beta_2\hat{\beta}^2 + \varepsilon$ mit $\hat{u}^2$: quadrierte Residuen des ursprünglichen Modells
 $\hat{y}$: angepasste Werte des ursprünglichen Modells
 - ii.) $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$
 - iii.) Es liegt Heteroskedastizität vor.
 - iv.) Die Schätzung der Koeffizienten ist konsistent, aber die Schätzung der Standardfehler ist inkonsistent.

v.) Mit einer GLS- bzw. WLS-Schätzung.

Grundidee: $\text{Var}(u | x) = \sigma^2 h_i$: Teilung der gesamten Gleichung durch $\sqrt{h_i}$, so dass man ein Modell mit homoskedastischen Fehlern hat.

6. (10 Punkte)

Betrachtet werden 2 binary response-Modelle.

a)

$$\begin{aligned}z &= -0,939793 - 0,00659921 \overline{inc86} + 0,0200870 \overline{durat} \\ &\quad + 0,766025 \overline{black} + 0,448444 \overline{hispan} \\ &= -0,939793 - 0,00659921 \cdot 54,9670 + 0,0200870 \cdot 2,25138 \\ &\quad + 0,766025 \cdot 0,161101 + 0,448444 \cdot 0,217615 \\ &= -1,036313\end{aligned}$$

$$G(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{e^{-1,036313}}{1 + e^{-1,036313}} = 0,2618620$$

Die erwartete Wahrscheinlichkeit im Jahr 1986 inhaftiert gewesen zu sein, beträgt im Mittel der Variablen 26,186%.

b) $H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$

$$\begin{aligned}LR &= 2(L_{ur} - L_r) \sim \chi_q^2 \\ &= 2(-1526,73 - (-1551,48)) = 49,5 \sim \chi_2^2\end{aligned}$$

kritischer Wert für $\chi_{2;0,01}^2$ ist 9,21

H_0 wird verworfen, es liegt gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten vor *black* und *hispan* vor.

Modell 1 wird bevorzugt.

c) marginaler Effekt: $\frac{\partial p}{\partial x_j} = G'(z) \cdot \beta_j$

$$\begin{aligned}z &= -0,665366 - 0,00727792 \overline{median(inc86)} + 0,0199908 \overline{median(durat)} \\ &= -0,665366 - 0,00727792 \cdot 29 + 0,0199908 \cdot 0 \\ &= -0,8764257\end{aligned}$$

$$G'(z) = \frac{e^z}{(1 + e^z)^2} = \frac{e^{-0,8764257}}{(1 + e^{-0,8764257})^2} = 0,2075306$$

marginaler Effekt = $0,2075306 \cdot -0,00727792 = -0,001510391$

Steigt das legale Einkommen in 1986 um 100 Dollar (wurde in 100 Dollar gemessen), sinkt die erwartete Wahrscheinlichkeit im Jahr 1986 inhaftiert gewesen zu sein im Median der Variablen um 0,151%.

7. (8 Punkte)

- a) Filterung bzw. Regression mit Zeit als erklärender Variable
- b) Einsetzen von Saisondummies, Bei Quartalsdaten 3 Dummies für 4 Quartale
- c) Wir testen, ob ein AR(1)-Prozess ein Unit-root-Prozess bzw. random walk ist. Deshalb testen wir im AR(1), ob $\rho = 1$.
Zusatzpunkt bei der Erwähnung des augmented DF-Tests.
Punkte auf: Modell (1), H_0 (1), Ergebnis (1), Gedanke verbal (1)

8. (8 Punkte)

- a) Bei gepoolten QSD werden Stichproben aus verschiedenen Zeitpunkten betrachtet, wobei in den einzelnen Stichproben nicht unbedingt die gleichen Individuen vorkommen müssen.
Bei echten Paneldaten werden dieselben Individuen über die Zeit verfolgt, d.h. man betrachtet in jedem Zeitpunkt die selben Individuen.
- b) feste Effekte
 - i.) Differenzenansatz: gleiche Modell zu zwei Zeitpunkten s und t:
M1: $y_{it} = \beta_0 + \delta_0 d_t + \beta_1 x_{1,it} + a_i + u_{it}$
M2: $y_{is} = \beta_0 + \delta_0 d_s + \beta_1 x_{1,is} + a_i + u_{is}$
Bildet man die Differenz aus beiden Modellen, fällt der unbeobachtete feste Effekt heraus und man kann die Gleichung schätzen.
 - ii.) Subtraktion von Mittelwerten: Hier wird der Mittelwert der Variable abgezogen. Weil a_i ein fester Effekt ist, fällt er heraus.