Ökonometrie 2   SS18

LV-Termine:
LV 4354 **Di** 17:00-18:30 D4.0.039
LV 4740 **Do** 17:00-18:30 TC.5.03
Do ***14.6. 16:30-18:00 TC.2.03***

Prüfungstermine:
LV 4354 Di 17:00-18:30 D4.0.39   am Di 26.6.
LV 4740 Do 17:00-18:30 TC.5.03   am Do 28.6.

Abgabe der Beispiele schriftlich, ausgedruckt:
Auf dem 1.Blatt muss angegeben sein:

- Namen der Gruppenmitglieder in alphabetischer Reihenfolge
- Liste der gerechneten Beispiele

Änderungen der Gruppenzusammensetzung nur nach expliziter Benachrichtigung.

Für jeden größeren Abschnitt einer Aufgabe ist die Problemstellung in einem Satz anzuführen, z.B.: Es ist zu untersuchen, . . .
Nach erfolgter Ausarbeitung ist das Ergebnis in einem Satz zusammenzufassen, z.B.: Es liegt . . . vor.

Referenz zu den Beispielen: Hackl, Einführung in die Ökonometrie

Übungsbeispiele zu den Kapiteln:
K9.A.1:
1, 2a-c, 3a. Verwenden sie in 3 auch den Quandt-Andrews Test.

Varianten zu 2 und 3: a) Verwenden sie statt *dats_01* *dats_01a*.
b) Wählen sie z.B. 1981 (starke Zinserhöhung der FED unter Paul Volcker), 2000 (Beitritt zur EU), 2002 (Einführung des Euro) oder 2008 (Finanz- und Bankenkrise) als mögliches Strukturbruchdatum.

B9.1 Verwenden sie saisonale Dummies für den Interzept in der Regression *log(ydr)* auf *t* (time) aus *dats_04* (Quartalsdaten).
(a) indem sie 4 Dummies, und
(b) den Interzept und 3 Dummies verwenden.
Testen sie, ob der Effekt des 1. und 3.Quartals, und 2. und 4. gleich ist.

B9.2 Verwenden sie *dats_01* für die Regression *log(ydr)* auf *t* (time). Unterscheiden sie die beiden Perioden 77-90 und 91-99, indem sie ein gemeinsames Modell formulieren. Dazu verwenden sie sowohl für den Interzept als auch für die Steigung Perioden-Dummies (eine für die 1.Periode, eine für die 2.Periode).
Testen sie, ob die Interzepte und die Steigungen in beiden Perioden gleich sind. (Wald restriction test)

B9.3 Untersuchen sie, ob mit Inkrafttreten der Europäischen Zinssteuerrichtlinie 2005 auch die Anzahl der Briefkastenfirmen (tax_haven) in der Schweiz zugenommen haben. Daten dazu Z*ucman2013Grafik3*

K10.A.1:
Wie 1, 2, 3, 4 in Hackl. Nehmen sie einen linearen Trend *gen t = @trend* und *gen t2 = t*t* einen quadratischen Trend in das Modell auf. Reduzieren sie das große Modell um die eine oder andere Variable und vergleichen sie die Signifikanz der geschätzten Parameter mit den zugehörigen Korrelationsmatrizen der erklärenden Variablen.
group grp ydr mp pi t t2 und *View Covariance Analysis*

B10.1 Simulation mit *multicoll1.prg*. Variieren sie die Annahmen und interpretieren sie die Ergebnisse.

K11.A.1:
B11.1 (log- bzw. Box-Cox-Transformation) Verwenden sie *dats01a.wf1*. Schätzen sie eine einfache Konsumfunktion im Niveau
$cpr_t = \beta_0 + \beta_1 * yhr_t + u_t$
und dieselbe Funktion mit den log-transformierten Variablen.
$\log(cpr)_t = \beta_0 + \beta_1 * \log(yhr)_t + v_t$
Vergleichen sie die Residuen. Im ersten Fall steigt die Varianz der Residuen mit der Zeit, im zweiten ist sie konstant.

