

Estimation af faktorefterspørgselsfunktioner baseret på 2. generations dynamik og translog- eller CES-omkostningsfunktionen

Resumé:

Der opstilles dynamiske faktorefterspørgselsfunktioner med udgangspunkt i de såkaldte 2. generationsmodeller. Langsigtssammenhængene er udledt på baggrund af translogomkostningsfunktionen.

Den dynamiske specifikation er udvidet i forhold til den partielle tilpasningsmodel, og kan fortolkes som en fejlkorrektionsrepræsentation af en VAR(2)-proces pålagt en række restriktioner af hensyn til frihedsgrader. Der vises dog også resultater af den simple partielle tilpasningsmodel; men denne er statistisk set for simpel en beskrivelse af data. Indledningsvis testes antagelser vedr. kortsigtsdynamikken, derefter testes strukturelle hypoteser vedr. langsigtssammenhængene. Til sidst vises forskellige problemer vedr. de dynamiske tilpasningsprocesser. Det er en generel konklusion, at der er behov (målt på LR-, DW- og Jarque-Berà-test) for den laggede ændring i kapitalapparatet i tilpasningen af kapitalapparatet; men dette giver næsten uanset parameterestimater anledning til cyklisk tilpasning. Den cykliske tilpasning kan kun undgås ved at acceptere systematiske residualer i investeringsrelationen.

c:\tekst\2-gen_1.pbr

Nøgleord: faktorefterspørgsel, dynamik, fejlkorrektion, translog

1. Indledning

2. Om 2. generationsmodeller

2. generationsmodellen er bygget op omkring velspecificerede langsigsrelationer for faktorefterspørgslerne baseret enten på omkostningsminimering eller profitmaksimering på langt sigt. Som tidligere nævnt tages her generelt udgangspunkt i omkostningsminimering. Kortsigtdynamikken og dermed tilpasningen til langsigtligevægten er derimod ikke udledt fra optimerende agentadfærd, men formuleres ad-hoc, hvilket er den ene af de to centrale forskelle mellem 2. og 3. generationsmodeller. Den anden er, at 3. generationsmodeller tager eksplicit udgangspunkt i omkostningsminimering på kort sigt, og dermed baserer sig på en "restricted cost function", dvs. en variabel omkostningsfunktion givet niveauet for den eller de faktorer, der ikke tilpasser sig inden for den valgte periodeenhed. Hermed sikres i modsætning til 2. generationsmodellerne, at man også under tilpasningsprocessen befinder sig på produktionsfunktionen. 2. generationsmodellerne adskiller sig fra 1. generationsmodellerne ved at tillade afhængighed mellem tilpasningsprocesserne mellem de enkelte faktorer.

2. generationsmodellen, sådan som Nadiri og Rosen¹ udviklede den, kan betragtes som en generalisering af den partielle tilpasningsmodel for enkeltligninger, den såkaldte Koyck-model, hvor faktorefterspørgslerne både på kort og langt sigt er uafhængige af hinanden. Den naturlige generalisering af enkeltligningsmodellen, som ofte betegnes "interrelated disequilibrium model" kan formuleret i logaritmiske ændringer skrives som:

$$\Delta \log X_t = G (\log X_t^* - \log X_{t-1}) \quad (1)$$

hvor X er en vektor af faktorefterspørgsler, G er en matrix af tilpasningsparametre og $*$ betegner den langsigtede ligevægt, hvor samtlige faktorer er fuldt tilpassede.

Uden restriktioner på G er efterspørgslen efter en faktor afhængig af uligevægten i efterspørgslen efter de øvrige faktorer såvel som uligevægten i efterspørgslen efter faktoren selv. Deraf navnet "interrelated disequilibrium model"

Det er på trods af den generalisering, der ligger i (1) i forhold til den simple enkeltligningsmodel ikke på forhånd oplagt, at (1) er en tilstrækkelig beskrivelse af kortsigtdynamikken. (1) indebærer, at kortsigtdynamikken alene tager form af tilpasning hen imod langsigtligevægten. Det kan udmærket tænkes, at ændringer i faktorpriser, produktion samt laggede ændringer i faktorefterspørgslerne, spiller en afgørende rolle på kort sigt. Som konsekvens af ønsket

¹Se Nadiri og Rosen (1969) og (1973)

$$I \cdot K^X$$

$$\begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{pmatrix}$$

om at modellere generelt til specifikt, er det valgt at tage udgangspunkt i en lidt anden form for kortsigtsdynamik. Konkret er det for både translog- og CES-baserede faktorefterspørgselsfunktioner valgt at tage udgangspunkt i følgende fejlkorrektionsmodel, formuleret i logændringer til faktorniveauerne:

$$\Delta \log X_t = K^X \Delta \log X_{t-1} + K^P \Delta \log P_t + K^Y \Delta \log Y_t + K^E (\log X_{t-1}^* - \log X_{t-1}) \quad (2)$$

Udover fejlkorrektionsleddet påvirkes kortsigtsændringerne i faktorefterspørgslerne af de aktuelle ændringer i faktorpriser, hvor K^P er en matrix af førsteårspriseffekter (elasticiteter), produktion, hvor K^Y er en søjlevektor bestående af førsteårseffekter af produktionsstigninger, samt den en periode laggede endogene. Matricen K^E består af fejlkorrektionsparametrene, der i sin generelle form, dvs uden restriktioner, giver afhængighed mellem tilpasningen af de enkelte produktionsfaktorer. Diagonalelementerne i K^E beskriver naturligvis hvordan den enkelte faktor gradvis tilpasses det optimale niveau, mens elementerne udenfor diagonalen beskriver, hvordan denne tilpasning påvirkes af andre faktorer afvigelser fra deres optimale niveauer. En positiv K_{LK}^E ville således vise, hvordan fx et for lille kapitalapparat i forhold til det ønskede i et eller andet omfang kompenseres af en øget anvendelse af arbejdskraft.

Forudsat lineære langsigtspørgselsfunktioner kunne (2) fortolkes som en kointegrationsrepræsentation af en VAR(2)-proces i faktorefterspørgslerne, produktion og faktorpriser, pålagt en række restriktioner af hensyn til antallet af frihedsgrader. For translogsystemet kunne man have defineret nye variabler lig krydsprodukterne og formuleret en komplet VAR-model på dette udvidede system. Med de 4 aggregater af produktionsfaktorer, der arbejdes med her, samt det forholdsvis store antal krydsprodukter, der indgår i translogfunktionen, er der slet ikke frihedsgrader nok til en fri estimation af den generelle VAR(2)-model med årlige observationer for perioden 1956 til 1989. Der ville iøvrigt også være en række fortolkningsproblemer vedr. fx eksogenitetstest.

Der er i (2) gjort følgende antagelser:

- 1) Logændringer i P og Y er antaget svagt eksogene
- 2) Laggede værdier af ændringer i P og Y indgår ikke i (2)

1) er i overensstemmelse med det økonomisk-teoretiske udgangspunkt, hvor producenterne antages at omkostningsminimere til givne faktorpriser og produktion; men der er selvfølgelig en antagelse, det kunne være rart at teste. I Johansen (1990) er vist, at svag eksogenitet af ændringer i visse variabler, her P og Y , mht. langsigtsparametre samt koefficienter til fejlkorrektionsleddene kræver, at fejlkorrektionsleddene ikke indgår i relationerne for disse variabler. Er denne betingelse opfyldt, er maksimum likelihood estimatoren i det partielle system og i det fulde system ens. Sagt med andre ord, er det efficient

i ovenstående forstand at estimere i det partielle system forudsat kointegrationsrelationerne ikke indgår i det (partielle) system, der ikke modelleres. Problemet i denne sammenhæng er, at test af eksogenitet desværre ikke kan foretages uden estimation af det fulde system.

Mht. laglængden på de svagt eksogene variabler viser det sig, at der ikke er behov for laggede værdier. Faktisk er den laggede ændring af faktorefterspørgslerne det eneste 2.-ordens led, der er behov for. Det blev oprindeligt forsøgt at begrænse systemet til en VAR(1)-proces; men det gav anledning til betragtelig systematik i residualerne, specielt for kapital ligningen. Det viste sig, at det der var brug for, var den laggede værdi af faktorefterspørgslerne. Blev disse inkluderet, blev bl.a. LM-test og Jarque-Berà testene generelt meget pænere. Dette vil blive dokumenteret nedenfor, hvor der testes reduktion af kortsigtdynamikken.

Formuleringen af (1) eller (2) i logaritmer til faktorniveauerne er teoretisk set arbitrær; men rummer en række fordele. Som alternativ til den logaritmiske formulering kunne den dynamiske tilpasning have været formuleret på flere måder:

- a. niveauer
- b. faktorforhold
- c. omkostningsandele
- d. i-o koefficienter

og der er muligvis flere muligheder.

Ved estimation på baggrund af translogomkostningsfunktionen er det specielt bekvemt at arbejde med omkostningsandele, og tages udgangspunkt i CES-funktionen er estimation på baggrund af faktorforhold specielt simpel.

For translogomkostningsfunktionen

$$\begin{aligned} \ln C(Y, P, t) = & a_0 + \sum_i a_i \ln P_i + a_Y \ln Y + a_t t + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i b_{ij} \ln P_i \ln P_j \\ & + \sum_i b_{Yi} \ln Y \ln P_i + \frac{1}{2} a_{YY} (\ln Y)^2 + \sum_i b_{it} t \ln P_i \\ & + b_{tY} t \ln Y + \frac{1}{2} a_{tt} t^2 \end{aligned} \quad (3)$$

fås som tidligere vist de optimale omkostningsandele

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \frac{P_i}{C} = \frac{X_i P_i}{C} \doteq s_i^* = a_i + \sum_j b_{ij} \ln P_j + b_{Yi} \ln Y + b_{it} t \quad (4)$$

og de optimale faktorniveauer er derfor givet ved

$$X_i^* = s_i^* \frac{C^*}{P_i}$$

De optimale omkostningsandele er altså simple loglineære funktioner af faktorpriser og produktion, mens de optimale faktorniveauer er ikke lineære i både variabler og parametre samt betydeligt mere komplekse. Der er derfor mange, der har valgt omkostningsandelsfunktionerne som udgangspunkt både i rent statiske estimationer af langsigtssammenhængene og i den dynamiske tilpasningsproces.²

For den nastede CES-funktion, her eksemplificeret ved $\{(K,L),E\}$ -nestningen

$$Y = F(K,L,E,M,t) = A(t) \left\{ \delta_{KLEM} \left[\delta_{KLE} \left(\delta_{KL} K^{-\rho_{KL}} + (1-\delta_{KL}) L^{-\rho_{KL}} \right)^{\frac{\rho_{KLE}}{\rho_{KL}}} + (1-\delta_{KLE}) E^{-\rho_{KLE}} \right]^{\frac{\rho_{KLEM}}{\rho_{KLE}}} + (1-\delta_{KLEM}) M^{-\rho_{KLEM}} \right\}^{\frac{-\lambda}{\rho_{KLEM}}}$$

eller den duale omkostningsfunktion

$$C = A(t)^{-\frac{1}{\lambda}} Y^{\frac{1}{\lambda}} \left\{ \delta_{KLEM}^{\sigma_{KLEM}} \left[\delta_{KLE}^{\sigma_{KLE}} \left(\delta_{KL}^{\sigma_{KL}} P_K^{(1-\sigma_{KL})} + (1-\delta_{KL})^{\sigma_{KL}} P_L^{(1-\sigma_{KL})} \right)^{\frac{1-\sigma_{KLE}}{1-\sigma_{KL}}} + (1-\delta_{KLE})^{\sigma_{KLE}} P_E^{(1-\sigma_{KLE})} \right]^{\frac{1-\sigma_{KLEM}}{1-\sigma_{KLE}}} + (1-\delta_{KLEM})^{\sigma_{KLEM}} P_M^{(1-\sigma_{KLEM})} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma_{KLEM}}}$$

kan relevante parametre estimeres ud fra 1. ordensbetingelserne i det rekursive omkostningsminimeringsproblem, som den valgte nestningsstruktur giver anledning til.

