

Økonometrisk analyse og økonomisk vækst i Danmark 1870-1981

Svend Hylleberg

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: The note discusses the econometric results obtained by Niels Kærgård on the economic growth in Denmark 1870-1981. By application of the latest econometric techniques on recursive methods and on integration and cointegration the results obtained by Niels Kærgård are questioned. Especially the notion that the Danish economy has been stable throughout the period is shown to be doubtful.

1. Indledning

Denne afhandling af Niels Kærgård (Kærgård, 1991) er en redegørelse for næsten 20 års forskning. Afhandlingen indeholder foruden en analyse af den økonomiske udvikling i Danmark gennem de sidste godt 100 år, også et studie i udviklingen i den økonometriske metode gennem snart 20 år. Man kan vel kalde det fra Johnston, Christ, Malinvaud og Ellen Andersens ADAM til Granger, Hendry, Sims og Lucas.

Afhandlingen, der dokumenterer et stort, grundigt og originalt forskningsarbejde, har som allerede nævnt været længe undervejs. Nogle af kapitlerne er faktisk skrevet for mere end 12 år siden. Det er klart for enhver, der har fulgt udviklingen i økonometrisk teori, økonometri og ikke mindst i de beregningsmæssige muligheder gennem de seneste to årtier, at man næppe i dag ville foretage en økonometrisk undersøgelse på helt samme måde, som da de første dele af den Kærgårdske model »CLEO«, blev konstrueret.

I det følgende vil jeg diskutere nogle af de resultater, som Niels Kærgård har nået, og i min gennemgang gøre brug af, hvad jeg vil betegne som »the state of the art«, dvs. at jeg vil tillade mig at anvende den teknik og de modellerings-synspunkter, der er fashionable og mulige netop nu. Herved vil CLEO blive sat på en hårdere prøve end det var muligt og almindeligt at udsætte modeller for på konstruktionstidspunktet.

Efter denne indledning, vil afhandlingens hovedresultater kort blive gengivet i afsnit 2. I afsnit 3, 4 og 5 diskuteres disse resultater under overskrifterne »Er strukturen i den

Artiklen er udarbejdet med baggrund i forfatterens indlæg som officiel opponenter ved Niels Kærgårds forsvaret den 27. september 1991. I forhold til det mundtlige indlæg er kun foretaget de ændringer, der er nødvendiggjort af ændringen i kommunikationsmidlet.

Økonometrisk analyse og økonomisk vækst i Danmark 1870-1981

Svend Hylleberg

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: The note discusses the econometric results obtained by Niels Kærgård on the economic growth in Denmark 1870-1981. By application of the latest econometric techniques on recursive methods and on integration and cointegration the results obtained by Niels Kærgård are questioned. Especially the notion that the Danish economy has been stable throughout the period is shown to be doubtful.

1. Indledning

Denne afhandling af Niels Kærgård (Kærgård, 1991) er en redegørelse for næsten 20 års forskning. Afhandlingen indeholder foruden en analyse af den økonomiske udvikling i Danmark gennem de sidste godt 100 år, også et studie i udviklingen i den økonometriske metode gennem snart 20 år. Man kan vel kalde det fra Johnston, Christ, Malinvaud og Ellen Andersens ADAM til Granger, Hendry, Sims og Lucas.

Afhandlingen, der dokumenterer et stort, grundigt og originalt forskningsarbejde, har som allerede nævnt været længe undervejs. Nogle af kapitlerne er faktisk skrevet for mere end 12 år siden. Det er klart for enhver, der har fulgt udviklingen i økonometrisk teori, økonometri og ikke mindst i de beregningsmæssige muligheder gennem de seneste to årtier, at man næppe i dag ville foretage en økonometrisk undersøgelse på helt samme måde, som da de første dele af den Kærgårdske model »CLEO«, blev konstrueret.

I det følgende vil jeg diskutere nogle af de resultater, som Niels Kærgård har nået, og i min gennemgang gøre brug af, hvad jeg vil betegne som »the state of the art«, dvs. at jeg vil tillade mig at anvende den teknik og de modellerings-synspunkter, der er fashionable og mulige netop nu. Herved vil CLEO blive sat på en hårdere prøve end det var muligt og almindeligt at udsætte modeller for på konstruktionstidspunktet.

