

- Ericsson, N. R. and D. F. Hendry. 1989. Encompassing and Rational Expectations: How Sequential Corroboration Can Imply Refutation. International Finance Discussion Paper No. 354, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D. C.
- Favero, C. and D. F. Hendry. 1990. Testing the Lucas Critique: A Review. Discussion Paper No. 212, University of London.
- Granger, C. W. J. 1983. Cointegrated Variables and Error Correcting Models. UCSD Discussion Paper.
- Hendry, D. F. 1988. Encompassing: *National Institute Economic Review*, Vol. 125, pp. 88-92.
- Hendry, D. F. and G.E. Mizon. 1990. Evaluating Econometric Models by Encompassing the VAR. Applied Economics Discussion Paper, No. 102, University of Oxford.
- Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12., 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, 169-210.
- Juselius, K. 1992. Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy. The case of Denmark. Forthcoming in *Journal of Policy Modeling*.
- Klein, L. R. and Goldberger, A. S. 1955. *An Econometric Model of the United States 1929-1952*. Amsterdam.
- Lucas, Jr. R. E. 1976. Econometric Policy Evaluation: A Critique. In K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.) *Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy*, Vol. 1, *Journal of Monetary Economics*, 19-46.
- Sims, C. 1982. Policy Analysis with Econometric Models. *Brookings Papers of Economic Activity*, 2, 107-132.
- Tinbergen, J. 1951. *Business Cycles in the United Kingdom 1870-1914*. Amsterdam.
- Wold, H. 1938. *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*. Uppsala.

Økonometri og tidsrækkeanalyse

Anders Milhøj

Økonomisk Institut, Odense Universitet

Jeg har læst disputatsen ud fra min baggrund som statistiker, der arbejder indenfor økonometri. Med det udgangspunkt er den store værdi af Kærgårds arbejde, at disputatsen giver en tilsyneladende udtømmelig kilde til relevante eksempler på økonomiske problemstillinger. Værdien ligger i, at Kærgård rundt omkring i bogen anvender snart sagt alle klassiske og moderne modeller, estimatorer og tests.

Derved får Kærgård mulighed for at afprøve den praktiske relevans af alt det, der optager teoretisk orienterede økonometrikere. Det fører iblandt til tankevækkende konklusioner, som f.eks. at mange forskellige estimationsmetoder i de fleste tilfælde giver stort set identiske resultater.

Det er imidlertid også muligt at dreje denne ros for bredden i mere kritisk retning: I disputatsen arbejdes med mange enkeltproblemer, f.eks. autokorrelation, heteroskedasticitet og indflydelsesrige observationer. Problemet er, at disse emner behandles hver

for sig, ofte endda på forskellige datamaterialer, så de ikke ses i sammenhæng. På den måde spiller Kærgård med mange bolde, men han spiller med dem én af gangen, selv om det naturligvis ville være mere imponerende at kunne spille med dem alle samtidigt. Det kunne f.eks. være interessant at vide, om autokorrelation i en relation skyldes sammenfald af store residualer opstået som følge af enkelte atypiske observationer eller som følge af heteroskedasticitet, eller om autokorrelationen er et tegn på egentlige dynamiske effekter i økonomien.

Tidsrækkeanalysen

På side 162 ofrer Kærgård en halv side på tidsrækkeanalysen, nærmest i form af en teoriehistorisk gennemgang. Som tidsrækkeanalytiker mener jeg naturligvis, at det er fornærmende lidt. Kærgård citerer udenlandske undersøgelser for, at man midt i halvfjerdserne kunne forudsige bedre ved hjælp af en simpel ARIMA model end med endog meget store klassiske økonometriske modeller. Siden har det naturligvis vist sig, at man ikke kunne forudsige knækket som følge af oliekrisen med endimensionale modeller uden eksogene variable. Det er imidlertid ikke nogen relevant kritik af tidsrækkeanalysen, der ligesom den klassiske økonometri kan behandle flerdimensionale modeller.