Man får, som tidligere vist fx fra K - L -nestet flg. betingelse

$$\left(\frac{K}{L} \right)^* = \left(\frac{\delta_{KL}}{1-\delta_{KL}} \right)^{\sigma_{KL}} \left(\frac{P_K}{P_L} \right)^{-\sigma_{KL}} \quad (5)$$

hvilket er en pæn loglineær sammenhæng i variabler og lineær i parametre, mens de optimale faktorniveauer er noget mere komplicerede. De afhænger af den valgte nestningsstruktur. Eksempelvis er relationen for det optimale kapitalapparat her

²Det var således tilfældet i de tidligere viste statiske estimationer, hvor omkostningsandelsfunktionerne dog blev estimeret sammen med selve omkostningsfunktionen, dels af efficienshensyn, dels pga. ønsket om at kunne bestemme faktorniveauerne og dermed fx arbejdskraftens gennemsnitsproduktivitet. Andelspecificationen er også valgt i den dynamiske formulering i fx Walfridson (1987) og Berndt, Fuss og Waverman (1977).

$$\begin{aligned}
K^* &= Y^{\frac{1}{\lambda}} A(t)^{-\frac{1}{\lambda}} \delta_{KLEM}^{\frac{\sigma_{KLEM}}{1-\sigma_{KLEM}}} \left[\left(\frac{P_M}{P_{KLE}} \right)^{(1-\sigma_{KLEM})} \left(\frac{1-\delta_{KLEM}}{\delta_{KLEM}} \right)^{\sigma_{KLEM}} + 1 \right]^{\frac{\sigma_{KLEM}}{1-\sigma_{KLEM}}} \\
&* \delta_{KLE}^{\frac{\sigma_{KLE}}{1-\sigma_{KLE}}} \left[\left(\frac{P_E}{P_{KL}} \right)^{(1-\sigma_{KLE})} \left(\frac{1-\delta_{KLE}}{\delta_{KLE}} \right)^{\sigma_{KLE}} + 1 \right]^{\frac{\sigma_{KLE}}{1-\sigma_{KLE}}} \\
&* \delta_{KL}^{\frac{\sigma_{KL}}{1-\sigma_{KL}}} \left[\left(\frac{P_L}{P_K} \right)^{(1-\sigma_{KL})} \left(\frac{1-\delta_{KL}}{\delta_{KL}} \right)^{\sigma_{KL}} + 1 \right]^{\frac{\sigma_{KL}}{1-\sigma_{KL}}}
\end{aligned} \tag{6}$$

Dette har betydet, at en række undersøgelser baseret på CES-funktionen har taget udgangspunkt i faktorforholdene i stedet for faktorniveauerne.³

Der er imidlertid to problemer, der springer umiddelbart i øjnene ved formulering af tilpasningsmekanismen på baggrund af omkostningsandele eller faktorforhold. Det første og måske ret indlysende problem er, at tilpasning af faktorforhold til det optimale forhold ikke sikrer tilpasning af faktorniveauerne til de optimale niveauer. Helt samme problem gør sig naturligvis gældende for omkostningsandele.

Et eksempel på simpel partiel tilpasning af faktorforhold kunne være:

$$\left(\frac{K}{L} \right) - \left(\frac{K}{L} \right)_{-1} = \gamma \left[\left(\frac{K}{L} \right)^* - \left(\frac{K}{L} \right)_{-1} \right] \tag{7}$$

Har man fx. for stor mængde arbejdskraft i forhold til det optimale: ($L > L^*$), dvs. for lavt (K/L)-forhold, fortæller (7) blot, at tilpasningen sker gradvis til det optimale forhold; men ikke noget om, hvordan tilpasningen finder sted, dvs. om den sker ved stigende K , faldende L eller en kombination. Man kan naturligvis estimere langsigtsparemetrene ud fra en dynamisk tilpasningsmodel formuleret både på faktorforhold og -niveauer. Der er tale om forskellige specifikationer, men er man alene interesseret i langsigtsparemetre, er det stort set ligegyldigt, hvilken tilpasningsmodel man vælger, dvs. det har ikke den store betydning, om man ved hvilke faktorer, der tilpasser sig og hvor meget. Det har imidlertid vidt forskellige økonomiske implikationer, og til brug for indbygning i makroøkonometriske modeller er man derfor nødt til at specificere de dynamiske faktorefterspørgsler, så disse indeholder denne information.

Der gælder et tilsvarende problem, hvis man tager udgangspunkt i en tilpasningsmekanisme formuleret på omkostningsandele:

³Det gælder de statiske estimationer præsenteret her, hvor estimationer er vist i begge specifikationer. Det gælder i dynamiske specifikationer i Per Bremer Rasmussen (1984) og i Prywes (1981)

$$s - s_{-1} = G(s^* - s_{-1}) \quad (8)$$

Her vil en for høj anvendelse af arbejdskraft og dermed en for høj omkostningsandel kunne modvirkes enten ved reduktion i L , øgning i en eller flere af de øvrige produktionsfaktorer eller en kombination. Der er ganske vist for enhver periode den simple sammenhæng mellem omkostningsandele og faktorniveau:

$$X_i = s_i \frac{C}{P_i}$$

Problemet er blot, at de samlede faktoromkostninger i den pågældende periode (C) ikke kendes. Man kender muligvis C^* (hvis man har medtaget denne relation i sit estimationsproblem); men kendskab til C kræver fuldt kendskab til mindst et af de aktuelle faktorefterspørgselsniveauer.

Skal faktorefterspørgselsfunktionerne indbygges i en makroøkonometrisk model, er det altså nødvendigt at formulere dem på en måde, der muliggør beregninger af niveauerne. Dvs. den dynamiske tilpasning må enten formuleres på direkte på niveauerne (herunder logaritmen til disse) eller på i - o -koefficienter. Da sidstnævnte ikke rummer fordele i forhold til førstnævnte, er førstnævnte valgt. Den *logaritmiske* specifikation er valgt bl.a. af hensyn til fortolkning af kortsigtsparametrene i fejlkorrektionspecifikationen, der hermed bliver elasticiteter.

Der er imidlertid flere fordele ved niveauformuleringer, specielt i translogspecifikationen, dvs. i forhold til en dynamisk tilpasning formuleret på omkostningsandele. En del af de problemer, der nævnes i Berndt, Fuss og Waverman (1977) specielt vedr. translogfunktionen knytter sig til formuleringen af tilpasningsmekanismen direkte på omkostningsandele. Dette vil blive søgt klargjort under nedenstående korte gennemgang af problemer med ad-hoc-specificeret tilpasningsproces.

Der kan med fordel tages udgangspunkt i de 4 krav, som Berndt, Fuss og Waverman mener, der bør stilles til den dynamiske tilpasningsproces:

1. Tilpasningsprocessen bør være udledt teoretisk, dvs. den bør være forklaret som adfærd for optimerende agenter. Specielt påpeges tilpasningsomkostningernes rolle, jf. gennemgangen af 3. generationsmodeller; mens der ikke nævnes noget om usikkerhed og ireversibilitet.
2. Tilpasningsprocessen bør give mulighed for "generel uligevægt", hvorved forstås, at tilpasningen af den enkelte faktor som udgangspunkt bør afhænge af uligevægten i samtlige faktoranvendelser.

3. Kortsigtsegenpriselasticiteterne bør være mindre end langsigtsegenpriselasticiteterne.
4. Produktionsmulighedsbetingelsen: Under tilpasningsprocessen bør man hele tiden befinde sig på produktionsfunktionen, dvs. at de dynamiske faktorefterspørgselsfunktioner bør sikre, at det hele tiden er muligt at producere den aktuelle mængde output med den aktuelle indsats af produktionsfaktorer.

Det bør understreges, at de enkelte punkter er indbyrdes afhængige. Fx vil 1 sikre 2, 3, og 4. Da der her er tale om vurdering af 2. generationsmodeller er 1 pr. definition ikke opfyldt. Det er netop fordelen ved 3. generationsmodellerne som tidligere gennemgået. Det er naturligvis en tilfredsstillende at forlade sig på teoretisk funderede modeller. Problemet er bare, at de tilpasningsmekanismer, der kommer ud af de håndterlige 3. generationsmodeller ikke tillader en særlig generel dynamik. Det er vel i virkeligheden ikke særlig generelt og en særlig sofistikeret model, der kommer ud af at forudsætte kvadratiske tilpasningsomkostninger, og man kan derfor godt spørge, om det man vinder ved teoretisk stringens ikke tabes ved en ufleksibel dynamik.

Det er klart, at 2. betingelse er opfyldt, idet der ikke som udgangspunkt er restriktioner på tilpasningskoefficienterne, hverken i G eller i K^E .

3. betingelse giver ikke anledning til problemer, forudsat der tages udgangspunkt i (1) og en specifikation i niveauer, herunder log-niveauer. De specielle problemer, der følger af en formulering på omkostningsandele, er givet nedenfor. Derimod er der intet der sikrer betingelsen i fejlkorrektionspecificationen, hvor der ikke lægges restriktioner på kortsigtsegenpriselasticiteterne overhovedet. De estimeres frit og direkte i K^P . Det er imidlertid muligt at pålægge sådanne restriktioner.

Produktionsmulighedsbetingelsen 4. er derimod et alvorligt generelt problem ved 2. generationsmodeller, specielt når disse er formuleret på baggrund af fleksible funktioner, der ikke har nogen "self dual". Translogomkostningsfunktionen og den generalicerede leontief omkostningsfunktion har ikke nogen "self dual", dvs. at der ikke svarer en produktionsfunktion af samme funktionsform til den pågældende omkostningsfunktion. Det er ikke i nogle af de to tilfælde muligt at finde en analytisk løsning for den bagvedliggende produktionsfunktion, og det er dermed ikke muligt at pålægge en betingelse om, at man under tilpasningsprocessen skal befinde sig på produktionsfunktionen.

For CES-funktionen, er det derimod muligt at sikre, at man altid er på produktionsfunktionen. Valget af hvilken faktor, der udvælges til at sørge for dette, er dog arbitær.

Problemet forfølges derfor ikke yderligere under gennemgangen af 2. generationsmodellerne. I 3. generationsmodellerne sikres denne betingelse formelt i

CES-tilfældet. Når der i 3. generationsmodellerne tages udgangspunkt i en translogkortsigtsomkostningsfunktion forudsættes, at de variable faktorer tilpasses i overensstemmelse med overholdelse af produktionsfunktionen givet niveauet for den eller de kvasifaste faktorer, som fx kapital. Produktionsmulighedsbetingelsen sikres altså generelt i 3. generationsmodeller, og iøvrigt i modeller, der tager udgangspunkt i kortsigtsomkostningsfunktioner.

2.1 Problemer, der knytter sig specielt til andelsfunktioner

Med tilpasningsmekanismen formuleret på omkostningsandele, sådan som det kunne være bekvemt ved translogfunktionen, gør der sig specielt tre problemer gældende: et problem vedr. overholdelse af 3. betingelse, et identifikationsproblem, og et problem med restriktioner på tilpasningsmatricen, der begrænser mulighederne for fleksibilitet i tilpasningsmekanismen.

2.1.1 Problem med kortsigtsegenpriselasticiteterne

Formuleres den partielle tilpasningsmekanisme i (1) på omkostningsandele kan der blive problemer med 3. kriterium. Problemet indtræder, hvis en faktorprisstigning efter fuld tilpasning har ført til en reduktion i efterspørgslen således, at omkostningsandelen er steget (faktoren er andels uelastisk ("share inelastic")). På kort sigt vil omkostningsandelen være steget mindre end på langt sigt; men det betyder netop i denne situation, at faktorefterspørgslen er reduceret *mere* på kort end på langt sigt.

Det kan formelt let indses vha. Allen substitutionselasticiteterne udledt for translogomkostningsfunktionen, i det specialtilfælde, hvor tilpasningsmatricen G er diagonal med i 'te diagonalelement lig k . Da egenelasticiteten skal være negativ, betyder 3. kriterium:

$$E_{ii}^L \leq E_{ii}^S \Leftrightarrow AES_{ii}^L \leq AES_{ii}^S \quad (9)$$

hvor S og L betegner hhv. kort -og langt sigt. Det kan vises, at Allenegenelasticiteterne er:

$$AES_{ii}^L = \frac{\beta_{ii} - s_i(1-s_i)}{s_i^2}$$

$$AES_{ii}^S = \frac{k\beta_{ii} - s_i(1-s_i)}{s_i^2}$$

Betingelsen (5) er derfor:

$$\beta_{ii} \leq k \beta_{ii}$$

hvilket for k mellem 0 og 1 er opfyldt, hvis β_{ii} er mindre end eller lig 0. Er β_{ii} positiv, er betingelsen ikke opfyldt, og da

$$\beta_{ii} = \frac{\partial s_i}{\partial P_i}$$

dvs. β_{ii} er præcis målet for om faktoren er andelseelastisk eller ej, og vi har hermed illustreret det verbale ræsonnement.

