

En kointegrationsanalyse af dansk svineproduktion – den neoklassiske-keynesianske kontrovers

Kim M. Lind

Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut

SUMMARY: The study considers the interaction between rigid economic models and consistent econometric methods. A dynamic model based on the Ramsey model and Tobin's q is constructed. It is shown that the accelerator model describes the behaviour of capital around a stationary state. A demand system is derived from a duality-based model. The models are consistently estimated using Johansen's maximum likelihood procedure based on data for Danish pig production. The neoclassical theory of investment and Tobin's q are strongly confirmed. The neoclassical contention of linear homogeneity in prices in the long run is strongly corroborated. In the short run the classical dichotomy is rejected in favour of the Keynesian contention.

1. Indledning

Formålet med denne artikel er at foretage en empirisk undersøgelse af nogle centrale økonomiske problemstillinger ved hjælp af rigoristiske økonomiske modeller og konsistent statistisk metode. Fra de anvendte økonomiske modeller udledes specifikke udsagn, som vil blive efterprøvet ved brug af kointegrationsanalyse.

I den økonomiske teoris historie har der i hvert fald siden Keynes været en grov opdeling i to skoler kaldet hhv. den *keynesianske* og den *neoklassiske*. Med den keynesianske skole menes her en opfattelse af økonomien som værende præget af uligevægt. Neoklassikerne derimod opfatter økonomien som altid værende i ligevægt. Denne grundlæggende forskel i opfattelsen spiller ind på mange forskellige planer i den økonomiske teori. F.eks. opfattelsen af konjunkturcykler, hvor keynesianerne henviser til markedsimperfektioner, mens neoklassikerne peger på stød til teknologien (real business cycles) eller penges rolle jævnfør det kendte neoklassiske udsagn »money is a veil«, hvortil keynesianerne svarer »when the veil flutters real output sputters.« På trods af mange års uenighed i opfattelsen er det sparsomt med egentlige empiriske

Denne artikel er et sammendrag af nogle problemstillinger i min phd afhandling. Jeg vil gerne rette en speciel tak til min vejleder Katarina Juselius for mange værdifulde kommentarer i forbindelse med udarbejdelse af afhandlingen. Ligeledes takker jeg kolleger på Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut og specielt Søren E. Frandsen for gode kommentarer.

En kointegrationsanalyse af dansk svineproduktion – den neoklassiske-keynesianske kontrovers

Kim M. Lind

Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut

SUMMARY: The study considers the interaction between rigid economic models and consistent econometric methods. A dynamic model based on the Ramsey model and Tobin's q is constructed. It is shown that the accelerator model describes the behaviour of capital around a stationary state. A demand system is derived from a duality-based model. The models are consistently estimated using Johansen's maximum likelihood procedure based on data for Danish pig production. The neoclassical theory of investment and Tobin's q are strongly confirmed. The neoclassical contention of linear homogeneity in prices in the long run is strongly corroborated. In the short run the classical dichotomy is rejected in favour of the Keynesian contention.

1. Indledning

Formålet med denne artikel er at foretage en empirisk undersøgelse af nogle centrale økonomiske problemstillinger ved hjælp af rigoristiske økonomiske modeller og konsistent statistisk metode. Fra de anvendte økonomiske modeller udledes specifikke udsagn, som vil blive efterprøvet ved brug af kointegrationsanalyse.

I den økonomiske teoris historie har der i hvert fald siden Keynes været en grov opdeling i to skoler kaldet hhv. den *keynesianske* og den *neoklassiske*. Med den keynesianske skole menes her en opfattelse af økonomien som værende præget af uligevægt. Neoklassikerne derimod opfatter økonomien som altid værende i ligevægt. Denne grundlæggende forskel i opfattelsen spiller ind på mange forskellige planer i den økonomiske teori. F.eks. opfattelsen af konjunkturcykler, hvor keynesianerne henviser til markedsimperfektioner, mens neoklassikerne peger på stød til teknologien (real business cycles) eller penges rolle jævnfør det kendte neoklassiske udsagn »money is a veil«, hvortil keynesianerne svarer »when the veil flutters real output sputters.« På trods af mange års uenighed i opfattelsen er det sparsomt med egentlige empiriske

Denne artikel er et sammendrag af nogle problemstillinger i min phd afhandling. Jeg vil gerne rette en speciel tak til min vejleder Katarina Juselius for mange værdifulde kommentarer i forbindelse med udarbejdelse af afhandlingen. Ligeledes takker jeg kolleger på Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut og specielt Søren E. Frandsen for gode kommentarer.

tests og analyser af konsekvenserne af de to opfattelser. Dette er søgt behandlet i afhandlingen og vil blive beskrevet i det følgende.

En anden problemstilling, der bliver behandlet mere implicit her, er anvendelsen af *the probability approach* (også kaldet LSE-skolen) inden for økonometri, se Hendry (1995), herunder specielt kointegrationsanalysen. Denne økonometriske retning er blevet angrebet for at være alt for databaseret og savnende et egentligt økonomisk teoretisk fundament i sine empiriske analyser. Senest har *Economic Journal* 1997, vol 107, behandlet dette i et sær afsnit. Denne kritik søges imødegået ved at benytte nogle ret rigide økonomiske modeller, som i videst muligt omfang er udledt fra first principles. Dermed menes at så få ad hoc antagelser som muligt benyttes. De makroøkonomiske modeller har således et eksplicit mikroøkonomisk fundament. Således stiller de økonomiske modeller specifikke krav til udseendet af kointegrationsvektorerne. Ligeledes vil der også i enkelte tilfælde være specifikke krav til parametrene, selvom kortsigtsdynamikken i de statistiske modeller fortsat i en vis udstrækning er overparametriseret.

Den empiriske analyse omhandler den danske svineproduktion. Dette indebærer betydelige fordele. For det første udviser denne sektor en høj grad af overensstemmelse med antagelserne om fuldkommen konkurrence.¹ Fuldkommen konkurrence medfører, at det økonomiske problem simplificeres en hel del. Efterspørgselen efter sektorens produkt såvel som udbud af inputs til sektoren er perfekt elastisk. Derfor er priserne på både inputs og output faste set fra sektorens synspunkt.

Den anden vigtige fordel ved anvendelsen af den danske svineproduktion i den empiriske analyse er tilgængelighed af data. Ret så detaljerede opgørelser af produktion, forbrug af inputs såvel som priser på diverse faktorer er nødvendige for at kunne gennemføre en tilbunds gående empirisk analyse. Ligeledes er det nødvendigt med relativt lange konsistente tidsserier af disse data. Disse data er indsamlet af Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut gennem det meste af dette århundrede. Undervejs er der dog foretaget en del ændringer af definitioner, opgørelsesmetoder, osv., hvorfor det er nødvendigt med ret så omfattende korrektioner for at gøre tidsserierne konsistente over tid. Dette arbejde er også behandlet i afhandlingen.

1. Sektoren består af et stort antal relativt små producenter. I 1993 var der ca. 27.000 bedrifter som producerede svin. Ligeledes er den danske svinesektor en forholdsvis lille sektor både på input og på output siden. Tre fjerdedele af den danske svineproduktion eksporteres primært til EU-landene, USA og Japan. På input-siden efterspørger svineproducenterne varer og ydelser fra resten af den danske økonomi og fra udlandet. Svineproduktion udgør under 1% af den danske bruttofaktoringdomst, så sektorens effekt på resten af økonomien er ubetydelig. Derfor har den danske svineproduktion ingen påvirkning af markedslige vægtene af betydning hverken på input- eller outputsiden. Produktionsteknologien som benyttes af de danske svineproducenter og selve produktet er meget homogent. Betaling af produktet sker i henhold til vægt og fedtprocent, hvilket resulterer i, at langt hovedparten af danske slagtesvin er ens i både størrelse og »indhold.« Alt i alt betyder dette, at det vil være svært at finde en anden sektor, som i så høj grad lever op til betingelserne for fuldkommen konkurrence.

2. De økonomiske modeller

Det økonomiske problem beskrives ved to forskellige økonomiske modeller, som repræsenterende hhv. det lange og det korte sigt. På det lange sigt beskrives udviklingen i tilstandsvariablen kapital, ved hjælp af en dynamisk model byggende på Ramsey modellen og Tobin's q , se Blanchard og Fischer (1989); Barro og Sala-i-Martin (1995). Den kortsigtede del af økonomien behandles meget stiliseret i denne model. I den anden model er der lagt vægt på økonomiens mellemlange/korte sigt, hvor faktorefterspørgselen bestemmes betinget af økonomiens tilstandsvariable. Denne model er baseret på dualitets teorien og benytter den fleksible funktionsform translog, se f.eks. McFadden (1978); Chambers (1988); Christensen, Jorgenson og Lau (1971). For en detaljeret gennemgang af modellerne, se Lind (1997).

