Ökonometrie 2: Übungsbeispiele zu den Kapiteln

In [...] Referenz zu Hackl, Einführung in die Ökonometrie

Kapitel 9:

B9.1 [9.A.1:1] *Abgabe individuell*
Schätzen Sie die Konsumfunktion

$$CR_t = \beta_1 + \beta_2 * YDR_t + \beta_3 * MP_t + \beta_4 * PI_t + u_t$$

mit dem Datensatz *dats_01* für Österreich, 1976 bis 2001.

CR_t ... privater Konsum (konst. Preise 1995, Mrd. Euro)
YDR_t ... disponibles Einkommen (konst. Preise 1995, Mrd. Euro)
MP_t ... privates Geldvermögen (Mrd. Euro)
PI_t ... Inflationsrate($=(PC_t - PC_{t-1})/PC_{t-1}*100$ oder $=\log(PC_t/PC_{t-1})*100$)
PC_t ... Deflator des privaten Konsums (1995=100)

Verwenden Sie die Daten aus der Periode 1976 bis 1990 und berechnen Sie Prognosen für den Konsum der Jahre 1991 bis 2001.
Stellen Sie den tatsächlichen Verlauf, die Prognosen und das Prognoseintervall-Band graphisch dar.
EViews: Siehe in *EViewsBefehle.pdf* unter *Plotten einer Prognose*
*Generate / pi = (pc – pc(-1))/pc(-1)*100* oder *pi = log(pc/pc(-1))*100*

B9.2 [9.A.1:2]
Überprüfen Sie in B9.1 ob im Zeitraum 1991 bis 1997 der gleiche datengenerierende Prozess vorgelegen hat wie zwischen 1976 bis 1990.
(a) Verwenden Sie den Prognosetest von Chow.
(b) Verwenden Sie den Strukturbruchtest von Chow.
(c) Berechnen Sie die einzelnen Komponenten des Strukturbruchtests von Chow, und setzen Sie in die Formel ein.

B9.3 [9.A.1:3]
Überprüfen Sie im Modell von B9.1, ob die Annahme einer stabilen Modellstruktur gerechtfertigt ist. Verwenden Sie den CUSUM-Test und den Quandt-Andrews Test.

Alternativ zu B9.1, B9.2 und/oder B9.3:
Verwenden sie statt *dats_01* das File *dats_01b* für Österreich, 1976 bis 2020.

Schätzen Sie die Konsumfunktion

$$CPR_t = \beta_1 + \beta_2 * YHR_t + \beta_3 * WLN_t + \beta_4 * PI_t + u_t$$

CPR_t ... privater Konsum (konst. Preise 2005, Mio. Euro)
YHR_t ... disponibles privates HH-Einkommen (konst. Preise 2005, Mio. Euro)
WLN_t ... privates Geldvermögen (Mio. Euro)
PI_t ... Inflationsrate, $=(PCD_t - PCD_{t-1})/PCD_{t-1}*100$ oder $=\log(PCD_t/PCD_{t-1})*100$
PCD_t ... Deflator des privaten Konsums (2005=100)

B9.1a Wählen Sie selbst eine Beobachtungs- und eine Prognoseperiode.
B9.2a Teilen Sie selbst die Periode in zwei Teile und prüfen Sie auf das Vorliegen eines Strukturbruchs.
Z.B.: 1981 (starke Zinserhöhung der FED unter Paul Volcker), 2000 (Beitritt zur EU), 2002 (Einführung des Euro) oder 2008 (Finanz- und Bankenkrise), usw.
B9.3a Analog zu B9.3.

B9.4
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-ten und 3-ten Quartals, und 2-ten und 4-ten gleich ist.

B9.5 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)
Alterativ verwenden Sie *dats_01b* mit selbst gewählten 2 Perioden.

B9.6 Untersuchen Sie, ob mit Inkrafttreten der Europäischen Zinssteuerrichtlinie 2005 auch die Anzahl der Briefkastenfirmen (*tax_haven*) in der Schweiz zugenommen haben. Daten dazu sind in *Zucman2013Grafik3*.