Det er klart, at formuleres tilpasningsmekanismen (1) på faktorniveauerne, eller logaritmen hertil, kan man ikke få problemer med 3. betingelse, uanset den bagvedliggende teknologi-antagelse.

5.1.2 Identifikationsproblemet

Det er klart, at (4) er et singulært system, omkostningsandelene summer til 1, og det betyder, at man ikke uden yderligere restriktioner kan identificere samtlige parametre i G . Verbalt formuleret er problemet, at der i hver faktorefter-spørgselsfunktion er perfekt lineær afhængighed mellem de 4 forklarende variabler. Parametrene kan derfor ikke identificeres uden restriktioner på G , og umiddelbart er det oplagt, at én lineær restriktion pr. relation er tilstrækkeligt.

Man kan skrive (4) som

$$s_t = G s_t^* + (I - G) s_{t-1} + u_t$$

her udvidet med stokastisk restled u_t . Da kovariansmatricen for u_t er singulær kan systemet estimeres ved at fjerne en af relationerne og estimere de $(n-1)$ relationer med kovariansmatrice med n 'te række og n 'et søjle fjernet samt med transformation af G til G^n :

$$G^n = \begin{pmatrix} G_{11} - G_{1n} & G_{12} - G_{1n} & \dots & G_{1,n-1} - G_{1n} \\ G_{21} - G_{2n} & G_{22} - G_{2n} & \dots & G_{2,n-1} - G_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ G_{n-1,1} - G_{n-1,n} & G_{n-1,2} - G_{n-1,n} & \dots & G_{n-1,n-1} - G_{n-1,n} \end{pmatrix}$$

Dvs. det estimerbare system bliver:

$$s_t^n = G^n s_t^{n*} + (I_{n-1} - G^n) s_{t-1}^n + u_t^n$$

Det er oplagt - og bevist i Berndt og Savin (1975) - at man ikke kan bestemme parametrene i G entydigt ud fra parametrene i G^n . Berndt og Savin viser, at det er en nødvendig og tilstrækkelig betingelse, at der pålægges en lineær restriktion på hver række i G , sådan som det verbale ræsonnement også førte frem til.

2.1.3 Restriktioner på G -matricen som følge af sumrestriktionen

Det er også fremhævet, at sumrestriktionen giver anledning til restriktioner på tilpasningsmatricen, og dermed sætter grænser for, hvor generelt man kan formulere tilpasningsprocessen. At omkostningsandelene pr. definition summer til 1 betyder specielt, at

$$i'(s_t - s_{t-1}) = i'G(s_t^* - s_{t-1}) = 0 \Rightarrow i'G = ki'$$

hvor k er en vilkårlig konstant. Dvs. sumrestriktionen vil kun generelt være opfyldt, hvis der lægges den betingelse på G , at søjlesummerne er ens for samtlige søjler. For en diagonal tilpasningsmatrice betyder det specielt, at alle tilpasningshastigheder skal være ens.

Konklusion

Det fremføres i Berndt, Savin og Waverman, at disse problemer er specielle for translogomkostningsfunktionen, og de går videre og sammenligner med den generaliserede leontief omkostningsfunktion, der ikke er ramt af samme "alvorlige problemer". Det er imidlertid en fejlslutning at påpege disse problemer som hørende specielt til translogomkostningsfunktionen. De har intet med den bagvedliggende teknologiantagelse at gøre; men er alene et resultat af den valgte formulering af tilpasningsmekanismen. I dette projekt, hvor tilpasningsmekanismen formuleres direkte på (logaritmen til) faktorniveauerne, er disse problemer ikke til stede.

2.2 Gennemgang af estimationsmetoden

Både fejlkorrektionsspecifikationen og den multivariate partielle tilpasningsmodel kan i princippet estimeres i enten et eller to trin. For fejlkorrektionsspecifikationen svarer det til henholdsvis en traditionel maksimum likelihood-estimation og en Granger-Engle totrinsprocedure⁴.

Den traditionelle maksimum likelihood-estimation betyder, at man estimerer parametrene i kointegrationssammenhængen og i kortsigtsdynamikken samtidig. Den metode har selvfølgelig de sædvanlige optimalitetssegenskaber. Totrinsproceduren betyder, at estimationen brydes op i et første trin, hvor langsigtsparemetre bestemmees i en statisk estimation. For translogspecifikationen kunne det være at estimere omkostningsandelsfunktionerne i (4) uden dynamik, og derefter indsætte residualerne, der udtrykker afvigelsen fra langsigtsligevægten i fx fejlkorrektionsspecifikationen (2), eller afvigelsen mellem de forklarede omkostningsandele og de laggede faktiske omkostningsandele i (1). For CES-funktionen kunne det være de optimale faktorforhold i (5), der blev estimeret direkte ved regression af relativ faktorpris på faktorforholdet.

Der kan være flere grunde til at estimere langsigtsparemetre fra en statisk estimation. For det første er det analytisk bekvemmeligt. Forudsat at man rent statistisk kan estimere langsigtsparemetre i en statisk estimation behøver man ikke specificere kortsigtsdynamikken for at få information om langsigtsparemetre. Hvis man fx. alene er interesseret i de rent teknologiske egenskaber er dette tilstrækkeligt, og behageligt for dem, der mener, at økonomisk teori ikke siger meget fornuftigt om kortsigtstilpasningen. Som det vil blive klart under gennemgangen af tredjegerationsmodeller er sidstnævnte næppe korrekt. Skal faktorefterspørgselsfunktionerne indbygges i en makroøkonometrisk model er det også bydende nødvendigt at finde en tilfredsstillende kortsigtsdynamik. Mht. spørgsmålet om, i hvilket omfang der rent statistisk kan udledes information om langsigtsparemetre i en statisk estimation er der også problemer. Oprindeligt har man henvist til, at estimation med variabler integrerede af 1. orden gav superkonsistente estimater. Monte Carlo eksperimenter af Dolado mfl. (1986) har imidlertid vist, at der alligevel kan være alvorlige problemer med konvergens forstået på den måde, at der for selv meget store samplestørrelser i visse tilfælde kan være betydelige forskelle mellem sande og estimerede parametre. Det tilrådes derfor at anvende alm. maksimum likelihood-estimation med velspecificeret (tilstrækkelig generel) kortsigtsdynamik, hvilket vil sige den metode, der blev anvendt i Davidson mfl. (1978) i det endimensionale tilfælde, eller, hvad der efterhånden betegnes som, Johansen-proceduren i det flerdimensionale tilfælde.

Et mere pragmatisk argument for at anvende totrinsprocedurer er, at man får reduceret dimensionen af parameterrommet i det enkelte trin. Ved anvendelse af ettrinsproceduren kan der opstå konvergensproblemer, og ikke mindst er der

⁴Jf. Engle og Granger (1987)

i denne undersøgelse ofte observeret problemer med lokale maksima, som den iterative estimationsprocedure stoppede ved. Det skete specielt ofte i translogtilfældet ved meget generel specifikation af langsigtsammenhænge, hvor der ikke var pålagt de økonomiske restriktioner. Det er formodentlig et af minusserne ved fleksible funktioner, at man i helt fri estimation kan bugge dem i alle retninger, og derved risikere at få likelihoodfunktioner, der enten er meget flade, eller ligner en "æggebakke". Løsningen på sidstnævnte problem kunne være at lave grid-search; men med det antal parametre der er tale om i de generelle specifikationer, er det i praksis ikke muligt.

På grund af disse problemer, er det valgt at vise både et- og tottrinsprocedurer, herved får man også mulighed for at sammenligne og se i hvilket omfang, de problemer med tottrinsproceduren, der er nævnt i Dolado mfl. (1986), gør sig gældende.

Det centrale ved Johansen-proceduren er muligheden for formelt at teste rangen af kointegrationsrummet (antallet af lineært uafhængige kointegrationsvektorer, eller endnu mere populært og upræcist: antal langsigtsammenhænge); men metoden bygger på lineære modeller, og rangtestet kan derfor ikke foretages i modeller af den type, der anvendes her. For at få en ide om, hvorvidt de langsigtede faktorefterspørgselsfunktioner, der postuleres via omkostningsminimering, rent faktisk er rimelige langsigtsammenhænge på baggrund af de anvendte data, testes stationaritet af residualerne fra de stationære estimationer i form af Dickey-Fuller tests (DF).

I ettrinsprocedurerne estimeres det samlede ligningssystem vha maksimum likelihood estimation. Det er en af konklusionerne fra Johansen (?), at når rangen af kointegrationerummet er fastlagt, kan test af hypoteser vedr. både langsigtsparametre og kortsigtdynamik ske ved almindelige likelihood ratio tests.

Da systemet for både translog- og CES-funktionen er ikke-lineært, anvendes ikke lineær maksimum likelihood estimation, og den iterative optimeringsprocedure er Gauss-Newton-metoden, som programmeret i TSP, jf. Berndt mfl. (?). I ettrinsproceduren, hvor dynamikken er så generel, at der er tale om uafhængige normalfordelte residualer, er maksimum likelihood estimatoren og least squares estimatoren identiske.

I de statiske estimationer er residualerne/fejlkorrektionsleddene kraftigt autokorrelerede. Systemet estimeres stacket vha. ikke lineær regression, dvs. ikke-lineær GLS. I praksis er det derfor samme algoritme, der anvendes i de to situationer.

På grund af de ovennævnte problemer med konvergens og lokale maksima, er det valgt at opdele den iterative procedure, der løser maksimum-likelihood problemet for det fuldt specificerede system, dvs. ettrinsproceduren. Først itereres over langsigtsparametre givet kortsigtsparametrene, derefter itereres over kortsigtsparametrene givet disse langsigtsparametre. Denne proces fortsæt-

tes indtil systemet er konvergeret. Der er hermed alene tale om en ændring i den numeriske løsningsmetode. Estimatoren er stadig maksimum-likelihood-estimatoren. Opdelingen af den numeriske procedure betyder, at med samtlige kortsigtsparametre sat til 0 i første iteration bliver langsigtsparametrene i 1 iteration lig de traditionelle Granger-Engle estimater, dvs 1. trin i en Granger-Engle tottrinsprocedure. Man kan dermed betragte den her anvendte metode som en itereret Granger-Engle tottrinsprocedure, og man har hermed også en anden fortolkning af den almindelige ettrinsprocedure.

3. Statiske estimationer:

3.1 Specifikationen

3.1.1 Statiske estimationer, translogomkostningsfunktionen

I de statiske estimationer for translogtilfældet estimeres omkostningsandelsfunktionerne (4) sammen med selve omkostningsfunktionen (3). Som tidligere nævnt er systemet af andelsfunktioner singulært, og parametrene kan derfor estimeres ved at fjerne den ene af relationerne. Uden restriktioner på systemets parametre kan det vises, at det ikke spiller nogen rolle hvilken relation, der fjernes fra systemet.⁵ Konkret er det valgt at fjerne relatione for materialers omkostningsandel.

Begrundelsen for at estimere selve omkostningsfunktionen sammen med omkostningsandelsfunktionerne er, at det ikke blot er parametre vedr. substitutionsforhold, der er af interesse i dette projekt. Selve faktorniveaue er af afgørende betydning, bl. fordi der er tale om relationer til indbyggelse i en makroøkonometrisk model; men også fordi vi er interesserede i at se, om modellerne giver en plausibel beskrivelse af faktorniveauerne, og dermed fx kapitalkvote og arbejdskraftens gennemsnitlige produktivitet.

De studier af translogfunktionen, der er analyseret i forbindelse med dette projekt, har alle koncentreret sig om omkostningsandelsfunktionerne alene. Det afspejler selvfølgelig, at der alene har været interesse for de rent teknologiske egenskaber som fx. substitutionsforhold. De parametre, der indgår i omkostningsandelsfunktionerne indgår alle i selve omkostningsfunktionen. Det kan derfor ikke være efficient at smide den information væk, der ligger i, at de samlede omkostninger er beskrevet ved (3) samtidig med, at man estimerer omkostningsandelsfunktioner ved (4). Det blev prøvet at opdele den statiske estimation i to trin. I første trin estimeredes andelsfunktionerne alene. I andet trin estimeredes den samlede omkostningsfunktion givet parametrene fra første trin. I situationer, hvor der ikke var problemer med fittet i omkostningsfunktionen, gav det ikke væsentlig andre estimater end ved at stække både andelsfunktioner og den samlede omkostningsfunktion. Blev der fx pålagt restriktioner på de teknologiske fremskridt, specielt hvis der ikke blev indlagt neutrale tekniske fremskridt, gav metoderne væsensforskellige resultater, hvilket ikke er underligt. Den samlede omkostningsfunktion har et betydeligt behov for neutrale tekniske fremskridt for at have en rimelig forklaringsgrad. Ses der bort fra disse, opstår der meget betydelige residualer. Estimeres omkostningsfunktionen sammen med andelsfunktionerne vil de meget store og systematiske residualer blive søgt modvirket ved at vride parametre i andelsfunktionerne. Fejlen vil som følge af kvadratafvigelsesminimering blive spredt ud på de andre relationer.

