

## Projekt LINK, efterårsmøde 1996

### Resumé:

*Papiret opsummerer LINKs efterårsmøde afholdt i Lausanne, Schweiz.*

---

g:\mmp\modelpap\mp071096.mmp

Nøgleord: LINK, Bill Clinton, faktorefterspørgsel, kointegration, aggregering, common trends

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

## 1. Indledning

I det følgende opsummeres LINKs efterårsmøde. Mødet blev afholdt i Lausanne i Schweiz. Mødets vært var Institut 'Créa' de macroéconomie appliquée, Ecole des Hautes Etudes Commerciales, Université de Lausanne.

## 2. Verdensøkonomien

Prognoser for verdensøkonomien blev gennemgået af repræsentanter fra LINK, Verdensbanken, OECD og NIESR. *Anatoly Smyshlaev* præsenterede LINKs prognose, der er gengivet i oversigtsform i nedenstående tabel 1.

**Tabel 1. Oversigt over LINKs prognose for verdensøkonomien**

	år		
	1995	1996	1997
Global BNP, vækst i pct.	2.4	2.8	2.9
Alle I-lande	1.9	2.3	2.2
EU	2.4	1.6	2.3
Alle U-lande	5.2	5.4	5.9
Mellem- og Sydamerika	0.9	2.5	4.3
Afrika	2.2	4.0	3.8
Syd-øst Asien	7.1	6.5	6.6
Vestlige Asien	2.5	2.5	2.9
Kina	10.2	9.0	8.9
Østeuropa	5.4	4.7	4.9
Rusland	-4.2	-3.1	-1.1
Verdenshandel, vækst i pct.	10.5	5.2	7.6
Inflation, pct.	1.8	2.0	2.3
Valutakurser			
DM per USD	1.43	1.50	1.50
YEN per USD	94.0	107.0	108.0
Rentesatser			
Tyskland (3 mdr. FIBOR)	4.40	3.17	3.58
Japan (Bankernes udlånsrente)	3.51	2.94	3.88
USA (3 mdr. T-bills)	5.49	5.08	5.14
Arbejdsløshed, pct. af styrke			
USA	5.6	5.5	5.7
Japan	3.1	3.4	3.2
EU	13.1	12.9	12.4

Den globale *BNP-vækst* forventes i 1996-1997 at blive knap 3%. Specielt forventes der pæne vækstrater i Afrika. De nuværende høje vækstrater i Kina og Sydøst-asien forventes at fortsætte. Det samme gør de nuværende lave

arbejdsløshedsrater i Japan og i USA. Den høje arbejdsløshedsrate i EU ventes at falde en smule.

*Ray Barrel* fra NIESR fremhævede stabiliteten af verdensøkonomien. Specielt mente han, at de store valutaer ligger tæt på deres "ligevægtsniveau" (defineret ved deres FEER-niveau).

Der blev afholdt særskilte sessioner for de enkelte regioner. *Lawrence R. Klein* fra University of Pennsylvania karakteriserede den amerikanske økonomi som værende blomstrende i valgåret. Dog hæftede han sig ved landets sociale problemer og tendensen til en skævere indkomstfordeling.

### 3. Diverse papirer

Ca. halvdelen af mødetiden gik med præsentation af "teoretiske" papirer. Af disse vil jeg opsummere tre. Det første er medtaget grundet dets underholdningsværdi, mens de to sidste har direkte relevans til udviklingsarbejdet i modelgruppen.

#### 3.1 "Will President Clinton be reelected? A Politometric Analysis", Raymond Courbis.

Ved at betragte præsidentvalg i perioden 1948-1992 mener Courbis, at den økonomiske konjunktur i valgåret kan tillægges en afgørende betydning for præsidentens genvalg. Generelt ser det ud til, at en vækstrate i den reale disponible indkomst på godt 4% sikrer præsidentens genvalg. Det ser dog også ud til at det antal valgperioder, den siddende præsidents parti har været ved magten og parti-farven også spiller ind.

Disse observationer har motiveret Courbis til at estimere følgende regressionsligning, der bestemmer scoren for den siddende præsidents parti:

$$pvotsc = 49.59 + 1.74 \cdot yrdbr3 - 5.34 \cdot dumsor - 3.38 \cdot dumdem$$

(20.56) (4.47) (-3.07) (-2.01)

$$R^2 = 0.843 \quad DW = 2.06$$

*pvotsc*      procent af de to største partiers stemmer, der går til den siddende præsidents parti  
*yrdbr*        vækstrate i real disponibel indkomst fra 3. kvartal året før valgåret til 3. kvartal i valgåret  
*dumdem*      = 1, hvis den siddende præsident er demokrat  
*dumsor*       = 1, hvis præsidenten *før* den siddende præsident (dvs. præsidenten valgt otte år tidligere) tilhører samme parti som den siddende præsident.