Efter denne indledning, vil afhandlingens hovedresultater kort blive gengivet i afsnit 2. I afsnit 3, 4 og 5 diskuteres disse resultater under overskrifterne »Er strukturen i den

Artiklen er udarbejdet med baggrund i forfatterens indlæg som officiel opponenter ved Niels Kærgårds forsvaret den 27. september 1991. I forhold til det mundtlige indlæg er kun foretaget de ændringer, der er nødvendiggjort af ændringen i kommunikationsmidlet.

danske økonomi uforanderlig?«, »Er *OLS* at foretrække eller rettere hvilken statistisk estimationsmetode er den bedste?« og »Kan økonometriske metoder bruges på lange historiske perioder?«, mens afsnit 6 indeholder afslutningen.

2. Afhandlingens resultater

Hovedresultaterne i afhandlingen gengives side 477-79. Det første resultat er beskrevet på følgende vis

1. »Det må nok indrømmes, at hovedresultaterne i denne bog er som skabt til at støtte rodfæstede forestillinger blandt danske økonomer og give argumenter for synspunkter om, at de økonomiske systemer er uhyre trægt foranderlige, således at erfaringer fra tidligere perioder også indeholder en betydelig del af sandhed om fremtiden«.

Dette resultat kan også formuleres i hypotesen:

Hypotese 1: Den Data Genererende Proces (DGP) er konstant og CLEO er en god approximation til denne DGP.

Det andet resultat er

2. »Resultaterne tyder på, at en solid gennemprøvet metode som *OLS* klarer sig godt, og at der næppe er meget at hente ved at gå over til mere sofistikerede estimationsmetoder. Skal man forbedre den økonometriske teknik, skal man...enten se på hele den grundlæggende specificeringsstrategi herunder samspillet mellem økonomisk teori og data, eller se på det mere fundamentale udgangspunkt for estimationerne (...mindste kvadrater eller numeriske afvigelser)«.

Også dette vil vi formulere som en hypotese:

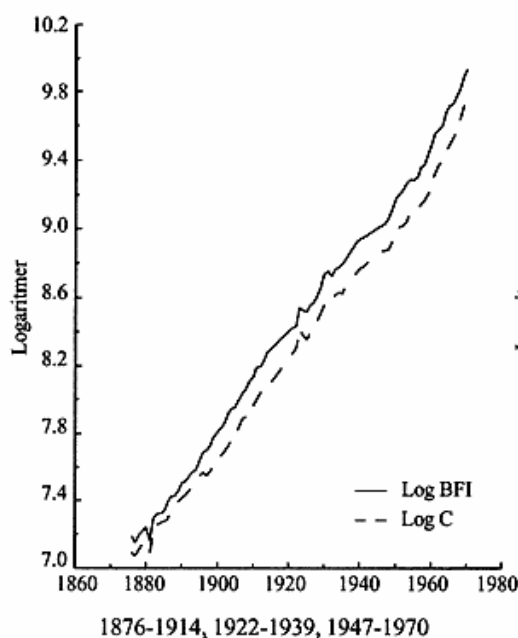
Hypotese 2: Den økonometriske teknik kan mest hensigtsmæssigt forbedres ved at forbedre specificeringsstrategien eller/og ved at bruge såkaldte robuste metoder.

Endvidere

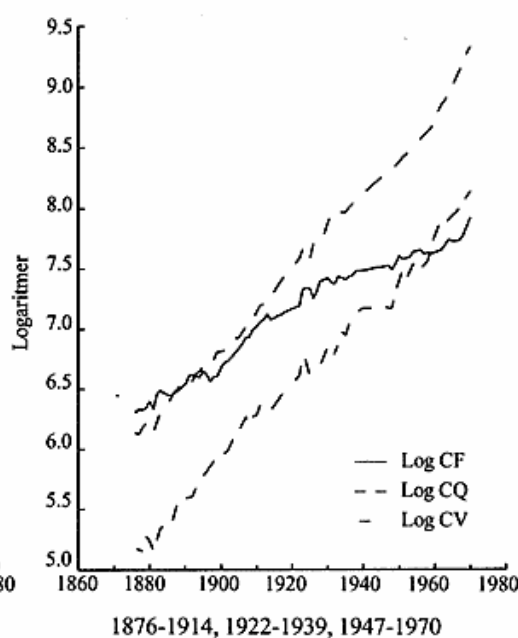
3. »Det mest kontroversielle resultat i denne afhandling er..., at traditionelle økonometriske metoder med meget få modifikationer kan anvendes på lange historiske perioder«.

eller udtrykt mere bombastisk og kort

Hypotese 3: Cliometri har en fremtid.