2.1. Modellen for økonomiens lange sigt

Traditionelt er investeringsteori opdelt mellem to brede skoler kaldet henholdsvis den *neoklassiske* og den *keynesianske*. I den neoklassiske skole behandles investeringsgoder som alle andre goder. Det vil sige, at investeringer foretages indtil marginalværdien ved yderligere investeringer er lig marginalomkostningerne. Opfattelsen af marginalværdi og marginalomkostning ved investering er dog ændret gennem tiden. Den oprindelige neoklassiske investeringsteori er primært udviklet af Jorgenson (1963). I denne version er omkostningerne ved investering forbundet med omkostningerne ved kapitalgoder i anvendelse gennem begrebet *usercost*. Usercost angiver de samlede omkostninger ved kapital i anvendelse, dvs. forrentning af den bundne kapital, afskrivninger og kapitalgevinster eller -tab. Reglen for investering er, at investere indtil den tilbagediskonterede værdi af alle fremtidige provenuer som følge af investeringsgodet er lig omkostningerne ved at anvende godet. Dette kan skrives, som at indtægterne pr. kapitalenhed pr. tidsenhed skal være lig omkostningerne pr. kapitalenhed pr. tidsenhed, dvs. usercost. Konsekvensen af denne regel er, at kapitalen altid er i ligevægt. Hvis økonomien (eller virksomheden) udsættes for et stød, som f.eks. en prisændring eller en renteændring, så ændres ligevægtsniveauet for kapitalen. Ifølge Jorgensons neoklassiske teori bliver forskellen mellem det aktuelle niveau for kapitalen og det nye ligevægtsniveau øjeblikkeligt udlignet ved investeringer. Derfor fører diskrete ændringer i priser, renter osv. til korresponderende diskrete ændringer i kapitalbeholdningen. Dette anses generelt for ikke at være i overensstemmelse med de rent faktiske forløb. Tværtimod fremtræder udviklingen i kapitalbeholdning over tid ofte som et mere glat forløb. Derfor anvender keynesianerne en ad hoc regel kendt som *accelerator modellen* til forklaring af investeringer. Ifølge *accelerator modellen* bliver kun en mindre del af forskellen mellem den faktiske kapitalbeholdning og ligevægtsniveauet, kaldet den *ønskede kapitalbeholdning*, udlignet hver periode. Derfor er kapi-

talbeholdningen aldrig i ligevægt, men altid på vej mod en ligevægt. Selv om den ønskede kapitalbeholdning er uændret vil den faktiske kapitalbeholdning ændres, da kun en mindre del af forskellen udlignes hver periode.

At forene de to skoler, hvor den ene peger på investeringer som et ligevægtsfænomen og den anden på uligevægt kan synes umuligt. Ikke desto mindre opnås dette ved at anvende tilpasningsomkostninger og introducere skyggeværdien af installeret kapital målt i antal investeringsgoder kendt under begrebet Tobin's q . Tilpasningsomkostninger er omkostninger ved erhvervelse af investeringsgoder, som ligger ud over de direkte omkostninger, her prisen på investeringsgodet. De opstår på grund af installationsomkostninger, transportomkostninger, lag i leveringstider, osv. Tilpasningsomkostninger pr. investeringsgode såvel som marginale tilpasningsomkostninger modelles som stigende i investeringsniveauet. Det vil sige, tilpasningsomkostninger er en konveks funktion af investeringerne. Dette medfører, at det ikke er optimalt at udligne forskellen mellem det faktiske kapitalniveau og det ønskede på en gang. Tværtimod reduceres omkostningerne ved at sprede investeringerne over tid. Således forenes den keynesianske egenskab, at kun en del af forskellen mellem det faktiske og det ønskede kapitalniveau udlignes pr. periode, og den neoklassiske opfattelse at agenternes valg er optimale, se Hayashi (1982). Det kan vises, at ligevægtsniveauet for investeringer er en relativ simpel funktion af Tobin's q målt som f.eks. forholdet mellem markedsværdien af en virksomhed på aktiemarkedet og prisen for investeringsgoder. I Lind (1997) vises det, at selv om investeringerne valgt af profitmaksimerende agenter er en funktion af Tobin's q , så kan bevægelserne af kapitalen omkring det ønskede kapitalapparat eller stationary state beskrives ved acceleratormodellen. Således opnås en yderligere forening af den neoklassiske og den keynesianske investeringsteori.

I modellen² indgår der et output, y , som er en funktion af en vektor af variable inputs, x , og et quasi-fast input kaldet kapital, K . Det antages at produktionsfunktionen er »well-behaved« med skalaafkast lig ρ og homogen af grad γ i kapital. Ændringen i kapitalen er givet ved bruttoinvesteringer, I , fysiske afskrivninger samt »capital-augmenting« teknologiske fremskridt. Pga. antagelsen om fuldkommen konkurrence antages priserne på output, p , priserne på variable inputs og prisen på investeringsgoder, p^I , som værende udefra givet. Producenternes kriterium er at maksimere profitten. Dette gøres under hensyntagen til skattesystemet, som påvirker producentens valg via tre komponenter. Den første er selskabsskatten, som betales ud af løbende profit. Den relevante sats er den forventede marginale selskabsskattesats. Den anden skattekomponent er skattemæssige afskrivninger, som giver sig udslag i et fradrag i den skattepligtige indkomst. De skattemæssige afskrivninger udregnes som den til tidspunkt t tilbagediskonterede værdi af alle fremtidige fradrag som følge af en investe-

2. Fodtegn t , som betegner tiden til tidspunkt t , er udeladt, hvor det ikke giver anledning til misforståelse.

ring foretaget på tidspunkt t . Den tredje komponent er kapitalindkomstbeskatningen, som resulterer i en reduktion af rentesatsen med kapitalindkomstskatteraten v .

Intertemporal maksimering af profitten givet produktionsfunktionen, kapitalakkumuleringsfunktionen og skattesystemet leder frem til to steady states. Med lidt omskrivning fås følgende to dynamiske ligevægtsbetingelser. Den første er en investeringsfunktion og udtrykker forholdet mellem investeringer, I_t , og den eksisterende kapital, K_t , som en funktion af Tobin's q , $\bar{q}_t = q_t/p_t^I$, den forventede marginale selskabsskattesats, u_t , og den til tidspunkt t tilbagediskonterede værdi af de skattemæssige afskrivningsrater D_t ,

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{2a} \frac{q_t - p_t^I (1 - u_t D_t)}{p_t^I} = \frac{1}{2a} [\bar{q}_t - 1 + u_t D_t], \quad (1)$$

hvor a er en parameter der stammer fra tilpasningsomkostningsfunktionen. Tobin's q er forholdet mellem handelsværdien af den eksisterende kapital, q_t , og prisen på investeringsgoder, p_t^I . Det traditionelle resultat at Tobin's q skal være større end 1 før der foretages investeringer gælder, når der ingen skatter er. I dette tilfælde med skatter er der en yderligere positiv effekt ved investering på grund af skattemæssige afskrivninger. Derfor er det tilstrækkeligt med en lavere værdi af Tobin's q .

Den anden dynamiske ligevægtsbetingelse udtrykker at i ligevægt skal forbrug af en ekstra enhed kapital givet ved handelsværdien q være sådan, at

$$\left(\delta + r - \frac{\dot{p}_t^I}{p_t^I} \right) q_t = \gamma \mu (1 - u_t) p_t \frac{y_t}{K_t} + a p_t^I \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2, \quad (2)$$

hvor udtrykket på venstresiden er usercost som består af de fysiske afskrivninger reduceret med raten af capital-augmenting teknologiske ændringer, δ , rentesatsen, r , og ændringer i prisen på investeringsgoder. Det første led på højresiden er den ekstra profit som en yderligere kapitalenhed giver anledning til. Dette led er fremkommet ved en omskrivning af den profitmaksimerende kortsigtsprofit, hvor produktionsfunktionens homogenitetsantagelser er udnyttet og p er prisen på output. Det andet led på højresiden er værdien af reduktionen i tilpasningsomkostningerne som følge af en ekstra kapitalenhed i produktionen.

(1) og (2) er dynamiske ligevægtsbetingelser i den forstand at de skal være opfyldt på ethvert tidspunkt. En profitmaksimerende agent vil derfor ifølge modellen ved investering følge reglen eller investeringsfunktionen (1) og vil være villig til at erhverve

allerede eksisterende kapital til en pris q givet ved (2). Men selvom disse to regler følges, og investeringerne dermed er i ligevægt, vil kapitalbeholdningen generelt ikke være i ligevægt, da det ikke er optimalt at udligne hele forskellen mellem den faktiske og den ønskede beholdning pga. tilpasningsomkostninger. Langsigtsligevægten, hvor der ikke er noget incitament til at søge ændret i beholdningerne, kaldes stationary state. I stationary state vil der stadig være investeringer, men disse er udelukkende vedligeholdelse pga. af afskrivningerne. I stationary state er investerings/kapital forholdet således lig den fysiske netto afskrivningsrate. Der foretages nu en linearisering omkring stationary state ved brug af en Taylor approksimation. Ved at omskrive stationary state egenskaberne vises det at kapitalens bevægelser omkring stationary state er givet ved acceleratormodellen,

$$\frac{\partial \log K_t}{\partial t} = \eta (\log K_t^* - \log K_t), \quad (3)$$

hvor η er positiv og givet ved stationary state egenskaberne og K^* er stationary state værdien af kapitalbeholdningen. I (3) er benyttet en linearisering af logaritmerne, men der kunne lige såvel være benyttet en linearisering af niveauerne, hvilket følgelig frembringer acceleratormodellen i niveauer fremfor i logaritmer. I den empiriske analyse har det vist sig at den logaritmiske transformation fungerer bedre, hvorfor denne er benyttet.