Tallene i parantes angiver t-værdier.

Ud over pæne statistikker (t-værdier og DW) ses det, at

- En stigning i den reale disponible indkomst øger alt andet lige den siddende præsidents chance for genvalg.
- Hvis præsidenten *før* den siddende præsident tilhører samme parti som den siddende præsident falder sandsynligheden for genvalg.
- Hvis den siddende præsident er Demokrat er sandsynligheden for genvalg alt andet mindre. Courbis kalder dette en strukturel fordel for republikanerne.

I den aktuelle situation er antager *dumsor* værdien 0 (George Bush), mens *dumdem* antager værdien 1. Clinton's chance for genvalg kan således beregnes alene ud fra kendskab til vækstraten i den reale disponible indkomst. Alternativt kan man beregne den vækstrate, der lige netop giver Clinton lige så mange stemmer som Dole.

Den kritiske vækstrate er  $yrdb_{50\%} = (50 - 49.59 + 3.38)/1.74 = 2.18\%$

Set i lyset af Klein's blomstrende amerikanske økonomi skulle dette jo nok være muligt. Clinton vinder, hvad angår antallet af stemmer.

Men nu forholder det sig jo sådan i amerikanske præsidentvalg, at præsidenten ikke vælges direkte: Hver stat har et antal *delegater* og det parti, der for flest stemmer i staten, får alle delegaterne. Det betyder, at Clinton ikke nødvendigvis bliver genvalgt selv om han får flertallet af stemmerne på landsbasis.

Courbis imødekommer dette ved estimation af scoren målt på delegater. Han får:

$$pvotd = \begin{matrix} 54.68 & + & 10.78 & \cdot & (dumdem \cdot yrdb) & + & 6.52 & \cdot & (dumrep \cdot yrdb) \\ (3.08) & & (5.01) & & & & (2.02) & & \\ - 25.52 & \cdot & dumsor & - & 45.31 & \cdot & dumdem & & \\ (-2.87) & & & & (-2.42) & & & & \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.896 \quad DW = 2.92$$

*pvotd*      procent af delegater, der går til den siddende præsidents parti

Her har Courbis endvidere tilladt en parti-afhængig følsomhed i konjunktoren. Det ses, at demokraternes chance for genvalg er mere konjunkturfølsom end republikanernes chance.

Også her kan den kritiske vækstrate i real disponibel indkomst udregnes. Man får  $yrdb_{50\%} = (50 - 54.68 + 45.31)/10.78 = 3.77\%$ . Om den amerikanske økonomi vil blomstre så meget er tvivlende. I andet kvartal 1996 steg realt BNP dog med 4.7%, så muligheden for genvalg er til stede. Hvis man altså tror på Courbis.

Bemærk dog, at DW-statistikken indikerer autokorrelation. Ved brug af

approximationen  $DW \approx 2(1-\rho)$ , fås en autokorrelationskoefficienten på  $\rho = -0.46$ . Desuden skød Courbis regressionsligning en del over (14%-point) ved valget i 1992, hvilket motiverer en korrektion af den rå prediktion.

Korrigeres der for autokorrelation fås en kritisk vækstrate på  $yrdb_{50\%} = (50 - 54.68 + 45.31 - 0.46 \cdot 14)/10.78 = 3.17\%$ . Den korrigerede prediktion tillægger altså Clinton større sandsynlighed for genvalg.

### 3.2 "A New System of Factor Demand Equations for the NIESR Domestic Model", Garry Young.

Garry Young indledte med at redegøre for rationale for et nyt faktorefterspørgselssystem ved opsummering af en række ulemper ved NIESR-modellens hidtige faktorefterspørgselssystem, der var bygget op omkring en årgangsmode. Kritikken vedrørte såvel årgangsmodeller generelt som det i NIESER-modellens implementerede system.

Blandt kritikpunkterne var følgende:

- (a) Ringe historisk forklaringssevne (der bestemmes en "nødvendig" mængde arbejdskraft, der ligger langt fra den realiserede).
- (b) Uplausible multiplikatorer (savtakkede, ekko-effekter)
- (c) Fortegn på en multiplikator kan afhænge af impulsens størrelse.
- (d) Modellens kompleksitet.
- (e) Egenskaberne ved den samlede model forurenes af årgangsmodellen.