I de senere år er der på den teoretiske side sket en integration af tidsrækkemetoder i økonometrien, så økonometrikere nu interesserer sig mere for de dynamiske led i modellerne. I sin kommentar til dette anfører Kærgård bl.a. at konflikten nu består i “.. hvor meget kraft man skal bruge på at modellere de dynamiske problemer og i hvor høj grad man vil lade specifikationsproblemerne afgøres af kausalitetstests og diagnostiske tests på den økonomisk-teoretiske a priori specifikations bekostning.” Som tidsrækkeanalytiker mener jeg, at økonomer burde være glade for tidsrækkeanalysens redskaber, der kan bestemme de tidsforsinkelser, hvormed effekter af f.eks. olieprischok indtræffer. Jeg kan helt tilslutte mig ønsket om mere teoretisk forskning om dynamikken i økonomien. I al fald er det en oplagt opgave at studere de økonomiske transmissionshastigheder tidsrækkeanalytikere finder, men jeg mener, at denne forskning finder sted allerede.

En oplagt fordel ved de tidsrækkeanalytiske metoder, som Kærgård helt forbigår, er, at man kan spare en del af de omveje i modelbygningen, som er nødvendige med den traditionelle økonometriske skole. Det vil jeg illustrere med Kærgårds investeringsfunktion som eksempel, idet jeg undervejs vil komme med et par andre bemærkninger.

Investeringsfunktionen

Kærgård skriver side 232 om investeringsfunktionen “...der er en af modellens statistisk set bedre relationer”. Derfor er den velegnet som udgangspunkt for metodediskussioner, hvad Kærgård også bruger den til i afprøvningens forskellige estimationsmetoder.

Relationen er gennemgået side 95-97. Den tager sit udgangspunkt i en Cobb-Douglas produktionsfunktion¹

$$Y_t = AL^\alpha K_t^\beta, \quad (18)$$

ud fra hvilken kapitalapparatet (K_t^*), der er nødvendigt (eller ønskeligt) for at opfylde et bestemt produktionsmål, findes. Det kan gøres ud fra forskellige antagelser om samspillet mellem løn- og kapitalindsats i produktionen, og om hvorledes produktionsmålet kan approksimeres. Alle bestræbelser fører dog til samme model, der således må siges at være teoretisk velfunderet,

$$\log K_t = \lambda \log \gamma + \lambda \delta \log Y_t + (1 - \lambda) \log K_{t-1}. \quad (22)$$

Efter en differensdannelse får modellen for byerhvervene den estimerede form

$$\Delta \log KB_t = 0.0013 + 0.127 \Delta \log PB_t + 0.841 \Delta \log KB_{t-1}. \quad (23)$$

Ud fra de estimerede regressionsparametre i (23) kan δ bestemmes til 0.799. Om denne værdi skriver Kærgård, at den i lyset af de teoretiske overvejelser er "vel lille". Kærgård skriver ikke, hvor stor han ønsker den, men diskussionen ved modelopstillingen antyder, at den nok bør være større end 1. Ved at anvende ikke-lineær regression finder man, at et 95% konfidensinterval for δ er [0.23, 1.38], hvilket forhåbentlig indeholder plausible værdier. Kærgård estimerer med et konstantled selvom der er taget differenser. Estimeres uden konstantled, fås konfidensintervallet [0.65, 1.41], altså et "bedre" interval.

Modellen er meget let at finde med de metoder, som kendes fra standardlærebøger i tidsrækkeanalyse. Det skyldes, at begge tidsrækkerne $\log KB_t$ og $\log PB_t$ efter differensdannelsen stort set er hvid støj, hvorved vægtene ω_i i fremstillingen

$$\Delta \log KB_t = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i \Delta \log PB_{t-i}$$

er proportionale med krydskorrelationerne mellem de to differensede tidsrækker. Det viser sig, at disse krydskorrelationer dør eksponentielt hen, hvilket direkte peger mod standardmodellen (23). Modellens parametre estimeres til stort set de samme værdier

1. Der anvendes Kærgårds formelnummerering

Tabel 1.

Parameter	før 1914	1920-1939	efter 1949
λ	0,17	0,21	0,76
δ	0,51	0,26	0,30
β_1	0,09	0,05	0,23
β_2	0,83	0,79	0,24

med et EDB-program til tidsrækkeanalyse. Kærgårds specifikation af relationen (23), f.eks. de lags der indgår, er således i orden.

Investeringsfunktionens stabilitet

Modellen betragtes i afsnittet om stabilitetstest (side 254) i de tre delperioder. Parametrene δ og λ varierer som vist i tabel 1.

