

Enn meiri ályktunarfræði

- Kunna vel hugtök varðandi prófun kenninga, H_0 , H_1 , villa I, villa II, α , p -gildi, power.
- Kunna vel asymptótísku prófin, LR, Wald, LM(Score-test) próf.
- Ágætt að velta aðeins fyrir sér muninum á heimspeki Fisher's annars vegar og Neyman's og Pearson's hins vegar. Spanos viðurkennir sjálfur að hafa ekki verið vel meðvitaður um þennan mun ár 1986 þegar hann gerði sína fyrstu bók.
- Formúla 14.37, Neyman-Pearson lemma gefur nægjanlegt skilyrði fyrir UMP prófi.
- Erfitt að bera saman próf. Hátt power æskilegt. ARE (Asymptotic-Relative-Efficiency) er samanburðarmælikvarði tveggja prófa.

Um kafla 15

- Þegar tölfræðilegt líkan er metið og kenningar prófað þá er gengið út frá ákveðnum forsendum. T.d. X_i eru iid.
- Hvernig má prófa hvort forsendur eru í gildi? Misspecification test.
- iid=independent-identically-distributed. Það er áhugavert að prófa, bæði independence og identical. Einnig er áhugavert að prófa forsendur um dreifingu.
- Gott að byrja á kafla 15.3 og taka dæmi.
- Pearson's goodness-of-fit χ^2 -próf.
- Próf sem byggja á empírísku dreififalli. (Kolmogorov)
- Próf á forsendu um normaldreifingu.

- Athugið dæmi á blaðsíðu 761. Kenningin óháðar einsdreifðar prófuð gegn samsettum valkosti, þ.e. að meðaltal háð tíma, eða mæling háð síðustu útkomu.
- Run-test, Portmantau-test, ofl. eru dæmi um próf fyrir því að hendingar séu óháðar.
- Spanoos fer um víðan völl í kaflanum. Smáatriðin er ekki alltaf ljós frá lestri kaflans. Takið eftir þeim atriðum sem eru í Newbold og Thomas (Modern econometrics).

Kafi 12. í Thomas

- Kafinn fjallar um val á líkani. Slíku vali er stjórnað af ýmis konar misspecification prófum.
- Allar mikilvægar skýribreytur verða að vera í líkani. (Omitted variable bias)
- Takið eftir RESET prófi fyrir formi líkans.
- Reynið að átta ykkur á lógískri uppbyggingu Hausman prófsins og berið saman við LR (Wald og LM).
- Lesið vel um data-mining (gagnagröft/gagnaköfun).
- Skiljið vel muninn á general-to-specific og specific-to-general.

Kafi 13. í Thomas

- Kafinn fjallar um ósístæð ferli og gefur nokkur einföld dæmi. Rifjið upp stationarity, weak/strong.
- Takið vel eftir ECM=error-correction-model
- Það þarf að kunna hugtakið correlogram.
- Takið eftir hugtakinu spurious-regression.

Kafi 14. í Thomas

- Kafinn fjallar um unit-root prófanir
- Við söfnum gögnum og viljum álykta um stationarity.
- Það þarf að kunna hugtakið, integrated of order d.

Thomas kaffi 13

- Upprifjun á kafla 8 í Spanos
- Stationarity og non-stationarity
- AR(k) ferli er:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \cdots + \phi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

- Lesið vel um spurious regression
- Á blaðsíðu 378 stendur *The problems of non-stationary variables and spurious regression have plagued econometric research since its infancy. Indeed until recently, many so-called applied econometricians conveniently turned a blind eye to these difficulties and happily accepted the spuriously inflated t ratios and R^2 that they obtained.* .
- Í praxís er algengt að sjá fólk grobba sig af háum R^2 gildum og segja ja svona stórt R^2 gildi hlýtur að segja eitthvað.
- Í gamla daga voru slík vandamál leyst með því að taka mismun af breytum:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

- Hefðbundin tölfræði leyfði ályktanir í stationary kerfum.
- Hugmynd var að þó að X_t og Y_t væru non-stationary þá væru ΔX_t og ΔY_t stationary. Leið til að tengja saman áhugaverðu breyturnar, X_t og Y_t í einu líkani væri að setja fram:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + Z_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_{0Y} + \beta_{1Y} \Delta X_t + \gamma_Y Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Hugmyndin er að jafna (1) myndi fræðilegt jafnvægi X_t og Y_t . Jafna (2) er síðan tölfræðilega metanleg þar sem allir þættir hennar eru stationary. Stærðin Z_t myndar frávik frá jafnvægi og hugmyndin er að vitneskjan um frávik frá jafnvægi segi til um líklega stefnu á breytingu á Y_t .