⁵jf. fx Barten (1969)

Som sædvanlig er estimation af partielle systemer mest robuste overfor specifikationsfejl, men inefficent. I det følgende vises derfor alene resultater fra det samlede system incl. omkostningsfunktionen. Fravær af tekniske fremskridt, specielt neutrale, vil, som det vil fremgå i det følgende, kunne afvises som statistisk hypotese. Og der er derefter som nævnt ikke den store forskel på resultaterne.

Af hensyn til mængden af resultater, og fordi der ikke er nævneværdig forskel på resultaterne, vises ikke statiske estimationer af translogsystemet formuleret i faktorefterspørgselsniveauerne.

3.1.2 Statiske estimationer, CES-funktionen

For CES-systemet vises "rekursive" estimationer, dvs. estimationer baseret på succesiv estimation af faktorforholdene som funktion af relative faktorpriser. Der vises også her estimationer af faktorefterspørgselsfunktionerne i niveau.

3.2 Estimationsresultater

3.2.1 Kointegrationsegenskaber

Tabel 3.1. Dickey-Fuller teststørrelser, samlet fremstillingsvirksomhed

Model	K	L	E	M
(1) H + S	-2,85	-2,43	-3,67	-3,40
(2) (1) + homothecitet	-2,18	-1,30	-2,55	-2,03
(3) (1) + homogenitet	-2,05	-1,18	-2,54	-2,15
(4) (1) + CRTS	-1,87	-1,07	-2,52	-2,41
(5) (4) - trend in s_i	-1,83	-1,70	-1,08	-1,19
(6) (5) - trend in C	-2,25	-0,71	-0,73	-2,66
(7) (1) + {[K,L,E],M}	-3,08	-1,86	-3,69	-3,82
(8) (1) + {[K,L],E},M}	-	-	-	-
(9) (1) + {[K,E],L},M}	-3,12	-1,77	-3,68	-3,83
(10) (4) + {[K,L,E],M}	-2,94	-0,77	-2,42	-2,99
(11) (4) + {[K,L],E},M}	-1,70	-0,21	-1,06	-0,93
(12) (4) + {[K,E],L},M}	-2,59	-0,72	-1,97	-2,95
(13) (4) + CD	-1,94	-2,01	-1,72	-1,15
(14) (7) + $AES(t)_{M,i} = 0$ $\forall i,t$	-2,93	-0,70	-2,38	-2,85

c:\tekst\phd\aes1.pbr

Tabel 3.2. Dickey-Fuller teststørrelser, samlet servicevirksomhed

Model	K	L	E	M
(1) $H + S$	-3,24	-4,25	-3,00	-3,29
(2) (1) + homothecitet	-3,26	-3,98	-3,05	-3,37
(3) (1) + homogenitet	-3,29	-3,72	-3,05	-3,26
(4) (1) + CRTS	-3,89	-3,60	-3,20	-3,30
(5) (4) - trend in s_i	-3,00	-1,78	-2,72	-2,27
(6) (5) - trend in C	-1,93	-2,79	-2,49	-2,10
(7) (1) + $\{[K,L,E],M\}$	-3,05	-4,15	-2,89	-3,53
(8) (1) + $\{[(K,L),E],M\}$	-2,69	-4,20	-2,56	-3,46
(9) (1) + $\{[(K,E),L],M\}$	-3,09	-4,17	-2,96	-3,63
(10) (4) + $\{[K,L,E],M\}$	-3,36	-3,56	-3,20	-3,01
(11) (4) + $\{[(K,L),E],M\}$	-2,36	-3,18	-2,64	-3,11
(12) (4) + $\{[(K,E),L],M\}$	-3,22	-3,67	-3,21	-3,02
(13) (4) + CD	-2,35	-1,99	-1,72	-1,69
(14) (7) + $AES(t)_{M,i} = 0$ $\forall i,t$	-3,37	-2,96	-3,26	-2,68

c:\tekst\phd\aes1.pbr

Tabel X. Alternativpriselasticiteter, 1989, samlet fremstillingsvirksomhed, tottrinsprocedure

Model, TL	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
(1) H + S	0,44	-0,06	-0,04	0,11	0,03	0,40	-0,23	0,45	-0,59	0,00	0,16	-0,01
(2) (1) + homothecitet	0,49	-0,01	-0,23	0,12	0,07	0,10	-0,03	0,92	-0,94	-0,02	0,04	-0,03
(3) (1) + homogenitet	0,51	0,00	-0,24	0,12	0,07	0,05	0,00	0,95	-1,01	-0,02	0,02	-0,03
(4) (1) + CRTS	0,53	0,01	-0,31	0,13	0,07	0,01	0,04	0,97	-1,08	-0,03	0,01	-0,03
(5) (4) - trend in s_i	0,53	0,01	-0,27	0,12	0,02	0,44	0,03	0,28	-0,33	-0,03	0,19	-0,01
(6) (5) - trend in C	0,54	-0,01	-0,31	0,12	0,02	0,44	-0,04	0,25	-0,31	-0,03	0,19	-0,01
(7) (1) + {(K,L),E},M}	0,34	-0,15	0,27	0,09	0,02	0,27	-0,54	0,23	0,27	0,03	0,11	0,01
(8) (1) + {(K,L),E},M}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(9) (1) + {(K,E),L},M}	0,38	-0,16	0,25	0,10	0,03	0,25	-0,58	0,38	0,25	0,02	0,10	0,01
(10) (4) + {(K,L),E},M}	0,40	-0,08	0,02	0,10	0,04	0,02	-0,25	0,50	0,02	0,00	0,01	0,00
(11) (4) + {(K,L),E},M}	0,30	0,01	0,00	0,08	0,01	0,00	0,03	-0,16	0,00	0,00	0,00	0,00
(12) (4) + {(K,E),L},M}	0,43	-0,06	0,00	0,11	0,03	0,00	-0,17	0,43	0,00	0,00	0,00	0,00
(13) (4) + CD	0,28	0,02	0,64	0,06	0,02	0,64	0,06	0,28	0,64	0,06	0,28	0,02
(14) (7) + AES(t) $_{M,i} = 0$	0,40	-0,07	0,00	0,10	0,04	0,00	-0,24	0,50	0,00	0,00	0,00	0,00
$\forall i, t$												
Model, CES												
{(K,L),E},M} + bias	0,33	0,00	0,03	0,06	0,00	0,03	0,00	0,02	0,03	0,00	0,01	0,00
{(K,L),E},M} uden bias	0,47	0,01	0,51	0,10	0,01	0,51	0,03	0,12	0,51	0,04	0,20	0,02
{(K,E),L},M} + bias	0,20	0,07	0,12	0,04	0,02	0,12	-0,14	0,20	0,12	0,01	0,05	0,01
{(K,E),L},M} uden bias												

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel X. Egenpriselastisiteter, 1989, samlet fremstillingsvirksomhed, to-trinsprocedure.

Model, TL	$\frac{\partial K/K}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_M/P_M}$
(1) H + S	-0,34	-0,54	0,37	-0,14
(2) (1) + homothecitet	-0,24	-0,29	0,05	0,01
(3) (1) + homogenitet	-0,26	-0,24	0,06	0,03
(4) (1) + CRTS	-0,23	-0,21	0,07	0,05
(5) (4) - trend in s_i	-0,27	-0,58	0,02	-0,16
(6) (5) - trend in C	-0,22	-0,58	0,10	-0,15
(7) (1) + {[K,L,E],M}	-0,47	-0,37	0,04	-0,14
(8) (1) + {[K,L,E],M}	-	-	-	-
(9) (1) + {[K,E],L},M}	-0,47	-0,37	-0,05	-0,13
(10) (4) + {[K,L,E],M}	-0,34	-0,16	-0,27	-0,01
(11) (4) + {[K,L,E],M}	-0,32	-0,09	-0,16	0,00
(12) (4) + {[K,E],L},M}	-0,37	-0,14	-0,25	0,00
(13) (4) + CD	-0,94	-0,72	-0,98	-0,36
(14) (7) + AES(0) _{M,i} = 0 ∀ i,t	-0,33	-0,14	-0,26	0,00
Model, CES				
{[K,L,E],M} + bias	-0,36	-0,10	-0,05	-0,02
{[K,L,E],M} uden bias	-1,00	-0,62	-0,66	-0,26
{[K,E],L},M} + bias	-0,25	-0,18	-0,18	-0,07
{[K,E],L},M} uden bias				

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel X. Alternativpriselastisiteter, 1989, samlet servicevirksomhed, totinsprocedure

Model, TL	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_K}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
(1) H + S	0,58	-0,04	-0,34	0,14	0,01	0,10	-0,15	0,23	-0,20	-0,09	0,12	-0,01
(2) (1) + homothecitet	0,66	-0,10	-0,29	0,16	0,03	0,11	-0,42	0,59	-0,52	-0,08	0,13	-0,03
(3) (1) + homogenitet	0,63	-0,10	-0,25	0,15	0,03	0,12	-0,45	0,58	-0,50	-0,07	0,14	-0,03
(4) (1) + CRTS	0,59	-0,12	-0,20	0,14	0,03	0,14	-0,52	0,58	-0,36	-0,06	0,16	-0,02
(5) (4) - trend in s_i	1,11	-0,05	-0,63	0,22	0,00	0,29	-0,15	0,00	0,12	-0,16	0,37	0,01
(6) (5) - trend in C	1,17	-0,04	-0,76	0,24	0,00	0,27	-0,12	0,05	0,03	-0,19	0,34	0,00
(7) (1) + {[K,L,E],M}	0,44	-0,09	0,11	0,11	0,01	0,11	-0,34	0,12	0,11	0,03	0,13	0,01
(8) (1) + {[K,L,E],M}	0,35	-0,01	0,12	0,08	-0,01	0,12	-0,03	-0,14	0,12	0,03	0,14	0,01
(9) (1) + {[K,E],L},M}	0,43	-0,11	0,11	0,10	0,03	0,11	-0,43	0,43	0,11	0,03	0,12	0,01
(10) (4) + {[K,L,E],M}	0,49	-0,14	0,16	0,12	0,02	0,16	-0,60	0,29	0,16	0,04	0,18	0,01
(11) (4) + {[K,L,E],M}	0,47	0,00	0,14	0,11	0,00	0,14	-0,02	-0,07	0,14	0,04	0,15	0,01
(12) (4) + {[K,E],L},M}	0,44	-0,16	0,15	0,11	0,02	0,15	-0,69	0,44	0,15	0,04	0,17	0,01
(13) (4) + CD	0,48	0,03	0,39	0,10	0,03	0,39	0,10	0,48	0,39	0,10	0,48	0,03
(14) (7) + AES(t) _{M,1} = 0	0,50	-0,11	0,00	0,12	0,02	0,00	-0,48	0,34	0,00	0,00	0,00	0,00
$\forall i,t$												
Model, CES												
{[K,L,E],M} + bias	0,70	0,00	0,02	0,14	0,00	0,02	0,01	0,05	0,02	0,00	0,02	0,00
{[K,L,E],M} uden bias	0,42	-0,01	0,65	0,08	-0,01	0,65	-0,03	-0,13	0,65	0,15	0,77	0,06
{[K,E],L},M} + bias	0,33	-0,16	0,05	0,06	0,03	0,05	-0,34	0,33	0,05	0,01	0,07	0,01
{[K,E],L},M} uden bias												

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel X. Egenpriselastiteter, 1989, samlet servicevirksomhed, tottrinsprocedur.