Kapitel 10:
Verwenden Sie für B10.1 – B10.4 den Datensatz *dats_01*. Wir wollen die folgende Konsumfunktion schätzen

$$CR_t = \beta_1 + \beta_2 * YDR_t + \beta_3 * MP_t + \beta_4 * PI_t + u_t$$

Berücksichtigen Sie auch einen potenziellen linearen und/oder quadratischen Trend. (*gen t = @trend* bzw. *gen t2 = t*t*)
Alternativ verwenden Sie *dats_01b*.

B10.1 [10.A.1:1]
Stellen Sie die Zeitreihen geeignet graphisch dar und interpretieren Sie mögliche Zusammenhänge.
Z.B. indem Sie die Reihen zu einer Gruppe, *grp*, zusammenfassen, und die Gruppe graphisch darstellen, bzw. die Korrelationsmatrix berechnen.
(group grp ydr mp pi t t2 und *View / Covariance Analysis)*

B10.2 [10.A.1:2]
Untersuchen Sie die Stabilität der Schätzer bei kleinen Variationen der Stichprobe. Vergleichen Sie die geschätzten Parameter, die sich unter Verwendung aller Daten, bei Beschränkung auf die Perioden 1976-2001, 1976-2000, bzw. 1976-1998 ergeben.
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.

B10.3 [10.A.1:3]
Wählen Sie ein (größeres) Modell aus B10.2 und untersuchen Sie, ob Multikollinearität vorliegt, anhand
(a) der Bestimmtheitsmaße R_i^2, i=1,...,4, aus den Hilfsregressionen,
(b) der Änderung der Standardfehler der b_i und
(c) der Determinante der Matrix der Korrelationskoeffizienten der Regressoren.

B10.4 [10.A.1:4]
Schätzen Sie die Konsumfunktion aus B9.1 und B9.1 ohne *MP*, und vergleichen Sie die Standardfehler.

B10.5
Führen Sie Monte Carlo Simulationen mit *multicoll1.prg* durch. Variieren Sie die Annahmen und interpretieren Sie die Ergebnisse.

Kapitel 11:
B11.1 (log- bzw. Box-Cox-Transformation)
Verwenden Sie *dats_01a*. 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 *dats_01a*. 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).

$$\log(yhr)_t = \gamma_0 + \gamma_1 * t + w_t \ , \quad bc_t = \hat{w}_t \ .$$

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*. 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 des Datensatzes *twoyear*. 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.

$$\sigma_i = \delta_1 + \delta_2 * female_i$$

Kapitel 12:
Verwenden Sie den Datensatz *awm_b12a*. Welche Daten sind darin enthalten? (Siehe dazu *AWMDat_03.xls* und das Working Paper *ecbwp042.pdf*.)
Schätzen Sie die einfache Konsumfunktion

$$C_t = \alpha + \beta * Y_t + u_t$$

B12.1 [12.A.1:1]
Schätzen Sie die Parameter mit OLS und
(a) erzeugen Sie das Streudiagramm der Residuen *(e_{t-1} x e_t)*.
(b) überprüfen Sie mittels Durbin-Watson-Test, Breusch-Godfrey-Test und Box-Pierce-Test, ob Autokorrelation in den Residuen vorliegt.
(c) vergleichen Sie die OLS-Standardfehler mit denen von Newey-West.

B12.2 [12.A.1:2]
Die Residuen der geschätzten Konsumfunktion weisen Autokorrelation auf.
(a) Versuchen Sie diese in der Schätzung zu berücksichtigen. Verwenden Sie dazu (i) die ersten Differenzen der Beobachtungen, (ii) Quasi-Differenzen und das Cochran-Orcutt Verfahren.
(b) 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 $\Delta pcr_t = \beta_1 * \Delta pyr_t + \beta_2 + \varepsilon_t$.