- Einnig væri hægt að hugsa sér að fortíðin segði til um breytingar á X_t .

$$\Delta X_t = \beta_{0X} + \beta_{1X} \Delta Y_t + \gamma_X Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Jafna (3) lýsir hvernig X_t breytan bregst við frávik frá jafnvægi.

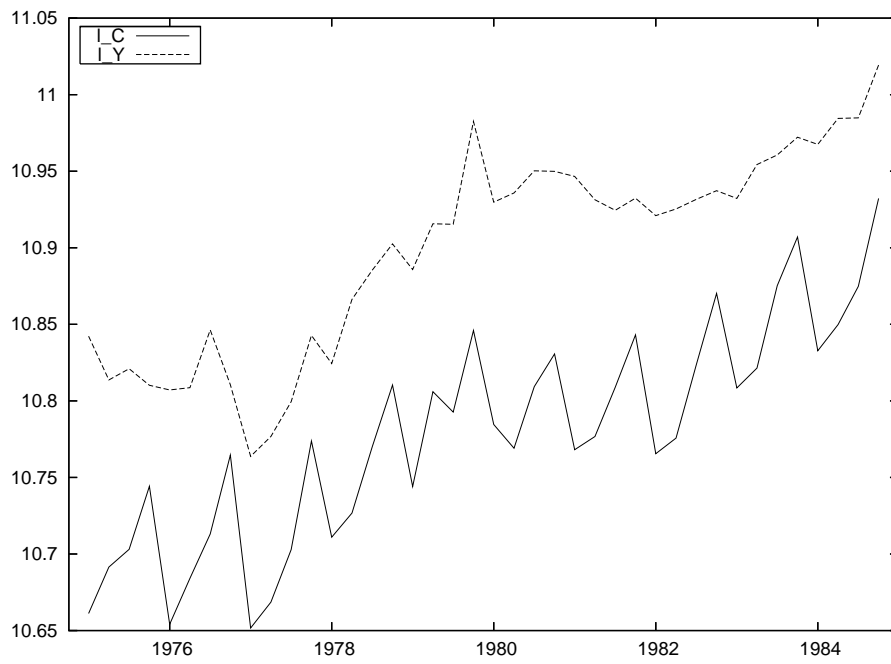
- Stuðlarnir γ_X og γ_Y lýsa aðlögunar hlaða kerfisins.

- Stuðlarnir γ_X og γ_Y lýsa langtímasambandi en hinir stuðlarnir skammtímahreyfimyndi. Almennt er ECM líkanið því á forminu:

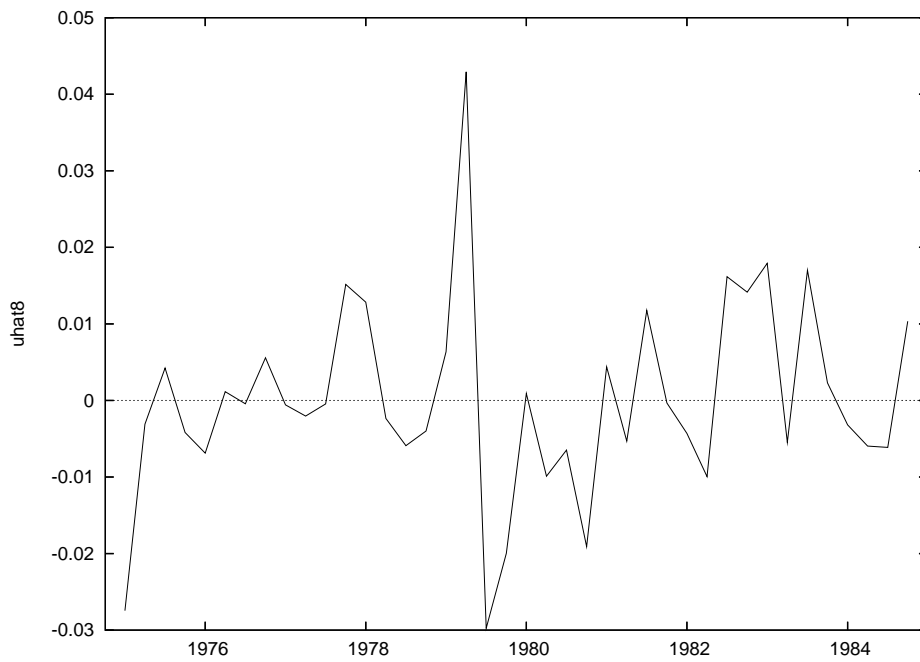
$$\Delta X_t = \text{liðin } \Delta X_t \text{ og liðin } \Delta Y_t + \text{ECM liður } \gamma_X Z_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \text{liðin } \Delta X_t \text{ og liðin } \Delta Y_t + \text{ECM liður } \gamma_Y Z_t + \varepsilon_t$$