Model, TL	$\frac{\partial K/K}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_M/P_M}$
(1) H + S	-0,19	-0,25	0,12	-0,01
(2) (1) + homothecitet	-0,28	-0,30	0,34	-0,02
(3) (1) + homogenitet	-0,27	-0,30	0,36	-0,04
(4) (1) + CRTS	-0,28	-0,31	0,29	-0,08
(5) (4) - trend in s_i	-0,43	-0,52	0,03	-0,22
(6) (5) - trend in C	-0,37	-0,51	0,04	-0,15
(7) (1) + {[K,L,E],M}	-0,47	-0,22	0,10	-0,17
(8) (1) + {[K,L,E],M}	-0,47	-0,20	0,05	-0,18
(9) (1) + {[K,E,L],M}	-0,43	-0,24	-0,11	-0,15
(10) (4) + {[K,L,E],M}	-0,50	-0,29	0,15	-0,23
(11) (4) + {[K,L,E],M}	-0,60	-0,24	-0,05	-0,20
(12) (4) + {[K,E,L],M}	-0,43	-0,28	0,11	-0,22
(13) (4) + CD	-0,90	-0,52	-0,97	-0,61
(14) (7) + AES($t_{M,i}$) = 0 $\forall i,t$	-0,38	-0,14	0,14	0
Model, CES				
{[K,L,E],M} + bias	-0,72	-0,16	-0,08	-0,03
{[K,L,E],M} uden bias	-1,07	-0,73	-0,50	-0,99
{[K,E,L],M} + bias	-0,22	-0,14	-0,03	-0,09
{[K,E,L],M} uden bias				

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel X. Alternativpriselastisiteter 1989, sektorfordelt, CRTS, $\{(K, L, E), M\}$ - nestning, totinsprocedure, TL

Sektor	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
Samlet fremstilling	0,40	-0,08	0,02	0,10	0,04	0,02	-0,25	0,50	0,02	0,00	0,01	0,00
NF	0,21	-0,22	0,87	0,06	0,00	0,87	-0,52	-0,03	0,87	0,05	0,16	0,02
NN	0,31	-0,04	-0,02	0,09	0,01	-0,02	-0,19	0,20	-0,02	0,00	-0,01	0,00
NB	0,09	-0,19	0,58	0,04	0,01	0,58	-0,31	0,05	0,58	0,13	0,31	0,08
NM	0,22	-0,03	0,27	0,04	0,01	0,27	-0,13	0,12	0,27	0,03	0,17	0,01
NT	0,23	0,00	0,05	0,02	0,01	0,05	0,00	0,27	0,05	0,00	0,02	0,00
NK	0,24	-0,02	0,25	0,10	0,05	0,25	-0,06	0,47	0,25	0,04	0,10	0,01
NQ	0,37	-0,13	0,12	0,07	0,02	0,12	-0,53	0,50	0,12	0,01	0,06	0,00
Samlet service	0,49	-0,14	0,16	0,12	0,02	0,16	-0,60	0,29	0,16	0,04	0,18	0,01
QH	0,67	-0,03	0,18	0,15	-0,02	0,18	-0,17	0,37	0,18	0,07	0,30	0,01
QT	0,67	-0,29	0,27	0,24	0,06	0,27	-0,75	0,45	0,27	0,08	0,24	0,03
QF	0,02	-0,03	0,44	0,00	0,00	0,02	-0,14	0,16	0,60	0,09	0,04	0,03
QQ	0,07	-0,13	0,17	0,02	0,03	0,17	-1,01	0,86	0,17	0,04	0,15	0,01
A	0,35	-0,15	0,40	0,53	0,23	0,40	-0,70	0,71	0,40	0,09	0,06	0,02
B	0,55	-0,05	0,30	0,14	0,00	0,30	-0,48	-0,10	0,30	0,04	0,16	0,00
O	0,27	-0,08	0,02	0,01	0,01	0,02	-0,10	0,42	0,02	0,00	0,04	0,00

c:\tekst\par-sek.pbr

Tabel X. Egenpriselastisiteter 1989, sektorfordelt, {(K,L,E),M}- nestning, totrins-procedure, TL.

Sektor	K	L	E	M
Samlet fremstilling	-0,34	-0,16	-0,27	-0,01
NF	-0,86	-0,93	-0,32	-0,23
NN	-0,26	-0,09	0,00	0,01
NB	-0,49	-0,63	-0,32	-0,52
NM	-0,46	-0,32	-0,26	-0,21
NT	-0,28	-0,08	-0,32	-0,03
NK	-0,47	-0,40	-0,66	-0,15
NQ	-0,35	-0,21	-0,10	-0,07
Samlet service	-0,50	-0,29	0,15	-0,23
QH	-0,81	-0,31	0,37	-0,37
QT	-0,65	-0,57	0,03	-0,35
QF	-0,43	-0,03	-0,62	-0,15
QQ	-0,12	-0,22	-0,02	-0,19
A	-0,60	-1,16	-0,41	-0,16
B	-0,81	-0,44	0,27	-0,21
O	-0,21	-0,04	-0,34	-0,04

c:\tekst\par-sek.pbr

4. Empirisk analyse af kortsigtsdynamikken

Test af reduktion og kortsigtsdynamikken

En af begrundelserne for at anvende ettrinsproceduren er, som nævnt i det foregående, muligheden for formelt at teste hypoteser vedrørende langsigtsparemetrene. Inden gennemgangen af langsigtsegenskaberne i systemet vil der blive gennemgået tests for yderligere reduktion af kortsigtsdynamikken i forhold til specifikationerne (1) og (2). Generelt forsøges for de enkelte sektorer at reducere beskrivelsen af kortsigtsdynamikken så meget som muligt, inden de strukturelle tests af langsigtsparemetre gennemgås. I en helt fri estimation, dvs. uden restriktioner på hverken kort- eller langsigtsparemetre er der selv med den tidligere omtalte opdelte Gauss-Newton-metode, hvor der itereres skiftevis over kort- og langsigtsparemetre, visse steder problemer med konvergens og lokale maksima. Derfor vises test af hypoteser vedrørende kortsigtsdynamikken ikke for den helt generelle specifikation af langsigtssammenhængene; men hvor der er pålagt konstant skalaafkast og hvor materialeanvendelse er separeret ud i en ydre nest.⁶⁷

Det forsøges med udgangspunkt i (2) at reducere beskrivelsen af kortsigtsdynamikken så meget som muligt for de enkelte sektorer. (2) må betragtes som en så generel beskrivelse af dynamikken som muligt i den foreliggende situation; men den indeholder ikke (1) som specialtilfælde. Derfor vises også resultater af estimationer af forskellige versioner af (1).

For fejlkorrektionspecifikationen (2) vises flg. udgaver af kortsigtsdynamikken:

1. Ingen restriktioner
2. Prishomogenitet
- 2a. Priseffekter = 0
- 2b. 2 + materialekoefficient til Y = 1 (dvs. $K_{MY}=1$)
- 2c. 2 + restriktioner på K^E - matricen:

$$K^E = \begin{pmatrix} K_{KK}^E & 0 & 0 & 0 \\ K_{LK}^E & K_{LL}^E & 0 & 0 \\ K_{EK}^E & 0 & K_{EE}^E & 0 \\ K_{MK}^E & 0 & 0 & K_{MM}^E \end{pmatrix}$$

⁶ Det er den specifikation af langsigtssammenhængene, der ser ud til at være den simpleste, der kan pålægges på aggregeret niveau.

⁷ Der er dog stadig konvergensproblemer enkelte steder.

- 2c1. Diagonal K^E
- 2c2. 5 + kun lagget endogen i K -ligningen
- 2c2a 5 + ingen laggede endogene

Navngivningen af de enkelte estimationsforsøg afspejler nestningen af de pålagte hypoteser.

For den partielle tilpasningsmodel (1) vises:

- 1. Ingen restriktioner
- 2. Kun K - og egeneffekter i G
- 3. Diagonal G

For fejlkorrektionsmodellen er der tale om 4 sæt af ikke nestede hypoteser. Alligevel er det valgt at vise testene, som det fremgår af ovenstående. Først testes restriktionerne på kortsigtspriselasticiteterne. Prishomogenitet er en teoretisk tilfredsstillende egenskab. Også på kort sigt må en proportional ændring i samtlige faktorpriser være uden indflydelse på faktorefterspørgslerne givet produktionsniveauet. Prishomogenitet kan afhængigt af testniveauet accepteres i nogle sektorer og ikke i andre. At samtlige kortsigtspriselasticiteter skulle være 0 er usandsynligt; men det testes også. Givet prishomogenitet testes så reduktioner af fejlkorrektionskoefficienterne.

Test af hypoteser om fejlkorrektionskoefficienterne kunne være vist for en helt fri kortsigtdynamik iøvrigt; men er her valgt vist givet prishomogenitet. Det samme gælder hypotesen om at materialeanvendelsen tilpasser sig fuldt ud indenfor det enkelte år til ændret produktion.

For materien af fejlkorrektionskoefficienter testes dels om tilpasningen til langsigtslige vægt for den enkelte faktor kan tænkes alene at afhænge af faktorernes egen afvigelse fra langsigtsniveauet samt kapitalens ditto. Fortolkningen heraf kunne være, at det er tilpasningen af kapitalapparatet, der afgør tilpasningsmulighederne for de øvrige faktorer. Nestet heri er hypotesen om diagonal fejlkorrektionsmatrice, dvs. at tilpasningen af den enkelte faktor alene afhænger af faktorernes afvigelse fra langsigtslige vægt.

Under antagelse om at der alene er kapital- og egeneffekter i fejlkorrektionsmatricen, testes så reduktionerne på de laggede endogene.

Der er *intet* naturligt i at vise testresultaterne på denne måde. En af grundene til valget er, at det er på denne måde, man løber ind i de færreste konvergensproblemer med estimationsmetoden. Hertil kommer, at der er skelet til, hvor det ser ud som om, man ender. Sidstnævnte er dog baseret på tests for de to aggerede sektorer: fremstilling- og servicevirksomhed, og der er netop her meget store forskelle sektorerne imellem.

For den partielle tilpasningsmodel er der alene tale om nastede hypoteser på G -matricen svarende til fejlkorrektionsmatricen ovenfor.

Figureerne 4.1 og 4.2 viser i diagramform de foretagende likelihood-ratio tests for reduktion af kortsigtdynamikken for henholdsvis samlet fremstillingsvirksomhed og samlet servicevirksomhed. De angivne p -værdier er signifikanssandsynligheder, dvs. de viser det testniveau, der mindst skulle være anvendt, hvis nulhypotesen skulle afvises. I tabel 4.1 vises signifikanssandsynlighederne for samtlige sektorer af pladshensyn i tabelform. Det er vha. navngivningen af de enkelte eksperimenter forsøgt at vise, på hvilket niveau, de enkelte tests er foretaget. De viste tests i tabellen svarer altså præcis til de tests, der er vist i figureerne 4.1 og 4.2. Der er testet både på fejlkorrektionspecificationen og den partielle tilpasningsmodel.

For fejlkorrektionsmodellen for samlet fremstillingsvirksomhed fremgår det, at en hypotese om prishomogenitet kan afvises på selv meget lave testniveauer, og total fjernelse af kortsigtspriseffekter må også afvises. Derimod kan hypotesen om øjeblikkelig tilpasning af materialeanvendelsen til ændret produktion ikke afvises.

Fejlkorrektionsmatricen kan reduceres betydeligt. Hypotesen om, at det alene er fejlkorrektionsled for kapital og den pågældende faktor selv, der spiller en rolle for kortsigtstilpasningen kan ikke afvises, og kapitaleffekten ser også ud til at kunne fjernes.

Der er et klart behov for den laggede endogene til at forklare kortsigtsudviklingen i kapitalapparatet; men der er til gengæld ikke brug for laggede endogene for de øvrige faktorer.

For den partielle tilpasningsmodel kan begge sæt af hypoteser vedr. reduktion af tilpasningskoefficientmatricen forkastes.

For samlet servicevirksomhed er de fleste af konklusionerne de samme som for samlet fremstillingsvirksomhed. Den ene forskel er, at prishomogenitet med en signifikanssandsynlighed på 4.8 pct. nu kan accepteres afhængigt af valg af testniveau. Den anden er, at det ser ud til, at den laggede logændring i kapitalapparatet ikke er nødvendig.

For den partielle tilpasningsmodel er forskellen, at man kan reducere matricen af tilpasningskoefficienter til alene at have K - og egneffekter afhængigt af det valgte testniveau.