Figur 1. Totalt forbrug: C og bruttofaktoriindkomst: BFI .



Figur 2. Fødevarerforbrug: CF . Andet ikke varigt forbrug: CQ , og Varigt forbrug: CV .

3. Er strukturen i den danske økonomi uforanderlig?

Dette spørgsmål, eller rettere *Hypotese 1*, vil vi forsøge at besvare ved at undersøge CLEOs forbrugssektor. Denne sektor, der både er betydningsfuld og relativ stor, modelles i CLEO ved hjælp af tre relationer. En for hver af de tre komponenter, fødevarerforbruget CF , andet ikke varigt forbrug CQ og varigt forbrug CV . Den forklarende variable er BFI , og dynamikken fremkommer som følge af lags på såvel forbrugsstørrelserne som BFI . Forbruget er således modelleret ud fra en traditionel, såkaldt Keynesiansk opfattelse. Udviklingen i de anvendte serier, der alle er i faste priser, er vist i Figur 1 og 2 for perioden 1870-1970.

Som det fremgår af disse figurer, er krigsperioderne holdt udenfor analysen. Endvidere fremgår det, at forbrugets andel af BFI har været aftagende gennem perioden, og at specielt fødevarerforbrugets andel har været faldende. I begyndelsen af perioden udgjorde CF den største andel af de tre forbrugskomponenter, men allerede i slutningen af 1880'erne blev den overhalet af CQ , for sidst i 1950'erne også at blive mindre end CV . På trods af disse kraftige ændringer hævder Kærgård, at de estimerede forbrugsrelationer er stabile over perioden. De i CLEO anvendte relationer er estimeret udenom krigsperioderne 1915-1922 og 1940-1949, idet dog de anvendte lags bruger observationer fra disse perioder. De fundne relationer er gengivet i tabel 1 til 3.

Tabel 1. Estimerede relationer for fødevarerforbruget $CF_t = \beta_0 + \beta_1 CF_{t-1} + \beta_2 BFI_t + u_t$.

Periode	Intercept β_0	CF_{t-1} : β_1	BFI_t : β_2	R^2	$\hat{\sigma}$	Test for design kriterier				Langtids- effekt
						Autok. LMF(2)	Heter. LMF(4)	ARCH LMF(1)	Norm. JB(2)	
CLEO: 1876-1970	42.3 (21.4)	.945 (.029)	.0090 (.0034)	.99	52.96	-	-	-	-	.164
1876-1914	79.02 (29.66)	.672 (.122)	.0857 (.0271)	.98	25.29	.48 [.62]	1.94 [.13]	1.36 [.25]	2.87 [.22]	.261
1921-1939	717.18 (197.66)	.173 (.222)	.102 (.033)	.82	54.61	1.61 [.24]	1.40 [.30]	.20 [.66]	.61 [.74]	.123
1948-1970	369.33 (321.67)	.701 (.214)	.022 (.013)	.91	65.27	1.95 [.90]	2.54 [.09]	.03 [.86]	1.26 [.55]	.074

Anm.: Tallene i rund parentes er standardafvigelse, mens tallene i firkantet parentes angiver p-værdier, dvs. sandsynligheden for at få en større værdi end den testværdi, der er opnået. Testene for autokorrelation, heteroskedasticitet og ARCH er Lagrange multipler test i F-formen med et antal frihedsgrader i tælleren, der er angivet i de runde parenteser. Testet for normalitet er et Jaque-Bera $\chi_2^2(2)$ test.

Perioden angiver de år, for hvilke der er brugt data. Langtidseffekten findes som $\beta_2/(1-\beta_1)$.