- ECM líkanið lýsir tengslum X_t og Y_t og tekur samtímis tillit til skammtíma hreyfimyndsturs, langtíma jafnvægis og aðlögun að langtíma jafnvægi.
- Ef líkanið er til og ΔX_t og ΔY_t eru stationary þá eru allir liðir líkans stationary og hægt er að hafa tafirnar nægjanlega langar til að afgangslíðirnir séu white-noise.



Mynd 1: Tekjur og neysla 1975Q1-1984Q1.



Mynd 2: Afgangslíðir úr líkani á bls. 398.

Model 8: OLS estimates using the 40 observations 1975:1–1984:4
 Dependent variable: d_1_C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
const	0.0149497	0.448848	0.0333	0.9736
dq2	0.0453691	0.0176474	2.5709	0.0152
dq3	0.0864898	0.0114277	7.5685	0.0000
dq4	0.105960	0.00966811	10.9597	0.0000
l_C_1	-0.0854443	0.167921	-0.5088	0.6145
l_Y_1	0.0779438	0.153051	0.5093	0.6142
d_1_Y	0.271974	0.134327	2.0247	0.0516
d_1_C_1	-0.416507	0.165384	-2.5184	0.0172
d_1_Y_1	0.446794	0.134573	3.3201	0.0023

Mean of dependent variable	0.00408217
S.D. of dependent variable	0.0518630
Sum of squared residuals	0.00660522
Standard error of residuals ($\hat{\sigma}$)	0.0145970
Unadjusted R^2	0.937034
Adjusted \bar{R}^2	0.920785
$F(8, 31)$	57.6660
Durbin-Watson statistic	1.86471
First-order autocorrelation coeff.	0.00253799
Akaike information criterion	-216.83
Schwarz Bayesian criterion	-201.63

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\chi_2^2 = 10.7379$

with p-value = 0.00465898

RESET test for specification –

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 29) = 1.72805$

with p-value = $P(F(2, 29) > 1.72805) = 0.195423$

Tafla 1: Regression output, bls 398

- Nokkur komment.
- Auðvelt að flytja myndir og útskrift beint í ritvinnsluskjal
- Óafsakanlegur subbuskapur að hafa svona marga aukastafi eins og í hráu outputti.
- Kenningu um að afgangslíðir séu normal er hafnað. Sennilega vegna atburða sem gerast í kringum 1978-1979.

Model 12: OLS estimates using the 40 observations 1975:1–1984:4
 Dependent variable: d_1_C

Variable	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -statistic	p-value
const	0.241409	0.498542	0.4842	0.6314
dq2	0.0607805	0.0139721	4.3501	0.0001
dq3	0.0762504	0.0128031	5.9556	0.0000
dq4	0.0983064	0.0108668	9.0465	0.0000
l_C_1	-0.427595	0.152467	-2.8045	0.0084
l_Y_1	0.395603	0.140032	2.8251	0.0080
d_1_Y	0.351530	0.146346	2.4021	0.0221
	Mean of dependent variable		0.00408217	
	S.D. of dependent variable		0.0518630	
	Sum of squared residuals		0.00940448	
	Standard error of residuals ($\hat{\sigma}$)		0.0168815	
	Unadjusted R^2		0.910349	
	Adjusted \bar{R}^2		0.894049	
	$F(6, 33)$		55.8491	
	Durbin–Watson statistic		2.00929	
	First-order autocorrelation coeff.		-0.0701989	
	Akaike information criterion		-206.70	
	Schwarz Bayesian criterion		-194.88	