Analyserne af de aggregerede sektorer tyder på, at man kan reducere kortsigtdynamikken betydeligt:

- Der er behov for kortsigtspriseffekter; men måske er der prishomogenitet på kort sigt.

- Der er fuld tilpasning af materialer til ændret produktion indenfor det enkelte år.
- Matricen af fejlkorrektionskoefficienter kan reduceres betydeligt, måske diagonaliseres.

Der er imidlertid, som det fremgår af tabel 4.1 betydelige forskelle sektorerne imellem, ligesom der desværre også på sektorniveau er større konvergensproblemer med estimationsproceduren. De sektorspecifikke resultater vil kort blive gennemgået.

Fejlkorrektionsmodellen

Prishomogenitet og priseffekter iøvrigt

Som ventet på baggrund af de aggregerede analyser, er der problemer med prishomogenitet for fremstilligerhvervene. Kun for NT og muligvis for NK kan hypotesen ikke afvises. For serviceerhvervene kan hypotesen accepteres for samtlige sektorer, dog er der som det fremgår konvergensproblemer for QF-sektoren. Også for Inadbrug, boligbenyttelse og den offentlige sektor er der i varierende omfang problemer.

For samtlige sektorer må en hypotese om, at der ikke er priseffekter på kort sigt afvises. En mulig undtagelse er boligbenyttelse.

Tilpasning af materialeanvendelsen

For stort set samtlige sektorer ser det ud til, at hypotesen om fuld tilpasning af materialeanvendelsen til ændret produktion indenfor det enkelte år kan oprettholdes. Undtagelser er den offentlige sektor og måske NF.

Reduktion af fejlkorrektionsmatricen

Overraskende nok er der store problemer med at acceptere hypotesen om kun K - og egeneffekter i fejlkorrektionsmatricen. Denne hypotese blev accepteret på meget høje testniveauer på aggregeret niveau. Givet at der pålægges denne matrice, er det imidlertid ikke det store problem at acceptere en hypotese om diagonal tilpasningsmatrice. Undtagelserne her er NK, QT, B og O, samt NN, hvis der testes på 5 pct. niveau i stedet for 1 pct. niveau.

Laggede endogene

Som forventet er der for de fleste sektorer ikke brug for lagget endogen i andet end kapitalligningen. Undtagelser er NF, NT, B og Q samt muligvis, dvs ved

test på 5 pct. niveau, QQ og A. Til gengæld er det laggede kapitalapparat klart nødvendigt i alle sektorer, bortset fra QT.

Den partielle tilpasningsmodel

For den partielle fejlkorrigeringsmodel er der overordentlig store problemer med at forenkle tilpasningsmekanismen. Med undtagelse af sektorerne NB og NM må hypotesen og alene K - og egeneffekter i tilpasningsmatricen forkastes for fremstillingserhvervene, mens den må forkastes for samtlige serviceerhverv. For landbrug og offentlig sektor må hypotesen accepteres. Billedet er noget mere speget, når det drejer sig om diagonalisering af tilpasningsmatricen.

Konklusion

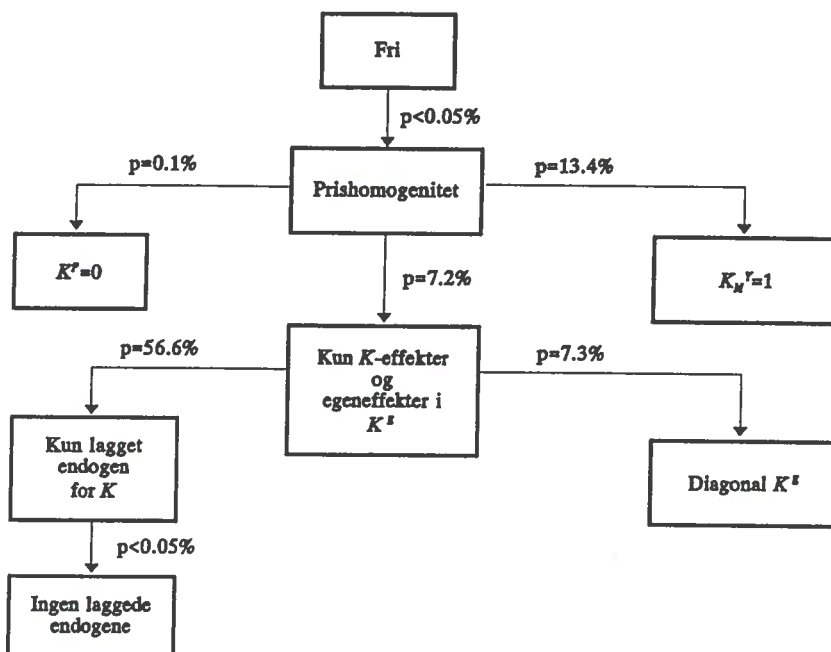
Dette afsnit har alene haft til formål at gennemgå de formelle tests af kortsigtdynamikken. Der vil ikke her blive gået yderligere i detaljer med hverken kortsigtdynamikken eller de øvrige statistiske egenskaber ved de forskellige modeller. Det er hensigtsmæssigt at vente til efter gennemgangen af langsigtegenskaberne, fordi et overblik over modellernes dynamiske egenskaber kræver simulation med faktorefterspørgselssystemet, og fordi fortolkningerne af de dynamiske egenskaber lettes af let fortolkelige langsigtegenskaber.

Figur 4.1 Test af reduktion af kortsigtsdynamik.

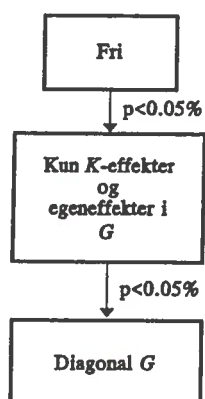
Sektor: NX

LR-specifikation: CRS + [(K,L,E),M]-nestning

Fejlkorrrektionspecifikation:

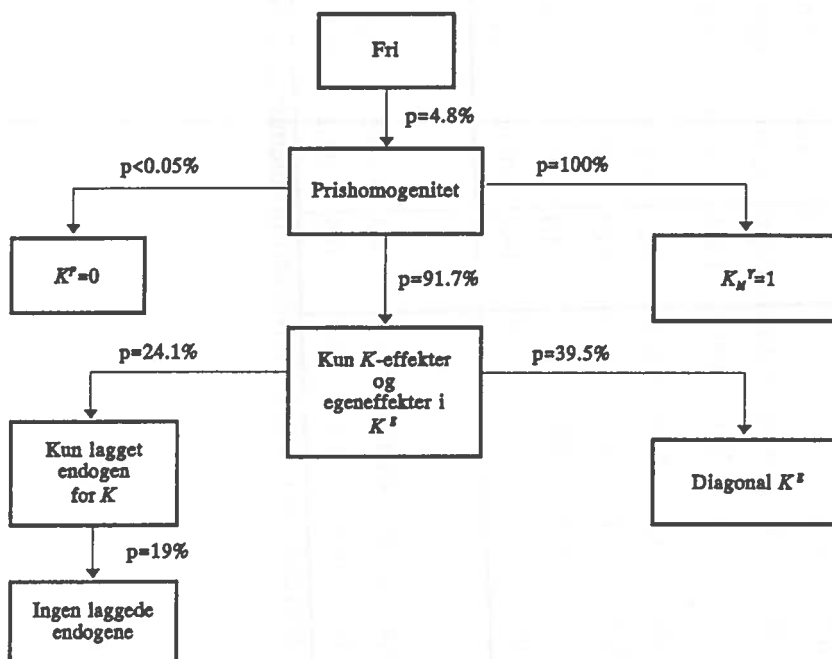


Generaliseret partiel tilpasning:

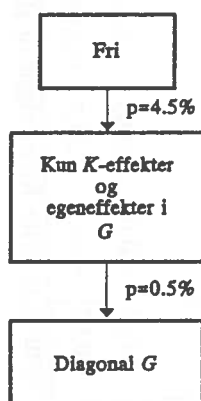


Figur 4.2 Test af reduktion af kortsigtdynamik.
 Sektor: QX
 LR-specifikation: CRTS + [(K,L,E),M] nestning

Fejlkorrrektionspecifikation:



Generaliseret partiel tilpasning:



Tabel 4.1 Likelihood ratio tests for reduktion af kortsigtdynamik, signifikanssandsynligheder i pct.

Sektor	NX	NF	NN	NB	NM	NT	NK	NQ	QX	QH	QT	QF	QQ	A	B	O
Hypotese, Fejlkorrektionsmodel:																
2. Prishomogenitet	<0,05	0,1	<0,05	0,3	0,7	10,8	2,1	?	4,8	16,2	17,0	?	39,0	1,2	<0,05	2,3
2a. Priseffekter=0	0,1	<0,05	0,7	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	?	<0,05	<0,05	2,4	<0,05
2b. $K_Y^M=0$	13,4	3,4	?	10,3	0,9	29,0	20,6	100,0	100,0	62,4	21,5	?	6,9	7,7	37,7	<0,05
2c. Kun K- og egeneffekt i K^E	7,2	<0,05	0,1	<0,05	<0,05	0,2	<0,05	<0,05	91,7	<0,05	1,0	?	<0,05	0,6	0,8	0,8
2c1. Diagonal K^E	7,3	27,2	2,9	56,6	19,3	31,7	0,7	?	39,5	77,2	0,3	?	10,8	87,8	<0,05	0,1
2c2. Kun lagget endogen i K	56,6	<0,05	9,2	?	43,7	0,7	9,8	?	24,1	35,3	14,5	?	2,1	1,5	0,1	31,3
2c2a. Ingen laggede endogene	<0,05	<0,05	<0,05	?	<0,05	0,1	?	?	19,0	<0,05	9,1	?	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05
Hypotese, Partiel tilpasningsmodel:																
2. Kun K og egeneffekt i G	<0,05	<0,05	<0,05	10,6	59,8	<0,05	<0,05	<0,05	4,5	<0,05	0,4	<0,05	<0,05	16,4	<0,05	40,3
2a. Diagonal G	<0,05	<0,05	25,7	<0,05	<0,05	16,6	1,2	8,1	0,5	36,2	12,8	0,01	35,3	0,9	11,5	<0,05

? indikerer, at signifikanssandsynlighederne formodentlig ikke er korrekte pga. enten konvergensproblemer eller numeriske problemer iverigt.
c:\tekst\pind\sr-test.pbr

Tilsvarende diagrammer og tabeller for CES-specifikationen

5. Empirisk analyse af langsigtsegenskaberne

5.1. Test af hypoteser vedr. langsigtsparemetrene

I dette afsnit gennemgås kort formelle tests af hypoteser vedr. langsigtsparemetrene (kointegrationssammenhængene). Det er et af resultaterne i Johansen (?), at på trods af, at der er tale om integrerede variabler af orden 1, kan hypoteser vedr. koefficienter til disse testes ved traditionelle likelihood-ratio tests. Der er for translogsystemet tale om 3 grupper af nestede hypoteser, nemlig hypoteser vedr. homogenitetsforhold, tekniske fremskridt og separabilitet. Det er i det følgende valgt at vise testresultaterne på følgende måde: Først testes homogenitetsantagelser. Givet en antagelse om konstant skalaafkast testes parallelt på dette niveau hypoteser vedr. tekniske fremskridt og hypoteser vedr. separabilitet. Der er intet naturligt i at vise resultaterne på denne måde. I princippet kunne de 3 sæt af hypoteser have været vist på det mest generelle niveau for de øvrige hypoteser. Begrundelsen for ikke at gøre dette er alene, at man på den måde render ind i flere konvergensproblemer. En anden begrundelse er, at man ved at vise resultaterne på denne måde rent faktisk får estimeret den samlede specifikation, der ser ud til at være den foretrukne. Sådan er det på det aggregerede sektorniveau; men det gælder faktisk ikke disaggregeret niveau. Analusen af langsigtsegenskaberne foregår i øvrigt på niveau $2c2$ for specifikationen af kortsigtsdynamikken, dvs. forudsat prishomogenitet på kort sigt, kun lagget endogen i kapital ligningen, og en fejlkorrektionsmatrice kun indeholdende alene kapital- og egenfejlkorrektionsled. Det var stort set den mest restriktive kortsigtsdynamik, der kan forsvares, og resultaterne var jo bestemt ikke entydige.