Her er også vist resultater af OLS estimerede relationer for delperioderne 1870-1914, 1922-1923 og 1949-1970. Som det fremgår af disse, er der for alle tre relationer betydelige ændringer i de estimerede koefficienter fra delperiode til delperiode. For fødevarerforbruget er specielt mellemkrigsperioden helt forskellig fra perioderne før 1. verdenskrig og perioden efter 2. verdenskrig. Men også relationen fra den tidligste periode er ustabil. Dette fremgår af figurerne 3 og 4, hvor koefficienterne til CF_{t-1} og BFI_t i fødevarerforbrugsrelationen

$$CF_t = \beta_0 + \beta_1 CF_{t-1} + \beta_2 BFI_t + u_t \quad (1)$$

er estimeret ved hjælp af rekursiv mindste kvadraters metode, dvs. mindste kvadrater anvendt på en stikprøve, der tilføjes et års observationer ad gangen. Et brud i koefficient-estimerterne omkring 1890 afslører tydeligt de ustabile sammenhænge.

Konklusion:

Man kan således med en vis ret være skeptisk overfor påstanden om uforanderlighed, men om tvivlen skyldes en grundlæggende mangel på stabilitet, data, eller om det blot er CLEO's manglende konstans, der slører vort øje, kan vi ikke sige noget om.

Tabel 2. Estimerede relationer for andet ikke varigt forbrug $\Delta CQ_t = \beta_1 \Delta CQ_t + \beta_2 \Delta BFI_t + u_t$.

Periode	ΔCQ_{t-1} β_1	ΔBFI_t β_2	R^2	$\hat{\sigma}$	Test for design kriterier			
					Autok. LMF(2)	Heter. LMF(4)	ARCH LMF(1)	Norm. JB(2)
CLEO: 1876-1970	.588 (.067)	.279 (.038)	.83	73.90	-	-	-	-
1876-1914	.044 (.088)	.342 (.033)	.81	16.32	.40 [.68]	.33 [.57]	1.12 [.58]	2.87 [.22]
1921-1939	-.016 (.010)	.390 (.097)	.59	96.04	4.41 [.030]	.20 [.66]	2.20 [.25]	.61 [.74]
1948-1970	.682 (.099)	.214 (.056)	.95 (.013)	93.02	.14 [.87]	.96 [.46]	.09 [.76]	5.02 [.07]

Anm.: Se anm. til tabel 1. Da modellen er i årlige ændringer, er langtidseffekten fjernet.

4. Er OLS at foretrække eller rettere hvilken økonometrisk metode er den bedste?

I dette afsnit vil vi diskutere *Hypotese 2*. Som indledning kan anføres, at jeg er enig i, at specifikationsstrategien er overordentlig vigtig, hvorimod jeg ikke mener, de robuste metoder har vist deres berettigelse.

Specifikationsstrategien

Da man kan ligne økonometrisk modelbygning med brobygning, er det helt afgørende spørgsmål for brugeren, om modellen opfylder de krav, der er opstillet i licitationsmaterialet.

Generelt må vi således kræve, at modellen er *Kongruent* med de informationer vi har fra

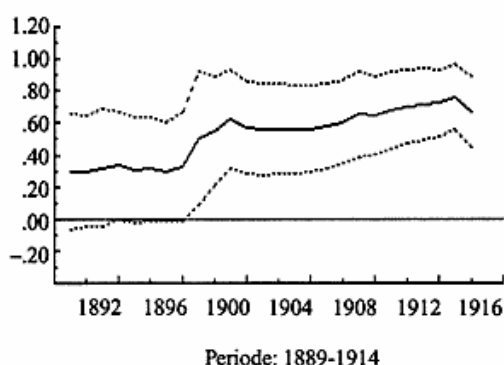
- (a) relevant Økonomisk Teori
- (b) Målesystemet
- (c) Data i og udenfor estimationsperioden
- (d) Andre Modeller (encompassing)

men når dette er sikret, er det uden betydning, hvordan man har fremstillet modellen. Dette er et spørgsmål om *produktionseffektivitet*, der kun kan være af interesse for modelkonstruktører.

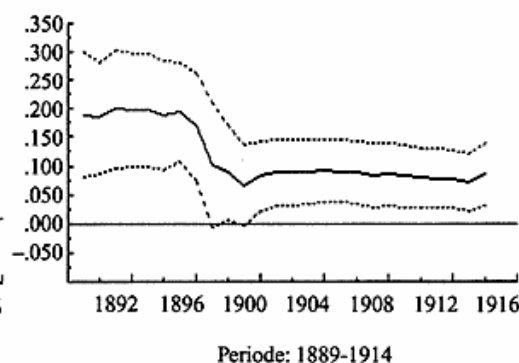
Tabel 3. Estimerede relationer for det varige forbrug $CV_t = \beta_0 + \beta_1 CV_{t-1} + \beta_2 CV_{t-1} + \beta_3 BFI_{t-1} + \beta_4 BFI_{t-1} + u_t$.