Det er altså lykkedes i (3) at opnå en yderligere forening af den neoklassiske og den keynesianske teori, hvor acceleratormodellen nu er nestet i den generelle neoklassiske investeringsmodel. Der er dog den forskel, at hvor parameteren η i (3) i den traditionelle anvendelse af acceleratormodellen er en konstant, er den i dette tilfælde en funktion af parametre og variable givet ved løsningen til et egenværdiproblem,

$$\eta = - \frac{r - \sqrt{4\mu\gamma(\gamma-1)(1-u_t)p_t f(K^*) / (2G'(\delta) p_t^1 K^*)}}{2} > 0, \quad (4)$$

hvor μ , γ og δ er parametre fra den fulde model, $f(\cdot)$ er produktionsfunktionen og $G(\cdot)$ er tilpasningsomkostningsfunktionen.

Den samlede investeringsmodel kan kaldes både neoklassisk og keynesiansk. Investeringerne der foretages er i ligevægt i den forstand, at de er optimale. Men samtidig er kapitalbeholdningen generelt i uligevægt, og bevægelsen af beholdningen omkring langsigtsligevægten beskrives ved den keynesianske acceleratormodel.

2.2. Modellen for økonomiens mellemlange/korte sigt

Denne model bygger på dualitetsteorien. Under antagelse af omkostningsminimerende producenter og fuldkommen konkurrence fremkommer en indirekte kriteriefunktion, som beskriver de minimale omkostninger betinget af økonomiens tilstand, output og priser. Denne kriteriefunktion pålægges en funktionsform som kaldes translog. Fra translogfunktionen udledes følgende efterspørgselssystem udtrykt i omkostningsandele $S_i = p_i x_i / C$, hvor C er de samlede omkostninger og p_i er pris på input i . Efterspørgselssystemet udtrykkes i omkostningsandele fremfor i efterspørgselsmængder, x_i , for at få relationer der er lineære i parametrene,

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \ln h_k, \quad i = 1, \dots, n; \quad (5)$$

Der er n variable inputs med tilhørende priser p_i og m quasi-faste inputs h_k . Efterspørgselen efter inputs er således betinget af de eksogent givne priser og quasi-faste input.

De samlede variable omkostninger opdeles på tre kategorier: foder, arbejdskraft og andre inputs. Da omkostningsandelene naturligvis summer til 1 er det kun to af de tre andele der skal estimeres.

3. Statistisk model

Den anvendte empiriske metode benytter sig af tidsserieanalyse. Traditionelt er der ikke gjort nogen forskel på stationære og ikke-stationære tidsserier, eller distinktionen har været meget overfladisk. Men denne distinktion er af yderste vigtighed for udfaldet af eksperimentet. Hvis de benyttede tidsserier i undersøgelsen er ikke-stationære og der ikke tages ordentligt hensyn til denne egenskab kan *enhver* hypotese accepteres som Hendry (1980) overbevisende demonstrerer. I denne artikel finder han en meget høj korrelation ($R^2 = 0,998$) mellem forbrugerprisindekset og de akkumulerede regnvejrs mængder i Storbritannien. Men som han demonstrerer skyldes dette udelukkende ikke-stationariteten af tidsserierne. Det næsten perfekte fit optræder pga. fænomenet kendt som nonsens eller falsk regression, Granger og Newbold (1974). Fænomenet har været kendt siden Yule (1926).

Selvom den betragtede sammenhæng mellem ikke-stationære tidsserier er en »sand« sammenhæng, så vil anvendelsen af OLS føre til skæve estimater i små stikprøver og ugyldig inferens. For at undgå dette problem vil undersøgeren ofte anvende en OLS i differenser. Dette medfører dog at langsigtsammenhængen dermed udeluk-

kes. For at opdage og udforske hele problemets natur må den samlede information i data udnyttes.

Den anvendte statistiske model må være i stand til at tage hensyn til ovenstående og være generel nok til at inkorporere de undersøgte økonomiske teorier. En sådan statistisk model er den kointegrerede VAR (Vektor AutoRegressiv). Denne model har en høj grad af fleksibilitet og et udbygget konsistent statistisk apparatur tilknyttet kendt som Johansen's maksimum likelihood procedure, se Johansen og Juselius (1990); Johansen (1995). På fejlkorrektionsform har VAR-modellen følgende udseende,

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \psi + \phi D_t^y + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

hvor Z_{k+1}, \dots, Z_0 er givet og $\epsilon_1, \dots, \epsilon_T$ er uafhængige m -dimensionale Gaussiske variable med middelværdi nul og kovariansmatrice Ω . Z_t er en vektor bestående af de m variable i modellen og k lags. De stationære komponenter i modellen består foruden af fejlleddet af parameteren til konstantleddet ψ , dummyvariable D_t^y med parametre ϕ og kortsigtseffekter givet af parametrene $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$. Matricen Π af dimension $m \times m$ viser langsigtsegenskaberne i modellen.

At fejlkorrektion medfører kointegration og vice versa blev vist af Engle og Granger (1987). Kointegration i fejlkorrektionsmodellen (6) medfører at Π har reduceret rang $n < m$, hvilket svarer til at der er n kointegrationsvektorer. Dermed kan Π -matricen skrives som produktet af to matricer α og β af dimension $m \times n$, $\Pi = \alpha\beta'$, hvor β er kointegrationsvektorerne, langsigtsligevægtene. Hastigheden hvormed processen (6) returnerer til langsigtsligevægt, som følge af stød der bringer den ud af ligevægt, er givet ved α .

Som modellen er præsenteret i (6) er det implicit forudsat at tidsrækkerne i vektoren Z højst er integreret af 1. orden. Det er dog trivielt at omskrive modellen i 2. ordens differenser og dermed behandle I(2) komponenter.

4. Den empiriske analyse

I det følgende præsenteres den empiriske analyse af relationerne (1), (2) (3) og (5). I afsnit 4.1 analyseres investerings/kapital relationen, usercost relationen og accelerator relationen. Efterspørgselssystemet analyseres i afsnit 4.2.

Data er detaljeret beskrevet i Lind (1997). Den primære kilde er den årlige publikation »Økonomien i landbrugets driftsgrene,« fra Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, som indeholder detaljerede statistiske opgørelser af totale omkostninger og produktion opdelt på landbrugets driftsgrene. I denne undersøgelse benyttes

Tabel 1. Diagnostik test for investerings/kapital relationen (1).

<i>L-B</i> (11)	$\sim\chi^2(10)$	=	15,022	<i>p</i> -værdi	=	0,13
<i>LM</i> (1)	$\sim\chi^2(1)$	=	1,098	<i>p</i> -værdi	=	0,29
Normal	$\sim\chi^2(2)$	=	0,264	<i>p</i> -værdi	=	0,88
ARCH(1)	$\sim\chi^2(1)$	=	0,268	<i>p</i> -værdi	=	0,60
R^2		=	0,821			

Ann: *L-B* er Ljung-Box testet for auto- og krydskorrelation, H_0 : ingen auto- eller krydskorrelation; *LM* er et Lagrange Multiplier test for første ordens autokorrelation, H_0 : ingen autokorrelation; Normal er Doornik-Hansen testet for normalitet (Doornik og Hansen, 1994), H_0 : normal; ARCH er et test for autoregressiv heteroskedastisitet af første orden, H_0 : ingen ARCH; R^2 er et goodness-of-fit mål på differenserne af processen; *p*-værdien er signifikanssandsynligheden.

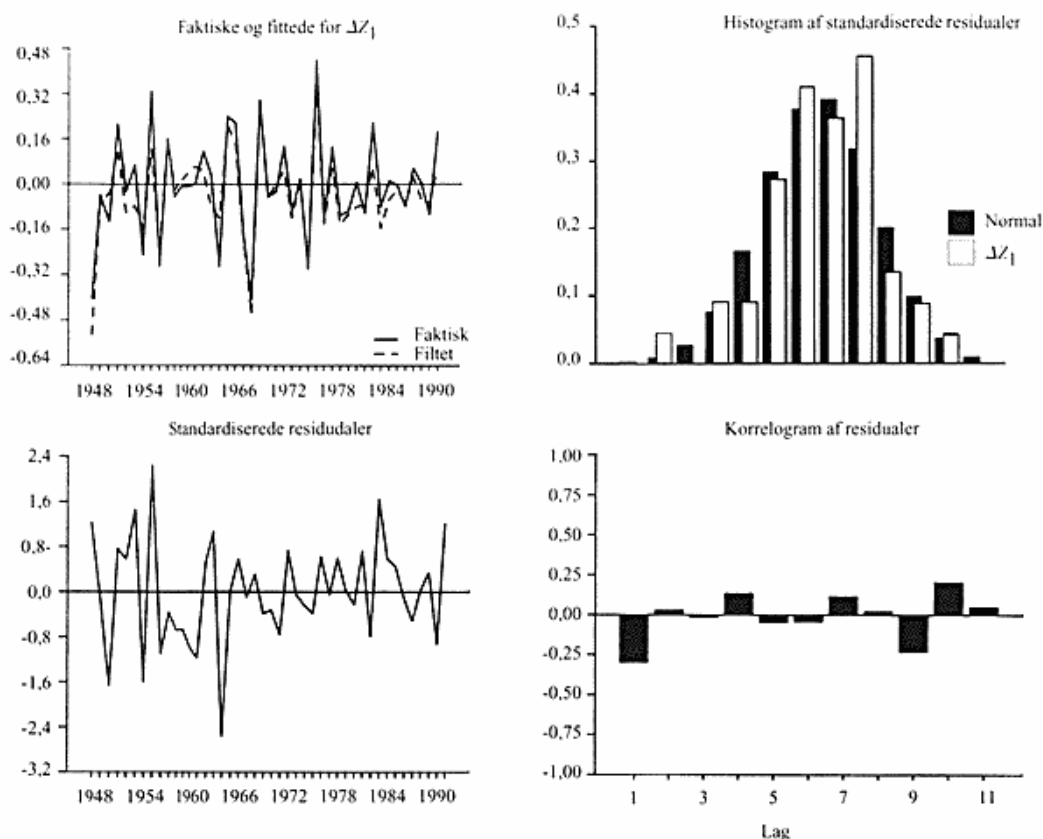
driftsgrenen svineproduktion. Denne statistik, som er opgjort siden 1918, bygger på flere tusinde regnskaber stratificeret udvalgt blandt samtlige danske landbrug. Derudover er benyttet opgørelser fra især Danmarks Statistik og ADAMs databank over diverse priser, rentesatser og skattekomponenter. Konsistente tidsserier er opstillet ud fra disse data. Den anvendte periode for de empiriske undersøgelser er 1947-1991.