Det nye faktorefterspørgsels-system i NIESR-modellen er bygget op omkring en to-faktor 3. generations CES-teknologi med konvekse kapitalinstalleringsomkostninger og fremadrettet forventningsdannelse. Det giver anledning til investeringsfunktioner af formen:

$$(I/K)_t = a + b(I/K)_{t+1} + c[(\partial Y/\partial K)_{t+1} - J_{t+1}],$$

$I$	Investeringer
$K$	Kapitalapparat
$Y$	Produktion
$J$	Reale usercosts

Investeringsomfanget på tidspunkt  $t$  afhænger således af investeringsomfanget på tidspunkt  $t+1$  – det giver "smoothing" og følger af installeringsomkostningerne – og af den marginale gevinst af kapital på tidspunkt  $t+1$ .

Mængden af arbejdskraft bestemmes ud fra fejlkorrektion til den nødvendige

mængde arbejdskraft,  $L^+ = CES^{-1}(Y,K)$ . Det er jo næsten som i ADAM.

Man kan selvfølgelig løse investeringsfunktionen frem til et eller andet terminaltidspunkt og vil få, at investeringerne i afhænger af usercost mange år fremme. Således vil en annoncering af fx en renteændring mange år fremme have effekt på investeringerne i dag. Det troede *Stephen Hall* ikke på.

Ved kommentarerne til papiret blev der i øvrigt gentagne gange ytret tilfredshed med, at Garry havde skrottet årgangsmodellen.

### 3.3 "Panel Data Estimation and the Implications of Non-stationarity", Stephen G. Hall og Giovanni Urga.

Papiret giver en oversigt over estimation af såvel statiske som dynamiske modeller på panel-data. I det følgende sammenfattes et afsnit omhandlende konsekvenserne af ikke-stationaritet for niveau-sammenhænge på aggregeret niveau. Afsnittet refererer til Pesaran, M.H og Smith, R. (1995) "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.

Problemet er, at kointegration i mikro-data ikke nødvendigvis medfører kointegration på makro-data. Dette kan illustreres ved et lille eksempel, hvor verden består af to familier. I hver familie er der en kointegrerende sammenhæng mellem to variabler,  $x$  og  $y$ . Dette kan udtrykkes som:

$$y_1 = \beta_1 x_1 + \epsilon_1, \quad y_2 = \beta_2 x_2 + \epsilon_2 \quad (1)$$

På det aggregerede niveau haves således sammenhængen:

$$y_1 + y_2 = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \epsilon_1 + \epsilon_2 \quad (2)$$

Det ses, at der kun er kointegration på det aggregerede niveau, dvs. mellem  $y_1+y_2$  og  $x_1+x_2$ , hvis kointegrationsvektorerne er de samme.

Når der er *heterogen* kointegration på mikro-niveau, er der ikke kointegration på makro-niveau.

Det er jo en smertelig kendsgerning; men nu er der heldigvis én og meget relevant undtagelse fra denne regel. Den er gældende i de tilfælde, hvor de eksogene variabler drives af en fælles stokastisk trend. Lad os i fortsættelse af eksemplet ovenfor antage, at  $x_1$  og  $x_2$  drives af en fælles stokastisk trend,  $z$ . Det kan udtrykkes som:

$$x_i = \alpha_i z + \mu_i, \quad \Delta z = \xi, \quad (3)$$

hvor  $\mu_i$  og  $\xi$  er stationære ARMA-processer, fx hvid støj.

Ved indsætning af (3) i (2) fås følgende sammenhæng mellem den aggregerede

endogene variabel og den stokastiske trend:

$$y_1 + y_2 = (\beta_1\alpha_1 + \beta_2\alpha_2)z + \beta_1\mu_1 + \beta_2\mu_2 + \epsilon_1 + \epsilon_2 \quad (4)$$

Fra (3) haves samtidig følgende sammenhæng mellem den aggregerede eksogene variabel og den stokastiske trend:

$$x_1 + x_2 = (\alpha_1 + \alpha_2)z + \mu_1 + \mu_2 \quad (5)$$

Derved fås følgende sammenhæng mellem de aggregerede variabler:

$$y_1 + y_2 = \frac{\beta_1\alpha_1 + \beta_2\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2}(x_1 + x_2) + \phi, \quad (6)$$

hvor  $\phi$  er stationær (en linear-kombination af stationære stokastiske komponenter).

Hvis de eksogene variabler er drevet af en fælles stokastisk trend vil heterogen kointegration på mikro-niveau give kointegration på makro-niveau.

Hvor det er muligt kan man naturligvis *teste* for antallet af common trends. Specifikt kan man jo benytte Johansens procedure til dette. Testet udføres ved – blandt  $n$  eksogene variabler – at teste for  $(n-2)$  kointegrationsrelationer over for alternativet  $(n-1)$  kointegrationsrelationer. En afvisning af nulhypotesen vil støtte alternativet, én fælles stokastisk trend.

Mens eksistensen af fælles stokastiske trende redder niveau-sammenhænge på makro-niveau, får deres fravær dem til at bryde sammen.