Periode	Intercept	CV _{t-1}	CV _{t-2}	BFI _{t-1}	R ²	$\hat{\sigma}$	Test for design kriterier				Langtids- effekt	
							Autok.	Heter.	ARCH	Norm.		
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4		LMF(2)	LMF(4)	LMF(1)	JB(2)		
CLEO:												
1876-1970	-14.8 (10.1)	.697 (0.99)	-.086 (.079)	.276 (.028)	-2.14 (.036)	.998	44.1	-	-	-	.159	
1876-1914	-11.97 (14.88)	.818 (.228)	-.251 (.196)	.156 (.053)	-.085 (.066)	.998	16.13	.89 [.42]	3.75 [.006]	.99 [.33]	10.46 [.005]	-1.029
1921-1939	-136.23 (74.50)	.713 (.183)	-.006 (.004)	.298 (.055)	-.232 (.064)	.961	37.77	.07 [.93]	*	2.09 [.18]	.71 [0.70]	.225
1948-1970	75.23 (71.47)	.665 (.200)	-.145 (.140)	.298 (.56)	-.228 (.079)	.988	73.23	.82 [.46]	*	1.95 [.19]	.36 [.84]	.146

Note: Se noten til tabel 1. En * betyder, at tester ikke kan beregnes på grund af mangel på frihedsgrader. Langtids-effekten findes som $(\beta_2 + \beta_3) / (1 - \beta_1 - \beta_2)$.



Figur 3. Koefficient til CF_{t-1} i relationen for CF .



Figur 4. Koefficient til BFI_t i relationen for CF .

Lad os herefter diskutere hypotesen ud fra besvarelse af nogle af de spørgsmål, der fortrinsvis behandles i afhandlingens kap. 7-11.

Spørgsmål 1: Skal man formulere en langsigtsvækstmodel i niveau eller i ændringer?

Da tidsseriens information om det lange sigt ligger i lavfrekvenskomponenterne, og da 1. differens transformation fjerner disse frekvenser¹, er svaret klart: I *Niveau*, men på en måde som ved parametriseringen fjerner multikollineariteten. Dette kan f.eks. opnås ved at specificere modellen som en fejlkorrektionsmodel. At Kærgårds pengefterspørgselsrelationer side 384 i afhandlingen er i niveau, kan vel også tages som et tegn på accept af dette synspunkt, men selvfølgelig på et noget sent tidspunkt.

Man skal endvidere huske, at det afgørende ikke er, som hævdet af Granger og Newbold (1974), om de variable er stationære, men om den betingede fordeling, dvs. residualerne i relationen er stationære, Hendry og Mizon (1978).

Argumentet (Kærgård side 179), at man i CLEO estimerer alle parametre på nær konstantleddet, og at estimationen i 1. differens form kun er et estimationsteknisk fif, holder ikke.

Dette ses af følgende argumentation.

Lad os betragte modellen

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + u_t \quad (2)$$

1. Se de estimerede spektra i Kærgårds afhandling side 135-137.

I første differenser bliver den

$$[Y_t - Y_{t-1}] = \beta[X_t - X_{t-1}] + \gamma[Z_t - Z_{t-1}] + [u_t - u_{t-1}] \quad (3)$$

Tilfælde 1: Y_t , X_t og Z_t er integrerede² variable

Er fejleddet i (2) dvs. u_t en stationær proces, fordi de ikke stationære integrerede variable Y_t , X_t og Z_t er kointegrerede³, vil fejleddet i (3) dvs. $[u_t - u_{t-1}]$ ikke være hvid støj, men ovenikøbet være en ubehagelig MA (glidende gennemsnits)proces med en rod på enhedscirklen, dvs. fejleddet er ikke stationær.

Er de variable ikke kointegrerede, vil 1. differenstransformationen være korrekt, og fejleddet i (3) stationær evt. hvid støj, men relationen beskriver kun kortsigtssammenhængene.