4.1. Empirisk analyse af modellen for økonomiens lange sigt

Dette afsnit er opdelt i tre underafsnit for de tre respektive relationer.

4.1.1. Investerings/kapital relationen

Variabelvektoren Z for investerings/kapital relationen (1) består af to variable, $z_1 = I/K$ og $z_2 = \bar{q} - 1 + uD$. Yderligere er der benyttet to dummyvariable som følge af nogle ekstraordinært store stød i modellen (oliekrise, momsfrigørelse, EF-indtrædelse og nogle opgørelsesændringer). Informationskriterier indikerer et lag af orden 1. Johansen testene viser én kointegrationsvektor som forventet. z_2 viser sig med meget høj signifikans at være svagt eksogen. Forskellige diagnostik test for modellen er vist i tabel 1, hvor rangen er én og z_2 er svagt eksogen. Som det fremgår af tabel 1 accepteres modellen generelt. I figur 1 er vist nogle grafiske test af investerings/kapital relationen. Både statistikkerne i tabel 1 og diagrammerne i figur 1 understøtter i høj grad modellen. Ligeledes viser rekursiv analysen, hvoraf to tests er vist i figur 2, at de estimerede parametre i høj grad er konstante. Det første diagram i figur 2 er et test for stabiliteten af parametrene i kointegrationsvektoren β . Et signifikansniveau på 5% svarer til én i diagrammet, hvorfor det fremgår at kointegrationsvektorens parametre er endog meget stabile. Det andet diagram plotter et test med 95% konfidensintervaller for at parameterværdierne i kointegrationsvektoren og i vektoren α , der viser hastigheden hvormed afvigelse fra langsigtligvægten elimineres, er konstante.



Figur 1. Residual analyse af investerings/kapital relationen (1).

Den endelige fejlkorrektionsmodel for investerings/kapital relationen får følgende udseende,

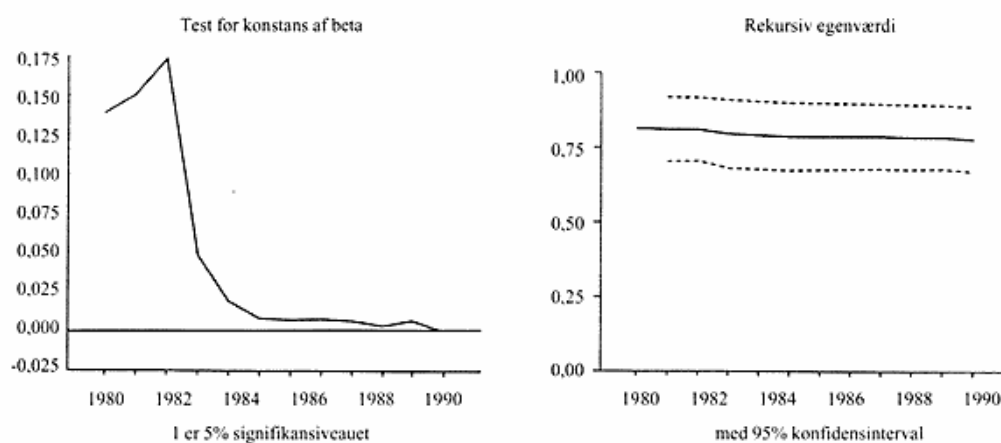
$$\Delta z_{1t} = -1,125(z_{1t-1} - 0,145z_{2t-1}) + 0,333\Delta z_{2t} + 0,324D_b - 0,290D_{75} + \epsilon_t, \quad (7)$$

$[-12,459] \quad \{0,038\} \quad [2,945] \quad [5,125] \quad [-3,717]$

hvor tal i kantede parenteser er t -værdier, tal i krøllede er standardafvigelse og D er dummyvariable. Det første led på højresiden i parenteser er langsigtligvægten, kointegrationsrelationen. Afvigelser fra denne korrigeres med hastigheden $-1,125$. De resterende led på højresiden er kortsigtsdynamik plus to dummyer.

4.1.2. Usercost relationen

For usercost relationen (2) består variabelvektoren Z af tre variable, $z_3 = (\delta + r - \dot{p}^I / p^I)q$, $z_4 = (1 - u)py / K$ og $z_5 = p^I (I / K)^2$. I dette tilfælde betinges likelihood funktionen på z_5 da denne inducerer ikke-normalitet i systemet. Derfor udføres den empiri-



Figur 2. Rekursiv analyse af investerings/kapital relationen (1).

ske analyse med z_3 og z_4 som endogene variable og z_5 som eksogen. Johansen testene viser én kointegrationsvektor som forventet. Test for svag eksogenitet viser, at der også kan betinges på z_4 . Parameterværdien i investerings/kapital relationen på 0,145 svarer til en værdi for a , parameteren fra tilpasningsomkostningsfunktionen, på 3,44. Denne restriktion pålægges usercost relationen. I tabel 2 vises diagnostik test for usercost relationen.

I figur 3 vises nogle grafiske test af usercost relationen. Som det fremgår bekræftes modellen af statistikkerne i tabel 2 og diagrammerne i figur 3. Ligeledes bekræftes stabiliteten af den estimerede usercost relation af rekursiv analysen, som det fremgår af figur 4.

Den endelige usercost relation bliver,

$$\begin{aligned} \Delta z_{3t} = & -0,316(z_{3t-1} - 0,095z_{4t-1} - 3,44z_{5t-1}) & (8) \\ & [-4,467] \quad \{0,025\} \\ & - 0,019\Delta z_{4t} + 1,313\Delta z_{5t} - 0,037D_{73} - 0,010 + \epsilon_t, \\ & [-0,790] \quad [6,666] \quad [-2,834] \quad [-2,756] \end{aligned}$$

hvor tal i kantede parenteser er t -værdier, tal i krøllede er standardafvigelse og D er dummyvariable.

4.1.3. Accelerator relationen

For at kunne estimere accelerator relationen benyttes der en approksimation af det ønskede kapitalapparat eller stationary state værdien baseret på den løbende produktion. Variabelvektoren består af K og K^* . I dette tilfælde indikerer Johansen testene to kointegrationsvektorer. Men kvartilerne for testene er fra asymptotiske tabeller, hvor-

Tabel 2. Diagnostik test for usercost relationen (2).

$L-B(10)$	$\sim\chi^2(10)$	=	9,730	p -værdi	=	0,46
$LM(1)$	$\sim\chi^2(1)$	=	0,278	p -værdi	=	0,60
Normal	$\sim\chi^2(2)$	=	0,223	p -værdi	=	0,89
ARCH(1)	$\sim\chi^2(1)$	=	0,762	p -værdi	=	0,38
R^2		=	0,576			

Anm.: Se anm. til tabel 1.

for dette udfald kan skyldes den relativt lille stikprøve. Graferne over kointegrationsvektorerne viser, at den anden vektor ser ikke-stationær ud, mens den første ser ud til at være mean-reverting. Ligeledes viser rødderne i companion matricen at den ene rod er ret tæt på 1 (0,9472), mens den anden er betydeligt mindre end 1 (0,6190). Dette understøtter, at der er én common trend og dermed én kointegrationsvektor. Derfor, støttet af disse indicier, sættes kointegrationsrangen til at være én. Igen findes svag eksogenitet, denne gang for stationary state værdien af kapitalapparatet. Diagnostik test er vist i tabel 3.

Som det fremgår, bekræftes modellen af testene. I figur 5 vises nogle grafiske test af accelerator relationen, som også understøtter relationen. Figur 6 viser rekursiv analysen, der støtter stabilitet af relationen.