Der vil ikke her blive gået i detaljer med, hvordan de specifikke hypoteser pålægges. Det er gennemgået tidligere i forbindelse med analysen af translogomkostningsfunktionen⁸

I figur 5.1 og 5.2 vises testdiagrammer for henholdsvis aggregeret fremstillingsvirksomhed og aggregeret servicevirksomhed. Af pladshensyn er de tilsvarende signifikanssandsynligheder vist for samtlige sektorer i den efterfølgende tabel 5.1.

For *samlet fremstillingsvirksomhed* fremgår det, at det ikke kan afvises, at produktionsfunktionen er homotetisk. Givet dette er der ingen problemer med at pålægge homogenitet, og homogenitetsgraden bliver tæt på 1, hvorfor man må acceptere en hypotese om konstant skalaafkast.

Det kan afvises, at der ikke er faktorforvridende tekniske fremskridt på meget lave testniveauer, og iøvrigt uanset på hvilket niveau denne hypotese testes.

⁸jf. Per Bremer Rasmussen: "Translogomkostningsfunktionen: Teoretiske egenskaber og opstilling af estimationsligninger" Arbejdsrapport fra modelgruppen, 26. april 1992.

Der er også kraftigt behov for de (Harrod-) neutrale tekniske fremskridt, og en fælles hypotese om ingen tekniske fremskridt må også afvises.

Det fremgår, at materialeanvendelsen kan separeres ud i en ydre nest, således at forholdet mellem kapital, arbejdskraft og energi ikke er påvirkede af ændringer i materialeprisen og dermed materiale anvendelsen; men der er en signifikant substitution mellem materialer og aggregatet af de øvrige faktorer, således, at det klart må afvises, at produktionsfunktionen i den ydre nest skulle være en Leontief-produktionsfunktion (limitational). Man kan altså ikke fjerne materialeanvendelsen fra analysen og fx. arbejde på en bruttofaktorindkomstfunktion, sådan som man ser det gjort i mange modeller.

Der er imidlertid problemer med at pålægge yderligere separabilitetsrestriktioner. Hverken energi eller arbejdskraft kan strengt taget separeres ud i den inderste nest. Det ser lidt bedre ud for $\{(K,E),L\},M$ -nestningen end for $\{(K,L),E\},M$ -nestningen. Førstnævnte er lige ved at klare testet på pct. niveau. Det er i denne forbindelse vigtigt at erindre, at separabilitetsrestriktionerne kun kan pålægges *lokalt*. Substitutionselasticiteterne er variabler i en fleksibel funktion som translog.

Antagelsen om, at der skulle være tale om en CD-teknologi kan klart afvises. Testet af CD-hypotesen er, når det vises op mod konstant skalaafkast, et fælles test af de to (iøvrigt nestede) hypoteser streng separabilitet i samtlige faktorer, samt en substitutionselasticitet på 1 mellem samtlige faktorer. Testes CD-hypotesen op mod et af de nestede alternativer, er det alene et test for substitutionselasticiteter lig 1. CD-hypotesen som fælles hypotese kan afvises på ethvert testniveau, og det samme gælder hypotesen om substitutionselasticiteter på 1.

For *samlet servicevirksomhed* er billedet noget lignende. Der er ikke helt så klart tale om homothecitet; men givet denne antagelse, er der igen ikke problemer med homogenitet og konstant skalaafkast. En hypotese om, at der ikke er faktorforbrugende eller -besparende tekniske fremskridt kan også afvises; men der er ikke noget signifikant omfang af (Harrod-) neutrale tekniske fremskridt.

Materialer kan separeres ud; men ikke i en leontief produktionsfunktion. Vi kan afvise en hypotese om, at energi kan separeres ud af den indre nest; mens der ikke er nogle problemer med at antage, at arbejdskraft kan separeres ud. Igen kan CD-hypotesen afvises på ethvert niveau.

Generelt leder analyserne af de aggregerede sektorer til en formodning om, at det næppe er problematisk at pålægge konstant skalaafkast. Det er i hvert fald en antagelse, som vil gøre modelbrugen og fortolkningen af resultaterne noget lettere. Der er behov for faktorforbrugende tekniske fremskridt, og går man yderligere ned i resultaterne ser man, at de bla. fanger en stigende materiale omkostningskvote over estimationsperioden. Denne er formodentlig ikke udtryk for teknologiske fremskridt i svæver forstand, men snarere for den speciali-

cering, der har fundet sted. Endelig kan der pålægges separabilitet. Valget står enten mellem en $\{(K,L,E),M\}$ -nestning, eller en udvidelse til en $\{[(K,E),L],M\}$ -nestning. I samtlige analyser er førstnævnte specifikation anvendt, hvis der ikke udtrykkelig er gjort opmærksom på andet.

Desværre kan de aggregerede resultater ikke umiddelbart overføres til de enkelte sektorer, ikke engang kvalitativt. Der er overordentlig store forskelle sektorerne imellem.

For fremstillingserhvervene er der store problemer med at pålægge homothecitet, det kan faktisk kun gøres for et enkelt, nemlig NT. For serviceerhvervene kan hypotesen opretholdes for QH og QQ, og den er opfyldt for både landbrug, byggeri og offentlig sektor. Pålægges hypotesen, er der ikke mange problemer med homogenitet, og konstant skalaafkast kan også pålægges en række erhverv; men det er ikke nær så uproblematisk som for de aggregerede sektorer.

Konklusionerne vedr. de faktorforvridende tekniske fremskridt er, at der er behov for disse i de fleste erhverv. Klare undtagelser er QH og NK. Der er også neutrale tekniske fremskridt i en række erhverv.

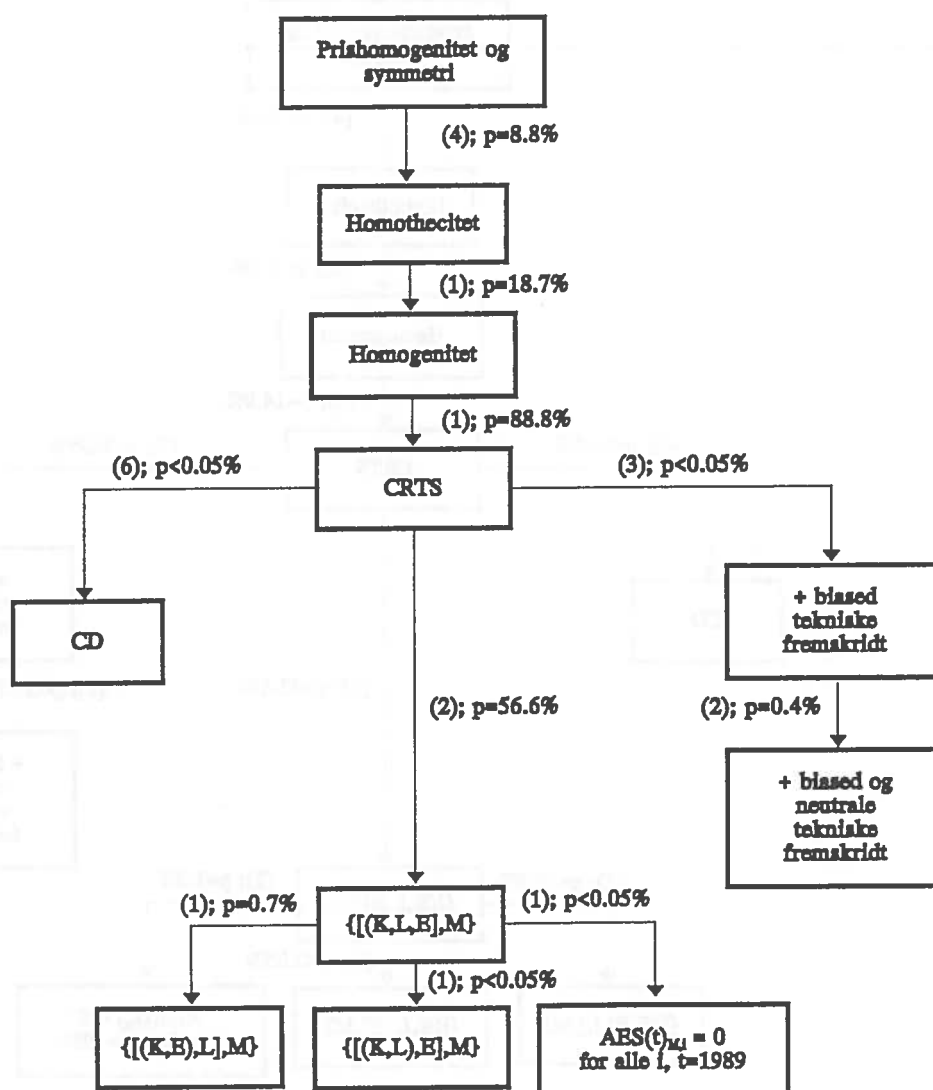
Mht separabilitet, kan materialer separeres ud i de fleste erhverv, dog er der problemer for NM og NT samt QF og QQ. Der er enkelte eksempler på, at den ydre nest kunne være en leontief-produktionsfunktion.

Konklusionen om ,at der snarere er tale om en KE nest i den indre nest end en KL nest ser ud til at holde. Her er eneste undtagelse QH. Endelig er det helt klart, at CD-hypotesen også kan afvises på disaggregeret niveau. Landbruget er eneste undtagelse.

Figur 5.1 Test af hypoteser vedr. langsigtsparametre, signifikanssandsynligheder.

Sektor: samlet fremstilling (NX-sektor)

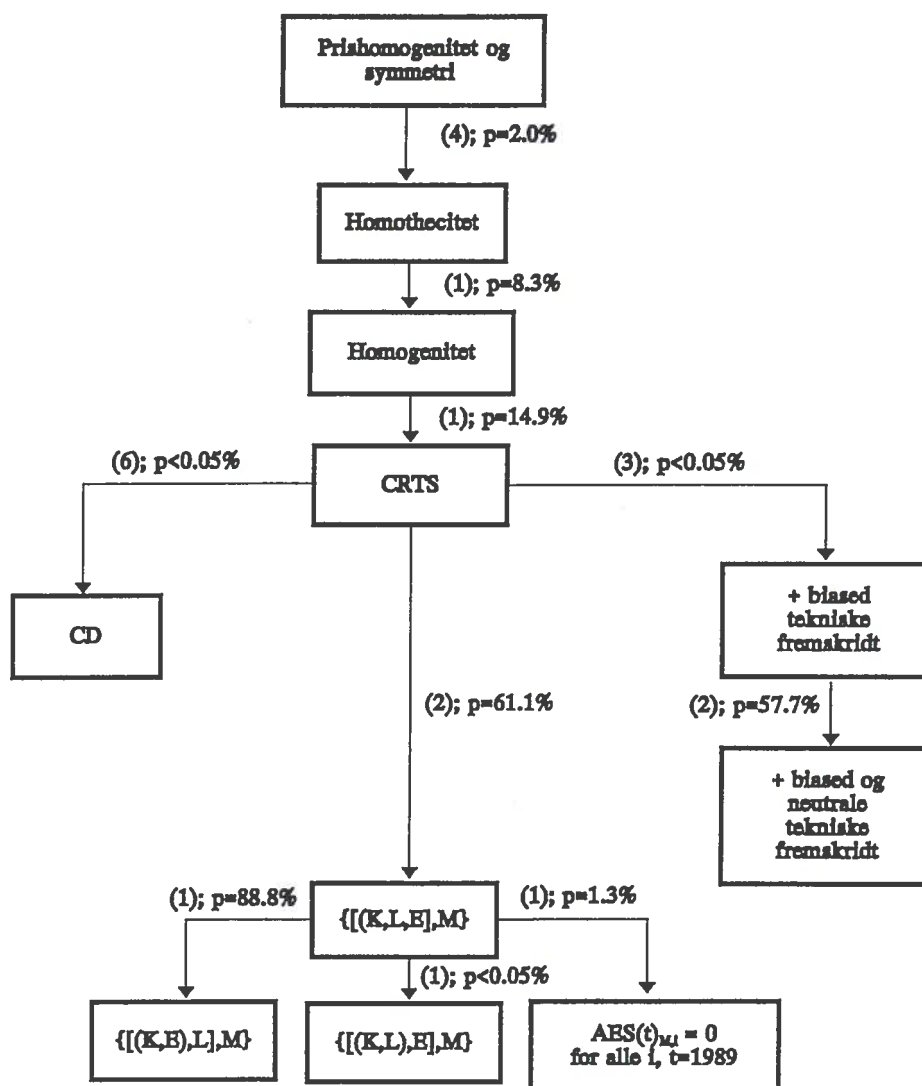
SR-specifikation: Prishomogenitet, egen- og K-effekter i K^E , kun lagget endogen for K



Figur 5.2 Test og hypoteser vedr. langsigtsparametre, signifikanssandsynligheder.