Tilfælde 2: Y_t , X_t og Z_t er trend stationære⁴ variable.

Er fejleddet i (2) dvs. u_t en stationær proces, fordi de trend stationære variable Y_t , X_t og Z_t er kodependente⁵, vil fejleddet i (3) dvs. $[u_t - u_{t-1}]$ ikke være hvid støj, men en MA proces med en rod på enhedscirklen.

Tilfælde 3: Y_t , X_t og Z_t er stationære variable

Da fejleddet i (2) dvs. u_t kun kan være en stationær proces, vil fejleddet i (3) dvs. $[u_t - u_{t-1}]$ ikke være hvid støj, men en MA proces med en rod på enhedscirklen.

Der er således kun 2 argumenter, der kan redde anvendelsen af (3) dvs. modellen formuleret i første differenser:

A. Agenternes overvejelser og handlinger sker på baggrund af (årlige) ændringer i de variable, dvs. model (3) er »sand« i den forstand, at den giver en god approksimation til DGP'en.

B. De variable er integrerede, men ikke kointegrerede, og vi er tilfredse med at finde kortsigtssammenhængene, hvilket yderst sjældent vil være tilfældet.

2. En integreret proces x_t af orden 1 er en proces, hvis første differens $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ er stationær. En random walk er et eksempel på en integreret proces, hvor 1. differensen er en såkaldt hvid støj, dvs. $iid(0, \sigma^2)$, se Engle og Granger (1987).

3. To serier integreret af orden 1 er kointegrerede, hvis der eksisterer en lineær kombination af de to serier, der er stationær. Eks. logaritmen til forbrug og indkomst kan være ikke stationære I(1) variable, men logaritmen til forbrugskvoten kan være stationær, hvorved logaritmen til forbrug og indkomst er kointegrerede, se Engle og Granger (1987) og Hylleberg og Mizon (1989).

4. En trend stationær proces er en proces, der varierer stationært omkring en deterministisk (ofte lineær) trend.

5. Definitionen af kodependente variable er analog til definitionen af kointegrerede variable, når de integrerede variable erstattes med trend stationære variable.

På dette sted kunne det være hensigtsmæssigt at notere sig, at model (2) og model (3) med hvid støj fejlløst og en udvidet dynamisk form, hvor (2) er forlænget med en lagget værdi af hver af de indgående variable, alle er indeholdt i følgende model

$$[Y_t - Y_{t-1}] = \alpha + \beta'[X_t - X_{t-1}] + \gamma'[Z_t - Z_{t-1}] - \delta(Y_{t-1} - \lambda X_{t-1} - \phi Z_{t-1}) + e_t, \quad (4)$$

$$e_t \sim \text{nid}(0, \sigma^2)$$

hvor model (2) fås ved at pålægge restriktionerne $\delta = 1$, $\lambda = \beta'$, $\phi = \gamma'$, mens model (3) fås ved restriktionerne $\delta = \lambda = \phi = 0$. Model (4) er en såkaldt fejlkorrektionsmodel, der, hvis kointegrationsammenhængen pålægges, har denne som langtidsløsning, og hvis den ikke pålægges, er en model i niveau.

Spørgsmål 2: Hvilke konsekvenser bør Lucas kritikken have for det økonometriske modelarbejde?

Lucas (1976) kritiserede de makroøkonomiske modeller, der er beskrivelser af en betinget fordeling, for at bestå af relationer, der ikke er invariante overfor ændringer i den marginale fordeling, der beskriver de exogene variable.

Problemet skyldes for det første iflg. Lucas, at modellerne ikke er baseret på »sund« økonomisk teori i form af nyttemaksimerende agenter. Herved er parametrene i de makroøkonometriske modeller ikke de konstante »dybe« parametre fra nyttefunktionerne, men kun overfladefænomener.

For det andet er forventningsdannelsen alt for simpel og ofte baseret på autoregressive univariate modeller.

Den Kærgårdske pengeefterspørgselsrelation er åben for denne kritik, men generelt har de makroøkonometriske modelbyggere i f.eks. UK faktisk taget hensyn til kritikken ved at konstruere såkaldte modelkonsistente forventningsrelationer, se Wallis and Whitley (1991).

Om den betingede model, vi estimerer, er variationsfri overfor ændringer i den marginale model er i første omgang et empirisk spørgsmål, der blandt andet kræver test af modellens konstans henover perioder med politikændringer.