Accelerator relationen får følgende udseende, hvor der er set bort fra kortsigtdynamikken og approksimationen af stationary state værdien er erstattet af K^*

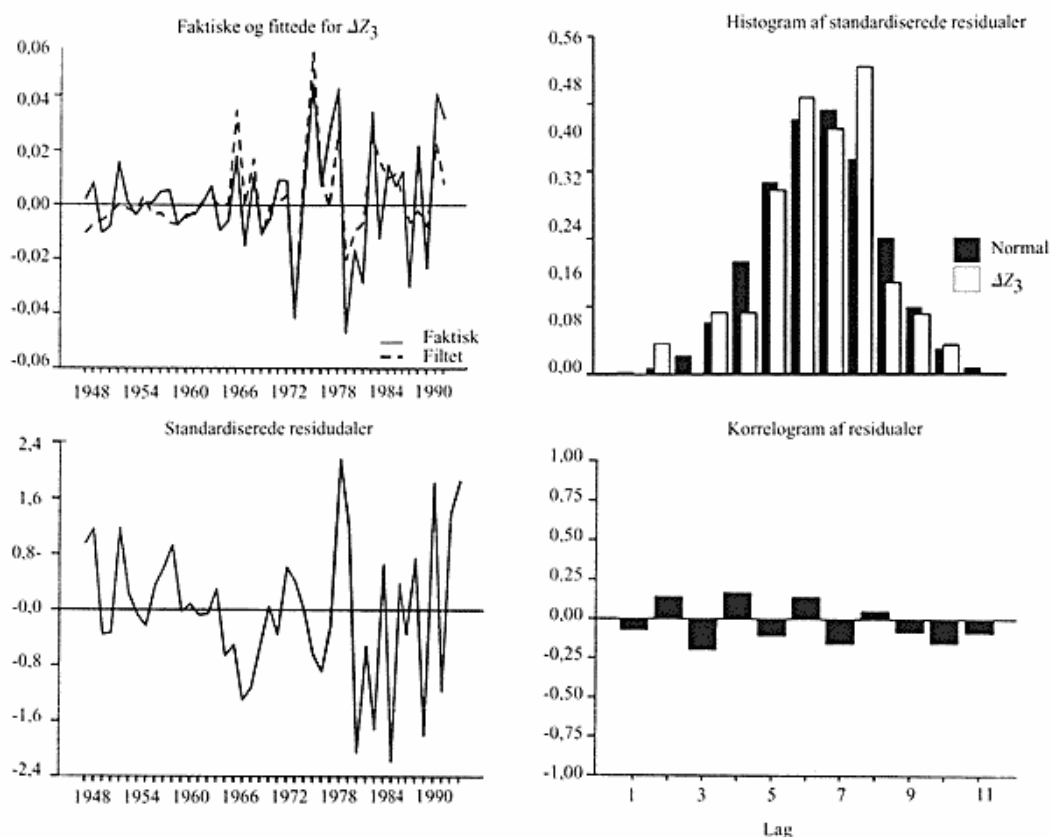
$$\Delta \log K_t = 0,379(\log K_{t-1}^* - \log K_{t-1}) \quad (9)$$

4.2. Efterspørgselssystemet

I det følgende analyseres efterspørgselssystemet (5). Variabelvektoren Z for efterspørgselssystemet (5) indeholder,

- S_f = andel af foderomkostninger ud af samlede variable omkostninger;
- S_l = andel af arbejdsomkostninger ud af samlede variable omkostninger;
- p_f = logaritmen af prisen på foder;
- p_l = logaritmen af prisen på arbejdskraft;
- p_0 = logaritmen af prisen på andre input;
- y = logaritmen af svinekødsproduktion i mængder;
- k = logaritmen af kapital i mængder.

Derudover forventes en trend at indgå i kointegrationsvektorerne specielt pga. af produktivitetsudviklingen. To lags benyttes ifølge informationskriterierne. Forbere-



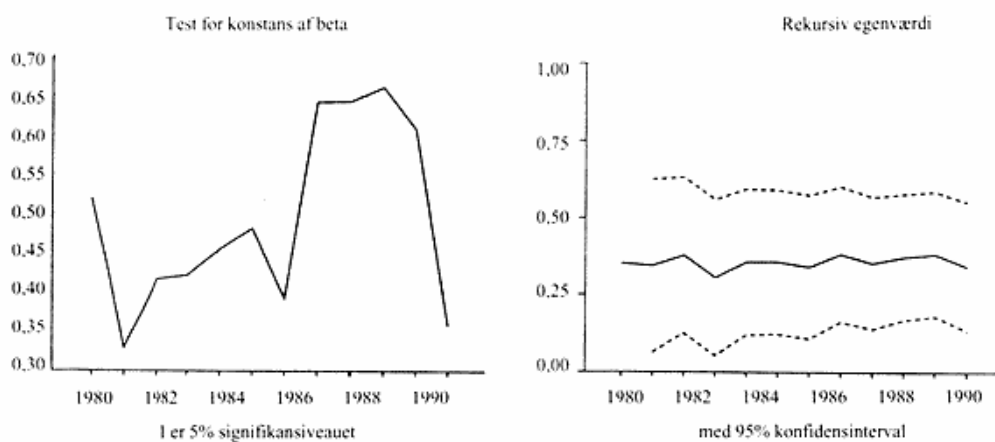
Figur 3. Residual analyse af usercost relation (2).

dende analyser viser tegn på $I(2)$. Derfor benyttes der nu forskellige metoder til at teste for $I(2)$ og antallet af $I(2)$ trende søges bestemt sammen med kointegrationsrangen. Efterfølgende estimeres efterspørgselssystemet under hensyntagen til den opnåede viden.

Først ses der på rødderne i companion matricen. Hvis der er $I(2)$ i processen vil der vedblive at være store rødder uanset valget af antal kointegrationsvektorer, n , og dermed antallet af enhedsrødder i processen. Som det ses af tabel 4, vedbliver der at være en stor rod uanset n , hvilket indikerer at der er én $I(2)$ trend i processen.

For at teste $I(2)$ hypotesen mere formelt benyttes test proceduren beskrevet i Johansen (1995) og Paruolo (1996). De asymptotiske tabeller der benyttes er fra Jørgensen, Kongsted og Rahbek (1996), som tillader trendstationære komponenter. Det skal her indskydes at fordelingerne ændres, når der er dummy variable med, hvorfor testen kun skal ses som et indicium.

Testproceduren bestemmer samtidigt antal kointegrationsvektorer, n , og antallet af $I(1)$ trende, s . Dermed bliver antallet af $I(2)$ trende også bestemt. Tabel 5 viser test sta-



Figur 4. Rekursiv analyse af usercost relationen (2).

tistikkerne sammen med 90% kvartilerne, hvor m er antallet af variable i variabelvektoren Z .

Proceduren er at gå fra venstre til højre startende med den øverste række indtil en hypotese accepteres. Den første hypotese i det øverste venstre hjørne er at $(n,s) = (0,0)$. Altså nul kointegrationsvektorer, n , og $m-n-s = 7$ $I(2)$ trende og dermed nul $I(1)$ trende, s . Denne hypotese afvises klart, som det fremgår med en teststatistik på 489,46 mod en kritisk værdi på 343,38. Den første hypotese, der accepteres er $(n,s) = (2,4)$ med en teststatistik på 94,90 mod en kritisk værdi på 96,52. Dette bekræfter fundet fra rødderne i companion matricen tabel 4 at der er én $I(2)$ trend. Da der er dummy variable i modellen og de asymptotiske tabeller dermed ikke er strengt gældende, fortsættes testet som en følsomhedsanalyse. Den næste hypotese, der accepteres er $(n,s) = (3,2)$. Dette svarer til to $I(2)$ trende, hvilket er tvivlsomt i lyset af rødderne i companion matricen. Ligeledes accepteres hypotesen $(n,s) = (3,3)$, hvilket igen svarer til én $I(2)$ trend. Resultatet af dette test er derfor, at antallet af kointegrationsvektorer, n , er 2 eller 3 og antallet af $I(1)$ trende er 2 eller 3, hvilket svarer til 1 eller muligvis 2 $I(2)$ trende.

Som en foreløbig hypotese antages det, at der er én $I(2)$ trend, hvilket synes at være bedst i overensstemmelse med data indtil videre. Når $I(2)$ analysen under denne hypotese er gennemført, bliver systemet transformeret til $I(1)$, og systemet vil derefter blive checket for yderligere $I(2)$ trende ved hjælp af rødderne i companion matricen.

At gennemføre en samlet $I(2)$ estimation med syv variable er ret vanskeligt. Det bliver meget besværligt at identificere de individuelle parametre i de kointegrerende og multikointegrerende relationer. Derfor benyttes en foreløbig hypotese, at $I(2)$ trenden er begrænset til priserne. Dette svarer til Juselius (1994), Juselius(1995) og Juselius (1997), hvor der findes $I(2)$ trende i de nominelle variable, pengemængde, et generelt

Tabel 3. Diagnostik test for accelerator relationen (3).

$L-B(10)$	$\sim\chi^2(10)$	=	7,380	p -værdi	=	0,69
$LM(1)$	$\sim\chi^2(1)$	=	2,360	p -værdi	=	0,12
Normal	$\sim\chi^2(2)$	=	3,883	p -værdi	=	0,14
ARCH(1)	$\sim\chi^2(1)$	=	0,282	p -værdi	=	0,60
R^2		=	0,527			

Anm.: Se anm. til tabel 1.

prisindeks og valutakurs. I nærværende undersøgelse bliver hypotesen formuleret direkte som en neoklassisk relation.