B11.2 (variable Regressionskoeffizienten) Verwenden sie *dats01a.wf1*. Wir betrachten das Modell
$\log(cpr)_t = \beta_0 + \beta_{1t} * \log(yhr)_t + \beta_2 * \log(cpr)_{t-1} + v_t$
mit einer variablen (kurzfristigen) Einkommenselastizität des Konsums. Wir wollen untersuchen, ob die Einkommenselastizität vom Konjunkturzyklus abhängt.
Den Konjunkturzyklus bc_t definieren wir als die Abweichungen vom Trend des Einkommens (Residuen einer Regression von log(yhr) auf den Trend).
$\log(yhr)_t = \gamma_0 + \gamma_1 * t + w_t$, $bc_t = \hat{w}_t$.
Testen sie die Hypothese $\beta_{11} = 0$ in $\beta_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11} * bc_t$.
Das kombinierte Modell, das zu schätzen ist, lautet
$\log(cpr)_t = \beta_0 + \beta_{10} * \log(yhr)_t + \beta_{11} * bc_t * \log(yhr)_t + \beta_2 * \log(cpr)_{t-1} + v_t$

B11.3 Verwenden sie den Datensatz *food.wf1*. Sie versuchen die „food" Ausgaben durch das wöchentliche Einkommen (income) zu erklären (Engel Kurve).
a Beschreiben sie das Streudiagramm income x food_exp.
b Schätzen sie $food\_exp_i = \beta_0 + \beta_1 * income_i + v_i$. Interpretieren sie den Zusammenhang, beschreiben sie die Residuen.
c Berechnen sie die (White) Heteroskedastie-konsistenten Standardfehler. Vergleichen sie die konsistenten t-Statistiken mit denen über die OLS-Standardfehler berechneten. [I.A. ist die Relation umgekehrt!]
d Testen sie, ob Heteroskedastizität vorliegt. Verwenden sie verschiedene funktionale Formen/Tests.
e Transformieren sie das Modell unter der Annahme, dass das korrekte Modell für die Fehlervarianz $\sigma_i^2 = \delta_1 + \delta_2 * income_i^2$ ist.
Testen sie, ob damit die Heteroskedastizität berücksichtigt ist.
Auch der Unterschied der White-Standardfehler zu den OLS-Standardfehlern ist nun geringer.
f Wie e, aber verwenden sie die weight-Option beim Schätzen. (Weight type: Std.Deviation, Series: income)

B11.4 Alternativ zu *B11.3*, unter Verwendung von *twoyear.wf1*. Untersuchen sie im Modell
$lwage_i = \beta_0 + \beta_1 * jc_i + \beta_2 * univ_i + \beta_3 * exper_i + \beta_4 * female_i + u_i$
Als Modell für die Varianz der Residuen wählen z.B.
$\sigma_i = \delta_1 + \delta_2 * female_i$

K12.A.1:
Verwenden sie den Datensatz *awm_bsp12a.wf1*. Welche Daten sind darin enthalten? (Siehe *AWMDat_03.xls* und das Working Paper *ecbwp042.pdf* im Folien-Ordner.)
1a-c,
2a (ohne Prais-Winsten)
2c Hier vergleichen sie die folgenden Modelle im Niveau und in den ersten Differenzen:
$pcr_t = \beta_0 + \beta_1 * pyr_t + u_t$ mit $\Delta pcr_t = \beta_1 * \Delta pyr_t + \varepsilon_t$, wie auch
$pcr_t = \beta_0 + \beta_1 * pyr_t + \beta_2 * t + u_t$ mit $\Delta pcr_t = \beta_1 * \Delta pyr_t + \beta_2 + \varepsilon_t$.

K13.A.1:
1a-b, 2, 3 mit *arima.prg*
Bem: Verwenden sie die Option CLS (conditional least squares) beim Schätzen der ARMA Modelle.

K14.A.1:
1, 2, 4 mit *stat_ltrend_i1.prg* und *spurious_regression2.prg*

K15.A.1:
1a-e