Tafla 2: Regression output, bls 399

- Samanburður á líkönunum tveim, t.d. með F-prófi. Segir að líkan 1 sé betra
- Í bók stendur að sjálffylgni verði áberandi meiri í líkani 2 (mér fannst það reyndar ekki í mínum útreikningum)
- Líkan 1 tekur skammtímahreyfimylnstur betur með í reikninginn.
- Túlkunar galli að líkan 1 virðist aftengja langtímasambandið.
- Vil gjarnan geta ályktað um tilvist líkans sem varðveitir langtímasamband.

Thomas Kafli 14

- Correlogram=teikning af sjálffylgnifalli
- Athugið mun á fræðilegu sjálffylgnifalli og úrtakssjálffylgnifalli.
- Við viljum geta ályktað um hvort X_t sé stationary
- Dickey-Fuller próf
- Skoðum tilfellið: $H_0 : \phi = 1$ í líkaninu:

$$X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{einfaldasta útgáfa}$$

- Skoðum prófstærðina:

$$\frac{\hat{\phi} - 1}{s_{\hat{\phi}}}$$
$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=2}^T X_t X_{t-1}}{\sum_{t=2}^T X_{t-1}^2}$$

- Ef $H_0 : \phi = 1$ er rétt þá hefur $\hat{\phi}$ erfiða dreifingu. Tafla sýnd á blaðsíðu 406 í Thomas. Þessi dreifing nálgast ekki normaldreifingu þá að T stækki.
- Svona próf er kallað „unit-root“ testing.
- Ýmsar útvíkkningar til. Formúlan fyrir líkanið getur verið flóknari. Það er hugsanlegt að leiðrétta fyrir sjálffylgni í ε_t (ADF).

Nokkur hugtök

- Ferli X_t er sagt „integrated-of-order” d , táknað $I(d)$ ef:

$$\Delta^d X_t \text{ er stationary}$$

- Takið eftir forminu:

$$X_t = \alpha + \beta t + \phi X_{t-1} + u_t$$

- Takið eftir hugtökunum trend-stationary, (TS, $\phi = 0$) og difference-stationary (DS, $\beta = 0$).
- Í kaflanum er varað við því að Dickey-Fuller prófin eru ekki „precise-tools”.
- Liðir í jöfnu verða að vera „jafn-integreraðir”.
- Þekkið lag-operatorinn, L vel. Stundum einnig kallaður backward operatorinn, B .

Kafi 15. ECM og cointegration

- Gróf skilgreining á co-integration. Ef X_t og Y_t eru $I(1)$ og til eru β_0 og β_1 þannig að:

$$U_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad \text{er } I(0)$$

þá eru X_t og Y_t sagðar cointegreraðar.

- Granger-Engle (1987) representation theorem. X_t og Y_t eru cointegreraðar er jafngilt því að til sé ECM framsetning á líkani sem lýsir tengslum þeirra.
- Ef hægt er að búa til tölfræðilegt próf fyrir cointegration er það sami hlutur og að prófa tilvist ECM líkansins.

- Uppástunga að prófi fyrir tvær $I(1)$ breytur:

1. Met statíska regression:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad (4)$$

2. Álykta um hvort e_t sé $I(0)$.
3. Ef \hat{e}_t virðist $I(0)$ þá álykta ég að X_t og Y_t séu co-integreraðar og met ECM líkan.

$$\Delta Y_t = \text{tafin } \Delta Y_t, \Delta X_t + \lambda \hat{e}_t + u_t$$

- Mjög mörg flókin atriði að hugsa um hér. T.d. dreifing $\hat{\beta}_1$ í jöfnu (4) og hvaða þýðingu hefur það að vera með \hat{e}_t í stað e_t í ECM líkaninu.
- Neysla og tekjur í UK er skoðaðar með þetta í huga og greining gefur ekki tilefni til ályktunar um að langtímasamband sé á milli breytanna.