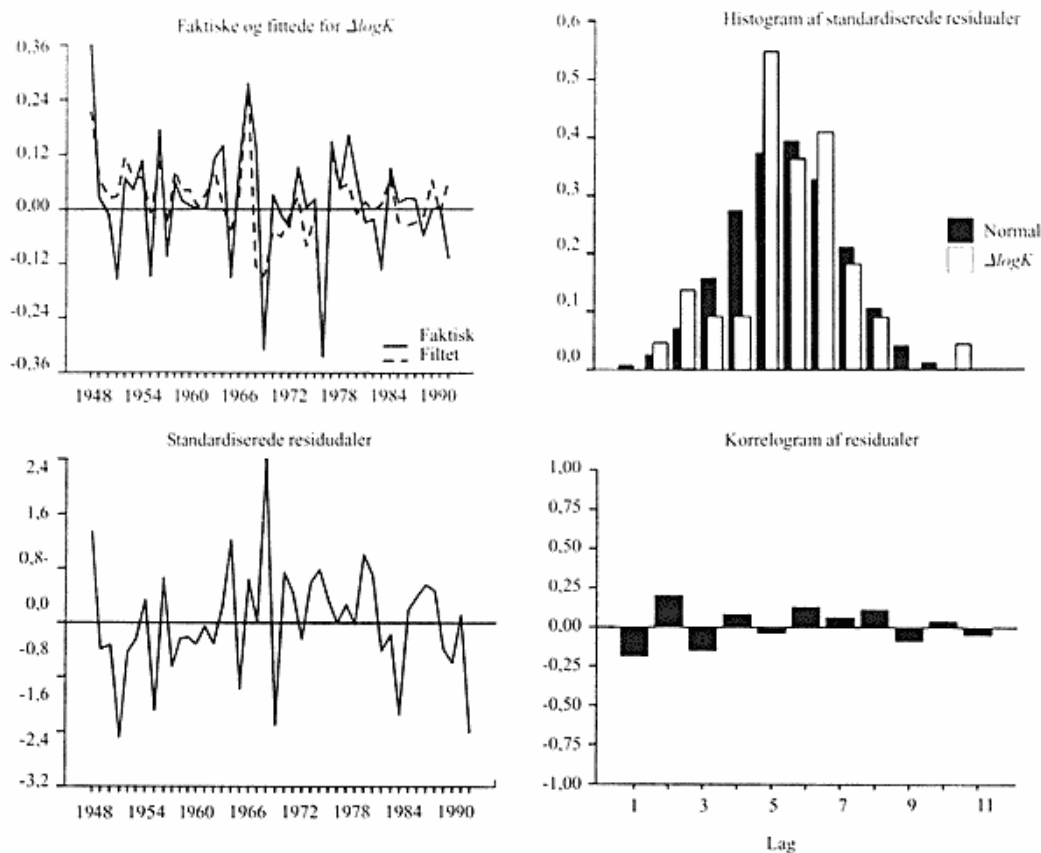
Hypotesen om at der er én I(2) trend og denne er begrænset til de nominelle variable, i dette tilfælde priserne, benyttes til at simplificere analysen. I(2) analysen gennemføres på et mindre sæt af variable: de tre inputpriser p_f , p_l og p_o , og en variabel for en generel prisindikator, p_y , som er logaritmen til svinekødsprisen. Den sidste antages at udtrykke den generelle prisudvikling i svinesektoren. Når n er to eller tre, medfører dette, at der i det fulde system er fem eller fire uafhængige stokastiske trende. Hvis vi antager at tre af disse kan henføres til priserne, fås følgende moving average representation,

$$\begin{bmatrix} p_y \\ p_f \\ p_l \\ p_o \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{c}_{11}^2 \\ \tilde{c}_{21}^2 \\ \tilde{c}_{31}^2 \\ \tilde{c}_{41}^2 \end{bmatrix} \sum \alpha'_{\perp 2} \epsilon_i + \begin{bmatrix} \tilde{c}_{11}^1 & \tilde{c}_{12}^1 & \tilde{c}_{13}^1 \\ \tilde{c}_{21}^1 & \tilde{c}_{22}^1 & \tilde{c}_{23}^1 \\ \tilde{c}_{31}^1 & \tilde{c}_{32}^1 & \tilde{c}_{33}^1 \\ \tilde{c}_{41}^1 & \tilde{c}_{42}^1 & \tilde{c}_{43}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum \alpha'_{\perp 1.1} \epsilon_i \\ \sum \alpha'_{\perp 1.2} \epsilon_i \\ \sum \alpha'_{\perp 1.3} \epsilon_i \end{bmatrix} + \begin{matrix} \text{stationære og} \\ \text{deterministiske} \\ \text{komponenter} \end{matrix} \quad (10)$$

Som det fremgår af (10), er der stadig et stort antal parametre, \tilde{c}_{ij}^k , at bestemme i I(2) analysen. Men da det kun er I(2) komponenterne, der er af interesse foreløbig, kan systemet simplificeres ved at tage differenser på begge sider af (10),

$$\begin{bmatrix} \Delta p_y \\ \Delta p_f \\ \Delta p_l \\ \Delta p_o \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{c}_{11}^2 \\ \tilde{c}_{21}^2 \\ \tilde{c}_{31}^2 \\ \tilde{c}_{41}^2 \end{bmatrix} \sum \alpha'_{\perp 1.2} \epsilon_i + \begin{matrix} \text{stationære og} \\ \text{deterministiske} \\ \text{komponenter} \end{matrix} \quad (11)$$

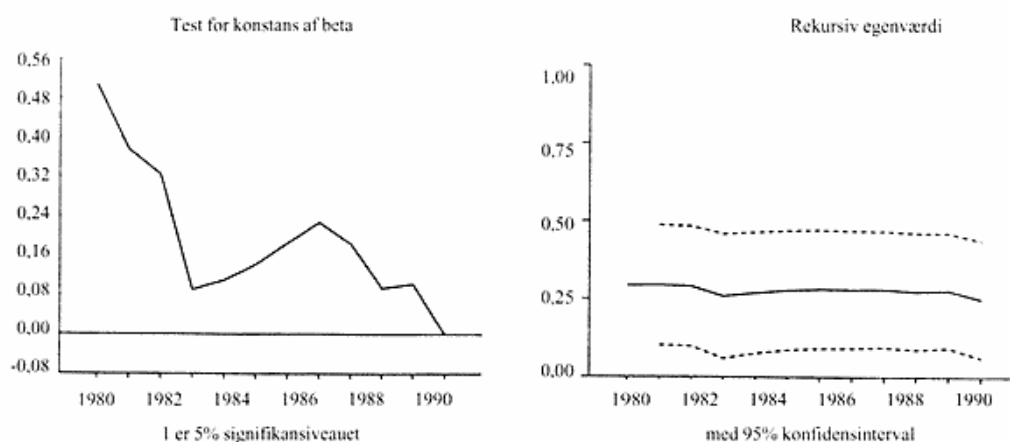
Dermed er I(2) vektoren nu reduceret til I(1), med kun én fælles I(1) trend som følge af hypotesen om én I(2) trend for systemet i niveauer, hvorimod niveaurnes I(1) trende er elimineret som følge af at der er taget differenser.



Figur 5. Residual analyse af accelerator relationen (3).

Denne hypotese om kun én $I(2)$ trend har testbare konsekvenser for det differentierede ($I(1)$) system. Da der i (11) er fire variable og kun en enhedsrod må der være præcis tre kointegrationsvektorer. Ydermere, hvis den neoklassiske hypotese om at kun relative priser har indflydelse på den reale side af økonomien gælder, da skal de tre kointegrationsvektorer have følgende udseende: $(1, -1, 0, 0)'$, $(1, 0, -1, 0)'$ og $(1, 0, 0, -1)'$, hvor den første pris er brugt som numeraire. Summa summarum, hvis antagelsen om én $I(2)$ trend er sand og denne trend er givet ved den nominelle side af økonomien, da må der gælde at der findes tre og kun tre kointegrationsvektorer og disse svarer til lineær homogenitet i priserne.

Ingen dummyvariable behøves i prissystemet, et lag på to benyttes. Der tillades et konstantled i kointegrationsvektorerne pga. af mulige forskelle i middelværdierne af processerne, da der er benyttet indekserede priser med $1981 = 1$. Læg mærke til at priserne ikke er betinget af økonomiens tilstand eller andet, hvorfor denne prismodel i økonomisk forstand er en langsigtmodel. Ligeledes er den langsigtet i statistisk forstand, da det er en $I(2)$ sammenhæng der søges. I tabel 6 vises Johansen testene.



Figur 6. Rekursiv analyse af accelerator relationen (3).

Både λ -max-testet og trace-testet viser tre kointegrationsvektorer, som forventet. Hypotesen om lineær homogenitet i priser testes og accepteres med meget høj signifikans, $\chi^2(3) = 1,22$ svarende til en p -værdi på 0,75. Ligeledes bekræfter diagnostik test også modellen. De nødvendige betingelser for at acceptere én $I(2)$ trend i priser og den neoklassiske hypotese om lineær homogenitet er dermed overbevisende bekræftet.