Kapitel 13:
B13.1 [13.A.1:1]
Die Zeitreihe GEN der AWM-Datenbank enthält die Öffentlichen Ausgaben im Zeitraum 1970:1 bis 2002:4, *awm_gen.*
(a) Stellen Sie die Zeitreihe graphisch dar und vergleichen Sie Verlauf der Reihe und zugehöriges Korrelogramm.
(b) Passen Sie (i) ein AR(1), (ii) ein MA(1) und (III) ein ARMA(1,1) an die Reihe an und überprüfen Sie die Residuen auf Autokorrelation. Vergleichen Sie die Korrelogramme der Residuen mit dem der Reihe.

B13.2 [13.A.1:2]
Wie B13.1 für die Reihe $\Delta GEN_t = GEN_t - GEN_{t-1}$

B13.3 [13.A.1:3]
Verwenden Sie für diese Aufgabe das EViews-Skript *arima.prg.*
(a.1) Generieren Sie eine Reihe u_t mit 100 standard normalverteilte Zufallszahlen, $u_t \sim N(0,1)$.
(a.2) Generieren Sie eine Realisation eines AR(1)-Prozesses mit $Y_t = \varphi * Y_{t-1} + u_t$. Der Angangswert sei $Y_0 = 0$. Als Wert für φ verwenden Sie φ=0.0. Vergleichen Sie jeweils den Verlauf der erzeugten Reihe Y_t und dessen Korrelogramm.
(a.3) Wiederholen Sie (a.1) und (a.2) einige Male.
(a.4) Verwenden Sie in (a.1)-(a.3) auch die Werte φ=0.4, φ=0.8 und φ=1.0.
(b) Wie (a.1)-(a.4) aber für einen MA(1)-Prozess $Y_t = \alpha + u_t + \theta * u_{t-1}$ mit α=1 und θ=0.5.
Bem: Verwenden Sie die Option CLS (conditional least squares) beim Schätzen der ARMA Modelle.

Kapitel 14:
B14.1 [14.A.1:1]
(a) Stellen Sie die Reihe PYR, Houshold's disposible income, aus dem AWM-Datenfile graphisch dar und vergleichen Sie mit dem zugehörigen Korrelogramm.
(b) Bestimmen Sie die Integrationsordnung von PYR indem Sie Verlauf und Korrelogramm von PYR, der ersten Differenz ΔPYR, und der 2-ten Differenz Δ^2PYR vergleichen. Welche der 3 Reihen erscheint als erste stationär?

B14.2 [14.A.1:2]
Analog wie B14.1 aber für die Reihe PCD dem Deflator des privaten Konsum in *dats_01b*.

B14.3 [14.A.1:4] (stationäre Reihe, linearer Trend, Random Walk; spurious regression)
Verwenden Sie
(a) das EViews-Skript *stat_ltrend_i1.prg* und
(b) *spurious_regression2.prg* bzw. *spurious_regression1_SV.txt.*
Der Ablauf ist in den Skripts beschrieben.

Kapitel 15:
B15.1 [15.A.1:1]
Schätzen Sie die Konsumfunktion

$$CR_t = \beta_1 + \beta_2 * YDR_t + \beta_3 * MP_t + \beta_4 * PI_t + u_t$$

mit den Daten *dats_01* und nehmen an, dass $\acute{Y}DR_t$ einem potenziellem Endogenitätsproblem unterliegt.
Alternativ verwenden Sie *dats_01b*.
(a) Schätzen Sie die Konsumfunktion die potenzielle Endogenität ignorierend mit OLS.
(b) Approximieren Sie YDR_t durch exogene Variable. Als Instrumente verwenden Sie (i) das YDR_t aus der Vorperiode, YDR_{t-1}, (ii) einen linearen Trend, t, (iii) beides YDR_{t-1} und t.
(c) Ersetzen Sie YDR_t in der Konsumgleichung durch jeweils eine der 3 Approximationen und schätzen Sie die modifizierte Gleichung mit OLS.
(d) Vergleichen Sie die 2-Schritt IV-Schätzung indem Sie YDR_{t-1}, MP_t und PI_t als Instrumente verwenden, mit dem 2TLS (two-stage-least-square) Schätzer (Wahl der Methode bei Quick Estimate Equation) mit denselben Instrumenten.