Spørgsmål 3: Kan man estimere langsigtsammenhænge uafhængigt af kortsigtssammenhænge?

Dette forsøges af Kærgård i afsnit 6.4, men de seneste års forsøg med at estimere kointegrationsammenhænge isoleret synes at tyde på, at det er meget problematisk at isolere langtids- og kortidskomponenterne. I stedet kan man med fordel anvende metoder som foreslået af Johansen (1991) (se også Juselius (1991)). Estimerer man alligevel kort- og langsigtsammenhænge isoleret, må det betragtes som et led i en total modellering.

Forklaringen er selvfølgelig analog til den, der gives for ikke at bruge f.eks. sæsonrensende tal, nemlig at de enkelte komponenter i en tidsserie har værdifuld information om hverandre, se Hylleberg (1976, 1992).

Spørgsmål 4: Vindes der noget ved anvendelse af robuste estimatorer?

Med baggrund i resultaterne i afhandlingens kap. 9 er det svært at se, at der vindes noget ved anvendelse af de undersøgte robuste estimatorer. De robuste metoder, der baseres på ikke parametrisk estimation, kræver et observationsantal så stort, at dette gør metoderne praktisk uanvendelige i de fleste økonometriske sammenhænge, se Härdle (1990).

Derimod er der efter min erfaring værdifulde informationer at hente ved anvendelse af simultane estimeringsmetoder som *FIML*. Disse algoritmer kræver løsning af ikke lineære ligningssystemer, og konvergerer algoritmen ikke, eller er resultaterne væsentligt forskellige fra resultaterne opnået ved hjælp af *OLS*, er det ofte tegn på, at modellen bør respecificeres, eller at identifikationen af modellens parametre er svag, hvilket ligeledes kræver, at modellen omformuleres.

5. Kan økonometriske metoder bruges på lange historiske perioder?

Jeg tror, at Cliometri har en fremtid, men jeg synes nok, at vanskelighederne ved at specificere udbudssiden i CLEO kan gøre mig noget pessimistisk mht muligheden for at opstille modeller af netop denne type. En vækstmodel uden en ordentlig specificeret udbudsside forekommer mig at være en model med mangler.

6. Afslutning

Som det fremgår af den hidtidige diskussion, er jeg noget forbeholden over for de konklusioner, Niels Kærgård drager af sin analyse, ligesom jeg har nogle problemer med de økonometriske metoder, der er anvendt. Det skal dog på ingen måde fortolkes som et spørgsmålstejn ved det store og meget fortjenstfulde forskningsarbejde, der ligger bag dette værk.

Jeg vil specielt nævne:

1. Pionerarbejdet i dette omfattende værk

2. Den meget imponerende bredde der er i arbejdet, herunder det anvendte litteraturgrundlag
samt det meget fortjenstfulde i

3. Konstruktionen af primo kapitalbeholdninger

Litteratur

- Engle, R. F. & C. W. J. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, p. 251-277.
- Granger, C. W. J. & P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, p. 111-121.
- Hendry, D. F. & G. E. Mizon. 1978. Correlation as a Convenient Simplification not as a Nuisance: a comment on a study of the demand for money by the Bank of England. *Economic Journal*, Vol. 88, p. 549-563.
- Hylleberg, S. 1986. *Seasonality in Regression*. Orlando.
- Hylleberg, S. (ed.). 1992. *Modelling Seasonality*. Oxford.
- Hylleberg, S. & G. Mizon. 1989b. Cointegration and Error Correction Models. *Economic Journal*, 99, p. 115-125.
- Härdle, W. 1990. *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge.
- Johansen, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, p. 1551-1581.
- Juselius, K. 1991. Manual to Cointegration Analysis of Time Series CATS in RATS. Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Kærgård, N. 1991. *Økonomisk Vækst. En Økonometrisk Analyse af Danmark 1870-1981*. København.
- Lucas, R. E. 1976. Econometric Policy Evaluation: A Critique. I: Brunner, K. and Meltzer, H. H. (eds.) *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam.
- Wallis, K. F. and J. D. Whitley. 1991. Large Scale Econometric Models of National Economies. I: Hylleberg, S. and M. Paldam (eds.), *New Approaches to Empirical Macroeconomics*, Oxford.