Efterfølgende bliver hele efterspørgselssystemet (5) undersøgt for $I(2)$. I efterspørgselssystemet (5) benyttes output og kapital i mængder. Dvs. implicit ligger der en antagelse om at output og kapital i nominelle værdier er $I(2)$ og at denne $I(2)$ trend er den nominelle trend fra priserne. For at teste denne hypotese udføres nu en $I(2)$ analyse på (5) med nominelle priser og nominelle værdier for output og kapital, hvor mængderne er ganget op med de respektive priser. Hypotesen om én fælles $I(2)$ trend for alle nominelle værdier bekræftes atter. Ligeledes testes den neoklassiske hypotese om lineær homogenitet i priserne, denne gang inkluderende priser på output og kapital. Igen fås en stærk bekræftelse af denne hypotese, $\chi^2(2) = 0,63$ svarende til en p -værdi på 0,73. Det er derfor statistisk acceptabelt, at omskrive det nominelle system (5) i relative priser og mængder. Ingen information, som er relevant for efterspørgselssystemet, går tabt ved denne omskrivning.

Den sidste neoklassiske/keynesianske kontrovers, der testes, er den klassiske dichotomi. Denne siger som bekendt at den reale side af økonomien bestemmes uafhængigt af den nominelle. I det foreliggende set-up betyder det at den nominelle ($I(2)$) trend ikke har nogen indflydelse på det reale $I(1)$ efterspørgselssystem (5). Den eneste måde hvorpå den nominelle $I(2)$ trend kan påvirke $I(1)$ systemet, er gennem sine førsteordens differenser, som jo er $I(1)$. $I(2)$ trenden er jo ellers elimineret gennem kointegration ved at benytte relative priser og mængder som vist ovenfor. Differenser af en no-

Tabel 4. De seks største rødder i companion matricen.

<i>n</i>						
5	1,00	1,00	0,92	0,74	0,74	0,73
4	1,00	1,00	1,00	0,87	0,74	0,74
3	1,00	1,00	1,00	1,00	0,87	0,66
2	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,87

minel trend er et inflationsmål. Da der ovenfor blev benyttet svinekødsprisen som numeraire benyttes førsteordens differenser af denne, Δp_y , som inflationsmålet. Hvis inflationen ikke kan udelukkes fra det reale efterspørgselssystem fås hvad der kaldes multikointegration. Dette fænomen optræder, når som i dette tilfælde I(2) variablene ikke kointegrerer ned til I(0), men kun til I(1) og der behøves linear kombinationer af I(1) variablene plus differensede I(2) variable for at opnå stationaritet. Konsekvensen af den klassiske dichotomi bliver derfor, at der ikke forekommer multikointegration i det foreliggende tilfælde.

For at teste dette benyttes følgende variabelvektor *Z*,

- S_f = andel af foderkostninger ud af samlede variable omkostninger;
- S_l = andel af arbejdsomkostninger ud af samlede variable omkostninger;
- p_f = logaritmen af prisen på foder;
- p_l = logaritmen af prisen på arbejdskraft;
- p_0 = logaritmen af prisen på andre input;
- y = logaritmen af svinekødsproduktion i mængder;
- K = logaritmen af kapital i mængder;
- Δp_y = førsteordens differenser af logaritmen af prisen på svinekød.

Det skal nævnes, at systemet checkes for evt. tilbageværende I(2) ved at betragte rødderne i companion matricen. Disse viser ingen tegn på I(2). Diagnostik test accepterer I(1) systemet. Der testes nu for om Δp_y kan udelades fra systemet (med tre kointegrationsvektorer). Dette afvises overbevisende, $\chi^2(3) = 54,77$ svarende til en *p*-værdi på 0,00. I dette tilfælde er det derfor den keynesianske hypotese der accepteres.

5. Fortolkning af resultaterne

I den dynamiske investeringsmodel er der fundet stærkt empirisk belæg for Tobin's *q* og den neoklassiske investeringsteori. Som det fremgår af (7) reagerer danske svineproducenter meget hurtigt på stød, der bringer dem ud af langsigtligvægt, $\alpha = -1,125$. Denne værdi er meget tæt på -1, som ville betyde at svineproducenternes investeringer

Tabel 5. Test af kointegrationsrang og $I(2)$ test.

<i>m-n</i>	<i>n</i>								
7	0	489,46	389,16	343,65	302,36	270,76	249,18	230,26	226,73
		<i>343,38</i>	<i>302,86</i>	<i>266,88</i>	<i>234,21</i>	<i>205,22</i>	<i>180,04</i>	<i>158,82</i>	<i>141,10</i>
6	1		374,39	275,19	233,73	196,75	175,28	156,46	152,87
			<i>261,65</i>	<i>227,38</i>	<i>196,36</i>	<i>169,04</i>	<i>145,41</i>	<i>125,79</i>	<i>110,12</i>
5	2			251,76	185,70	148,88	115,56	94,90	92,62
				<i>191,89</i>	<i>161,94</i>	<i>137,03</i>	<i>114,88</i>	<i>96,52</i>	<i>82,58</i>
4	3				170,25	109,63	75,20	54,64	52,36
					<i>132,02</i>	<i>107,91</i>	<i>87,90</i>	<i>71,33</i>	<i>59,02</i>
3	4					124,34	64,95	31,04	28,84
						<i>82,29</i>	<i>64,23</i>	<i>49,69</i>	<i>39,26</i>
2	5						45,42	16,81	9,98
							<i>44,52</i>	<i>31,61</i>	<i>22,98</i>
1	6							6,95	0,57
								<i>17,57</i>	<i>10,63</i>
<i>m-n-s</i>		7	6	5	4	3	2	1	0

Anm.: Tal i kursiv er 90% kvartiler fra Jørgensen et al (1996).

holder sig på det optimale niveau konstant.³ Ligeledes viser rekursiv analysen at dette forhold er meget stabilt over tid.

Jorgenson's usercost bekræftes også, men her er tilpasningen til uligevægte noget langsommere. Usercost relationen er bestemmende for handelsprisen på installeret kapital, hvorfor handelsprisen altså responderer trægere på uligevægte end investeringerne. Dette kan skyldes, at handel med installeret kapital i høj grad er handel med hele ejendomme inden for svine sektoren. I dette tilfælde forventes det, at der er store sunk costs i forbindelse med sådanne handler. Således er det jo udover arbejdsplads ofte også hus og hjem, der forlades ved sådanne salg. Givet usikkerheden om fremtidige priser på installeret kapital vil der derfor genereres en værdi af at vente og se om prisen skulle stige, se Dixit og Pindyck (1994). Derfor reagerer prisen trægere på stød end investeringer. Nu kan det indvendes, at investeringer i ny kapital også genererer en optionspræmie, men i den foreliggende model indgår der tilpasningsomkostninger. Disse omkostninger, som indrømmet er noget ad hoc modellerede, da man faktisk ikke ved meget om disse, kan bl.a. være en proxy for denne præmie. Derfor er der til en vis grad taget højde for dette fænomen i investeringsrelationen.

3. I forbigående kan det her nævnes, jævnfør den standende debat om skattemæssige afskrivninger i landbruget, at svineproducenter altså ikke »overinvesterer« særlig meget i forhold til, hvad der er optimalt givet bl.a. de skattemæssige afskrivninger som indgår i modellen, *uD*. Et andet punkt relateret til svineproducenter er den påståede eksistens af svinecykler. En værdi for α mindre end -1 betyder, at stien tilbage til langsigtslige vægt, som følge af stød der har bragt investeringerne ud af ligevægt, beskrives ved dæmpede cykler. Værdien af α på $-1,125$ kan således være en årsag til cykliske bevægelser.

Tabel 6. Johansens rang test.

Egenværdi	λ -max	Trace	$H_0:n$	$m-n$	λ -max 90%	Trace 90%
0,6909	50,49	102,77	0	4	18,03	49,92
0,4747	27,68	52,28	1	3	14,09	31,88
0,3529	18,72	24,60	2	2	10,29	17,79
0,1278	5,88	5,88	3	1	7,50	7,50

Det blev paradoksalt nok vist, at når investeringerne følger den neoklassiske regel, da bevæger kapitalen sig som beskrevet af den keynesianske acceleratormodel omkring stationary state. Konvergensparameteren, som viser hastigheden hvormed kapitalen nærmer sig stationary state, er ganske høj, $\alpha = 0,379$ i (9). Andre studier der undersøger konvergens, se f.eks. Barro og Sala-i Martin (1995), finder betydeligt lavere konvergens, generelt omkring 0,02. Disse studier omhandler dog oftest konvergens af lavindkomstlande til højindkomstlande. Dette betyder for det første, at der benyttes data for noget, lavindkomstlandene, som må formodes at ligge langt fra stationary state. Den keynesianske acceleratormodel fremkommer som en Taylor approksimation, hvilket betyder at den kun er strengt gældende tæt på stationary state. Dansk svineproduktion derimod har været »industrialiseret« i mere end hundrede år, hvorfor det må formodes at de generelt ikke befinder sig langt fra deres stationary state i den betragtede periode. Et andet forhold, (uden at jeg vil komme ind på »betinget« kontra »ubetinget« konvergens se Barro og Sala-i Martin (1995)), er at den danske svinesektor er meget homogen, benytter sig af de samme kapitalgoder og generelt har de samme forhold i hele sektoren, hvilket er en betydelig forskel til ovennævnte landestudier

Den neoklassiske hypotese om at det kun er de relative priser der har betydning bliver i høj grad bekræftet. Det vises således at der kun er én nominal trend og at denne påvirker de nominelle variable ens. Dette holder i I(2) rummet, dvs. på det lange sigt. I I(1) rummet derimod afvises den klassiske dichotomi. Dvs. på det mellemlange/korte sigt har nominelle ændringer betydning for den reale side i økonomien. Dette har keynesianerne som bekendt flere bud på, hvorfor denne sammenhæng eksisterer. I denne her specifikke sammenhæng kan det dog ikke afvises, at dette forhold skyldes forventningsdannelsen. I hele undersøgelsen er der antaget statiske forventninger, det bedste bud på morgendagens priser er dagens priser. Det som de danske svineproducenter direkte kan betragte er de nominelle priser, hvorimod de ikke direkte kan se hvor meget der skyldes inflation. Derfor kan inflationen have en real effekt gennem forventningerne, hvorimod en klassisk keynesiansk effekt som »menu costs« er mere tvivlsom, da danske svineproducenter meget ofte er udsat for ændringer i deres priser.