Parameteren bliver λ større og δ mindre med årene. Det betyder, i lyset af at værdien $\delta = 0.799$ var "vel lille", at den økonomiske teori virkede bedst i forrige århundrede. I al fald er værdien 0.30 i efterkrigstiden meget lille. Kærgård skriver, at det skyldes multikollinearitet, men er det nu ikke blot en refleksemæssig forklaring? Hvis der var multikollinearitet, ville der være en samvariation mellem $\Delta \log KB_{t-1}$ og $\Delta \log PB_t$. Så svaret er, at det selvfølgelig kunne være multikollinearitet, for det er netop den sammenhæng, der betragtes i produktionsfunktionen side 109-112. Det viser sig iøvrigt, at der opstår helt parallelle problemer med værdierne af de estimerede parametre i produktionsfunktionen.

Der er en mere sandsynlig forklaring på udviklingen i parameterværdierne. De parametre, der egentlig estimeres i regressionsmodellen (23), er $\beta_1 = 0.127$ og $\beta_2 = 0.841$. De estimerede værdier i de tre delperioder er også angivet i tabellen. Parametrene δ og λ beregnes ud fra β_1 og β_2 ved

$$\delta = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2}$$

$$\lambda = 1 - \beta_2.$$

En lille værdi af β_2 medfører, at den laggede respons betyder mindre i efterkrigstiden end i forrige århundrede. Men det er jo helt naturligt, datas kvalitet taget i betragtning. I forrige århundrede er data for kapitalapparatet konstrueret ved interpolation mellem opgørelser over kapitalapparatet med flere års mellemrum. Derfor er udviklingen i kapitalapparatet jævn, dvs. at der er en positiv autokorrelation, og dermed en stor værdi af β_2 og en tilsvarende stor værdi af δ . I senere år er der mindre autokorrelation

pga. bedre erhvervsstatistik, hvorved δ er tættere ved nul. Udviklingen i parameteren δ kan altså forklares som en følge af datakonstruktionen.

Side 440 argumenterer Kærgård for, at autokorrelationen i investeringsfunktionen faktisk burde være negativ, da store investeringer ét år kan skyldes en ophobning, således at investeringerne året efter bliver små. Det viser sig, at det giver en svag forbedring af modeltilpasningen, hvis modellen udvides med et glidende gennemsnitsled, der tager højde for en anelse negativ autokorrelation i residualerne i (23). Det fører til en større estimeret værdi af $\delta = 1.07$. Tages der ikke hensyn til en eventuel negativ autokorrelation ved hjælp af glidende gennemsnitsled, vil den estimerede værdi af β_2 blive negativ, hvilket fører til endnu mindre værdier af δ . Kun i en rigtig tidsrække-model kan afvejningen af om autokorrelationen skal være positiv eller negativ foregå.

Som tidsrækkeanalytiker vil jeg alt i alt konkludere, at Kærgård med sin investeringsfunktion har fundet en god tidsrække-model – endda uden at bruge tidsrækkemetoder – med estimerede parameterværdier, der er rimelige fra et tidsrækkeanalytisk synspunkt. Investeringsfunktionen begrundes med økonomisk teoretiske argumenter, men da disse argumenter leder til antagelser om parametrene værdier, der ikke stemmer overens med de estimerede værdier, synes disse argumenter kun at være distraherende for den empiriske analyse.

Robuste metoder

Nils Kousgaard

Statistisk Institut, Københavns Universitet

Mange af disputatsens økonomiske relationer formuleres ved hjælp af lineære modeller, der for størstepartens vedkommende tilpasses til data, $(y_t, x_{t1}, \dots, x_{tp})$, $t = 1, \dots, T$, ved anvendelse af MK-metoden (mindste kvadraters metode). Ved tilpasning forstås her bestemmelsen af estimater for de $p + 1$ regressionsparametre $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ i den lineære regressionsmodel

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_p x_{tp} + e_t, \quad i = 1, \dots, T.$$

I kapitel 9 forholder Kærgård sig dog kritisk til brugen af MK-metoden, og en række alternative, såkaldt robuste, estimationsmetoder trækkes frem. Imidlertid spiller disse metoder ikke nogen rolle i de senere kapitler, hvor de egentlige statistiske analyser