6. Afsluttende bemærkninger

Undersøgelsen er nået frem til nogle resultater med ganske højt empirisk belæg. Konklusionen er dog ikke at det enten er neoklassikerne der har ret eller keynesianerne, men derimod begge parter. I den dynamiske investeringsmodel er der endog opnået en form for syntese af de to. Kan man dermed sige, at det er ligegyldigt om man vælger acceleratormodellen fremfor Tobin's q ? Nej, når målet er at modellere de faktiske investeringer er det Tobin's q relationen der holder med meget høj signifikans. Acceleratormodellen viser bevægelsen af kapitalen omkring stationary state, hvilket bl.a. kræver kendskab til, hvad stationary state værdien er. Dette kan udledes i den foreliggende undersøgelse, men det er ikke nogen enkel sammenhæng, hvorfor der selv i dette stiliserede tilfælde må benyttes en approksimation.

Det lykkes at opnå en bekræftelse af Tobin's q med meget høj signifikans, modsat andre empiriske undersøgelser. Dette skyldes formodentligt hovedsageligt to forhold. For det første opfylder den danske svinesektor i meget høj grad betingelserne for fuldkommen konkurrence, som beskrevet ovenfor. Generelt vil billedet i andre sektorer være noget mere »mudret,« da f.eks. diverse former for markedsimperfektioner er ganske udbredt. Ligeledes vil der ofte være tale om store forskelle i produktionsforhold, produktdiversifikation, osv. inden for andre sektorer. Det andet forhold, der formodes at have stor indflydelse, er eksistensen af høj kvalitetsdata for den undersøgte sektor. For dansk landbrug og her specielt den danske svinesektor er der gennem mange år indsamlet detaljerede data, som muliggør en ganske høj grad af overensstemmelse med de teoretiske variable og de observerede data.

På det lange sigt bekræftes den neoklassiske hypotese om lineær homogenitet i priserne. På det mellemlange/korte sigt må det dog afvises, at den nominelle side er uden indflydelse på den reale side.

Den empiriske undersøgelse er i høj grad foregået som en interaktion mellem rigoristiske økonomiske modeller og statistisk metode. Således er LSE-skolens anbefalinger og metode, som i kort form kan beskrives som at opstille konsistente generelle statistiske modeller og derefter følge Hendry's tre gyldne råd: test, test and test, søgt fulgt. Samtidig fører de mikrobaserede økonomiske modeller til en høj grad af fortolkelighed af de fremkomne kointegrationsvektorer og i nogle tilfælde også af kortsigtsparemetre. I den forstand er kritikken af *the probability approach* søgt imødekommet.

Litteratur

- Barro, R. J. og X. Sala-i-Martin. 1995. *Economic Growth*. New York.
- Blanchard, O. og S. Fischer. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, MA.
- Chambers, R. G. 1988. *Applied Production Analysis – A Dual Approach*. Cambridge.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson og L. J. Lau. 1971. Conjugate duality and the transcendental logarithmic function, *Econometrica* 28, 591-605.
- Dixit, A. K. og R. S. Pindyck. 1994. *Investment under Uncertainty*. New Jersey.

6. Afsluttende bemærkninger

Undersøgelsen er nået frem til nogle resultater med ganske højt empirisk belæg. Konklusionen er dog ikke at det enten er neoklassikerne der har ret eller keynesianerne, men derimod begge parter. I den dynamiske investeringsmodel er der endog opnået en form for syntese af de to. Kan man dermed sige, at det er ligegyldigt om man vælger acceleratormodellen fremfor Tobin's q ? Nej, når målet er at modellere de faktiske investeringer er det Tobin's q relationen der holder med meget høj signifikans. Acceleratormodellen viser bevægelsen af kapitalen omkring stationary state, hvilket bl.a. kræver kendskab til, hvad stationary state værdien er. Dette kan udledes i den foreliggende undersøgelse, men det er ikke nogen enkel sammenhæng, hvorfor der selv i dette stiliserede tilfælde må benyttes en approksimation.

Det lykkes at opnå en bekræftelse af Tobin's q med meget høj signifikans, modsat andre empiriske undersøgelser. Dette skyldes formodentligt hovedsageligt to forhold. For det første opfylder den danske svinesektor i meget høj grad betingelserne for fuldkommen konkurrence, som beskrevet ovenfor. Generelt vil billedet i andre sektorer være noget mere »mudret,« da f.eks. diverse former for markedsimperfektioner er ganske udbredt. Ligeledes vil der ofte være tale om store forskelle i produktionsforhold, produktdiversifikation, osv. inden for andre sektorer. Det andet forhold, der formodes at have stor indflydelse, er eksistensen af høj kvalitetsdata for den undersøgte sektor. For dansk landbrug og her specielt den danske svinesektor er der gennem mange år indsamlet detaljerede data, som muliggør en ganske høj grad af overensstemmelse med de teoretiske variable og de observerede data.

På det lange sigt bekræftes den neoklassiske hypotese om lineær homogenitet i priserne. På det mellemlange/korte sigt må det dog afvises, at den nominelle side er uden indflydelse på den reale side.

Den empiriske undersøgelse er i høj grad foregået som en interaktion mellem rigoristiske økonomiske modeller og statistisk metode. Således er LSE-skolens anbefalinger og metode, som i kort form kan beskrives som at opstille konsistente generelle statistiske modeller og derefter følge Hendry's tre gyldne råd: test, test and test, søgt fulgt. Samtidig fører de mikrobaserede økonomiske modeller til en høj grad af fortolkelighed af de fremkomne kointegrationsvektorer og i nogle tilfælde også af kortsigtsparmetre. I den forstand er kritikken af *the probability approach* søgt imødekommet.

Litteratur

- Barro, R. J. og X. Sala-i-Martin. 1995. *Economic Growth*. New York.
- Blanchard, O. og S. Fischer. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, MA.
- Chambers, R. G. 1988. *Applied Production Analysis – A Dual Approach*. Cambridge.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson og L. J. Lau. 1971. Conjugate duality and the transcendental logarithmic function, *Econometrica* 28, 591-605.
- Dixit, A. K. og R. S. Pindyck. 1994. *Investment under Uncertainty*. New Jersey.

- Doornik, J. A. og H. Hansen. 1994. An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Working paper*. Nuffield College, Oxford.
- Engle, R. F. og C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 55:251-76.
- Granger, C. W. J. og P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2:111-120.
- Hansen, H. og S. Johansen. 1993. Recursive estimation in cointegrated VAR-models. *Preprint* 1993, no. 1, Institut for Matematisk Statistik, København Universitet.
- Hansen, H. og K. Juselius. 1994. Manual to Cointegration Analysis of Time Series – CATS in RATS. Manuskript, Økonomisk Institut, København Universitet.
- Hayashi, F. 1982. Tobin's Marginal q and Average q : A neoclassical interpretation. *Econometrica* 50:213-24.
- Hendry, D. F. 1980. Econometrics: Alchemy or science? *Economica* 47:387-406.
- Hendry, D. F. 1995. *Dynamic Econometrics*. Oxford.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford.
- Johansen, S. og K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Statistics and Economics* 52:169-211.
- Jorgenson, D. W. 1963. Capital theory and investment behaviour. *American Economic Review Papers and Proceedings* 53:247-59.
- Juselius, K. 1994. On the duality between long-run relations and common trends in the I(1) versus the I(2) model. *Econometric Reviews* 13:157-78.
- Juselius, K. 1995. Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? *Journal of Econometrics* 69:211-40.
- Juselius, K. 1997. A Structured VAR in Denmark under Changing Monetary Policy. Upubliceret manuskript, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Jørgensen, C., H. C. Kongsted og A. Rahbek. 1996. Trend-stationarity in the I(2) cointegration model. *Discussion Papers*, 96-12, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Lind, K. M. 1997. *Sectoral Models for Producers' Long and Short Run Behaviour Applied to Danish Pig Production: Construction, Estimation and Testing*. Phd-afhandling indleveret til Københavns Universitet.
- McFadden, D. 1978. Cost, revenue and profit functions. I *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application*, red., af M. Fuss og D. McFadden, Amsterdam.
- Paruolo, P. 1996. On the determination of integration indices in I(2) systems. *Journal of Econometrics* 72:313-57.
- Yule, G. U. 1926. Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? A study in sampling and the nature of time series (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society* 89:1-64.