Sektor: samlet service (QX-sektor)

SR-specifikation: Prishomogenitet, egen- og K-effekter i K^E , kun lagget endogen for K



Tabel 5.1 Likelihood-ratio tests af hypoteser vedr. langsigtsparemetre, signifikanssandsynligheder i pct.

Sektor	NX	NF	NN	NB	NM	NT	NK	NQ	QX	QH	QT	QF	QQ	A	B	O
Hypotese:																
2. Homothecitet mod fri	8,8	0,5	<0,05	<0,05	<0,05	12,2	0,1	?	2,0	28,7	<0,05	0,1	5,2	17,1	84,4	35,5
3. Homogenitet mod 2	18,7	100,0	5,1	58,4	5,8	?	1,3	?	8,3	12,9	100,0	5,1	(0,1)	?	0,4	13,8
4. CRTS mod 3	88,8	18,0	8,3	<0,05	<0,05	?	4,6	?	14,9	3,6	100,0	?	(0,4)	<0,05	<0,05	5,8
5. Ingen biased tekniske frem- skridt mod 4	<0,05	4,2	0,1	6,0	<0,05	<0,05	11,6	<0,05	<0,05	22,1	0,4	6,6	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05
6. Ingen neutrale tekniske fremskridt mod 5	11,3	0,7	10,0	0,1	<0,05	4,1	17,4	?	1,3	<0,05	0,1	1,1	22,3	0,7	0,7	0,1
10. {[K,L,E],M}-nestning mod 4	56,6	15,7	18,3	?	0,4	0,1	16,5	12,9	61,3	44,9	57,7	0,2	0,4	100,0	<0,05	1,7
11. {[K,L,E],M}-nestning mod 10	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	15,7	20,6	0,1	<0,05	<0,05	43,9	<0,05	?	43,9	<0,05	37,1	0,3
12. {[K,E],L},M}-nestning mod 10	0,7	11,4	0,1	24,4	58,4	100,0	29,4	<0,05	88,8	0,2	31,7	43,9	100,0	<0,05	100,0	15,7
13. CD mod 4	<0,05	<0,05	0,6	0,1	<0,05	0,1	0,1	<0,05	<0,05	<0,05	2,3	0,1	0,1	22,4	<0,05	<0,05
14. AES(1989) _{M,i} = 0 mod 10	<0,05	6,1	23,7	<0,05	<0,05	13,8	0,2	3,4	1,3	0,1	0,4	2,5	0,3	<0,05	18,0	<0,05

c:\tekst\phd\lr-test.pbr

5.2. Substitutionsforhold.

I tabellerne 5.2 og 5.3 vises

Tabel 5.2a Egenpriselasticiteter, samlet fremstillingsvirksomhed, ettrins-procedure

Model, TL	$\frac{\partial K/K}{\partial u_c/u_c}$	$\frac{\partial L/L}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_M/P_M}$
(1) H + S	-0,27	-0,71	0,34	-0,16
(2) (1) + homothecitet	-0,44	-0,44	-0,33	-0,19
(3) (1) + homogenitet	-0,44	-0,47	-0,40	-0,21
(4) (1) + CRTS	-0,45	-0,45	-0,37	-0,21
(5) (4) - trend in s_i	-0,19	-0,57	-0,16	-0,19
(6) (5) - trend in C	0,36	-0,72	0,09	0,45
(7) (1) + {[K,L,E],M}				
(8) (1) + {[K,L,E],M}				
(9) (1) + {[K,E],L],M}	-0,38	-0,39	0,04	-0,16
(10) (4) + {[K,L,E],M}	-0,42	-0,52	-0,28	-0,21
(11) (4) + {[K,L,E],M}	-0,13	-0,02	0,08	-0,03
(12) (4) + {[K,E],L],M}	-0,44	-0,48	0,16	-0,21
(13) (4) + CD	-0,94	-0,73	-0,98	-0,35
(14) (7) + AES($t_{M,i} = 0$) $\forall i,t$	-0,13	-0,13	-0,27	0,00
Model, CES				
{[K,L,E],M} + bias	-	-	-	-
{[K,L,E],M} uden bias	-0,96	-0,67	-0,61	-0,29
{[K,E],L],M} + bias	-0,34	-0,16	-0,26	-0,02
{[K,E],L],M} uden bias				

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel 5.2b Alternativpriselastiteter, samlet fremstillingsvirksomhed, ettrinsprocedure

Model, TL	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
(1) H + S	0,56	-0,03	-0,26	0,14	0,03	0,54	0,55	0,34	-0,75	-0,02	0,20	-0,02
(2) (1) + homothecitet	0,18	-0,21	0,47	0,05	0,04	0,35	-0,82	0,60	0,56	0,05	0,13	0,02
(3) (1) + homogenitet	0,17	-0,21	0,48	0,05	0,03	0,38	-0,80	0,44	0,76	0,05	0,14	0,02
(4) (1) + CRTS	0,16	-0,21	0,50	0,05	0,04	0,37	-0,82	0,48	0,71	0,05	0,13	0,02
(5) (4) - trend in s_i	0,51	0,08	-0,39	0,11	-0,05	0,51	0,24	-0,62	-0,16	-0,04	0,21	0,02
(6) (5) - trend in C	0,42	0,00	-0,78	0,58	0,00	0,14	-0,42	0,56	-0,23	-0,52	0,07	0,00
(7) (1) + {(K,L,E),M}												
(8) (1) + {(K,L),E},M}												
(9) (1) + {(K,E),L},M}	0,19	-0,14	0,33	0,05	0,01	0,33	-0,56	0,19	0,33	0,03	0,12	0,01
(10) (4) + {(K,L,E),M}	0,22	-0,20	0,41	0,06	0,05	0,41	-0,78	0,66	0,41	0,04	0,15	0,01
(11) (4) + {(K,L),E},M}	0,11	0,00	0,02	0,01	0,00	0,02	-0,01	-0,09	0,02	0,00	0,03	0,00
(12) (4) + {(K,E),L},M}	0,21	-0,18	0,41	0,06	0,01	0,41	-0,77	0,21	0,41	0,04	0,16	0,01
(13) (4) + CD	0,27	0,02	0,65	0,06	0,02	0,65	0,06	0,27	0,65	0,06	0,27	0,02
(14) (7) + AES($t_{M,i} = 0$) $\forall i,t$	0,24	-0,11	0,00	0,07	0,06	0,00	-0,43	0,71	-0,27	0,00	0,00	0,00
Model, CES												
{(K,L),E},M} + bias	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
{(K,L),E},M} uden bias	0,36	0,00	0,60	0,07	0,00	0,60	0,00	0,01	0,60	0,04	0,22	0,02
{(K,E),L},M} + bias	0,39	-0,08	0,03	0,08	0,04	0,03	-0,16	0,39	0,03	0,00	0,01	0,00
{(K,E),L},M} uden bias												

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel 5.3a Egenpriselasticiteter, 1989, samlet servicevirksomhed, ettrins-procedure.

Model, TL	$\frac{\partial K/K}{\partial u_c/u_c}$	$\frac{\partial L/L}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_M/P_M}$
(1) H + S	-0,17	-0,76	-0,06	-0,88
(2) (1) + homothecitet	-0,23	-0,76	-0,09	-0,98
(3) (1) + homogenitet	-0,20	-0,65	-0,05	-0,83
(4) (1) + CRTS	-0,24	-0,41	0,06	-0,36
(5) (4) - trend in s_i	-0,67	-0,57	-0,12	-0,53
(6) (5) - trend in C	-0,75	-0,48	-0,04	-0,77
(7) (1) + {[K,L,E],M}	-	-	-	-
(8) (1) + {[{(K,L),E],M}	-0,32	-0,19	0,71	-0,25
(9) (1) + {[{(K,E),L],M}	-0,44	-0,32	0,17	-0,28
(10) (4) + {[K,L,E],M}	-0,41	-0,30	0,21	-0,26
(11) (4) + {[{(K,L),E],M}	-0,58	-0,28	0,42	-0,29
(12) (4) + {[{(K,E),L],M}	-0,39	-0,30	0,19	-0,26
(13) (4) + CD	-0,89	-0,54	-0,98	-0,59
(14) (7) + AES($\sigma_{M,i} = 0$ $\forall i,t$)				
Model, CES				
{[(K,L),E],M} + bias	-	-	-	-
{[(K,L),E],M} uden bias	-1,00	-0,73	-0,41	-0,99
{[(K,E),L],M} + bias	-0,35	-0,50	-0,15	-0,70
{[(K,E),L],M} uden bias				

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel 5.3b Alternativpriselasticiteter, 1989, samlet servicevirksomhed, ettrinsprocedure

Model, TL	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
(1) H + S	0,19	-0,15	0,12	0,05	-0,02	0,73	-0,63	-0,29	0,97	0,03	0,78	0,06
(2) (1) + homothecitet	0,21	-0,19	0,22	0,05	-0,03	0,74	-0,83	-0,47	1,39	0,06	0,83	0,09
(3) (1) + homogenitet	0,27	-0,18	0,11	0,07	-0,04	0,61	-0,79	-0,60	1,45	0,03	0,70	0,10
(4) (1) + CRTS	0,45	-0,16	-0,06	0,12	0,00	0,29	-0,69	0,03	0,60	-0,02	0,33	0,04
(5) (4) - trend in s_i	0,71	-0,10	0,07	0,16	-0,04	0,45	-0,37	-0,63	1,12	0,02	0,53	0,08
(6) (5) - trend in C	0,40	-0,15	0,50	0,10	-0,09	0,47	-0,53	-1,29	1,86	0,14	0,49	0,14
(7) (1) + {(K,L),E},M}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(8) (1) + {(K,L),E},M}	0,18	-0,04	0,18	0,05	-0,04	0,18	-0,19	-0,70	0,18	0,05	0,19	0,01
(9) (1) + {(K,E),L},M}	0,42	-0,17	0,19	0,11	0,02	0,19	-0,78	0,42	0,19	0,05	0,21	0,01
(10) (4) + {(K,L),E},M}	0,38	-0,16	0,18	0,10	0,02	0,18	-0,72	0,33	0,18	0,05	0,20	0,01
(11) (4) + {(K,L),E},M}	0,41	-0,03	0,20	0,11	-0,03	0,20	-0,13	-0,49	0,20	0,06	0,22	0,01
(12) (4) + {(K,E),L},M}	0,38	-0,16	0,18	0,10	0,02	0,18	-0,75	0,38	0,18	0,05	0,20	0,01
(13) (4) + CD	0,46	0,02	0,41	0,11	0,02	0,41	0,11	0,46	0,41	0,11	0,46	0,02
(14) (7) + AES(t) _{M,i} = 0 v _{i,t}												
Model, CES												
{(K,L),E},M} + bias	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
{(K,L),E},M} uden bias	0,35	-0,02	0,67	0,08	-0,02	0,67	-0,05	-0,21	0,67	0,17	0,76	0,06
{(K,E),L},M} + bias	0,01	-0,16	0,50	0,00	0,00	0,50	-0,36	0,01	0,50	0,11	0,53	0,05
{(K,E),L},M} uden bias												

c:\tekst\phd\par-spec.pbr

Tabel 5.4a Egenpriselastisiteter 1989, sektorfordelt, CRTS, $\{(K,L,E),M\}$, ettrins-procedure, TL.

Sektor	K	L	E	M
Samlet fremstilling	-0,42	-0,52	-0,28	-0,21
NF	-0,86	-0,93	-0,32	-0,23
NN	-2,16	-1,10	-0,61	-0,10
NB	-0,78	-1,45	-0,35	-0,41
NM	-0,37	-0,35	-0,10	-0,25
NT	-0,37	-0,12	-0,51	-0,05
NK	-0,58	-0,56	-0,24	-0,18
NQ	-0,11	0,00	0,52	0,02
Samlet service	-0,41	-0,30	0,21	-0,26
QH	-0,97	-0,39	0,40	-0,49
QT	-0,32	-0,54	0,25	-0,44
QF	-0,86	-0,39	-0,64	-0,69
QQ	-0,41	-0,33	-0,27	-0,28
A	-0,94	-1,45	-0,40	-0,32
B	0,16	-0,29	3,52	-0,33
O	-0,27	0,07	-0,41	0,28

c:\tekst\phd\par-sek.pbr

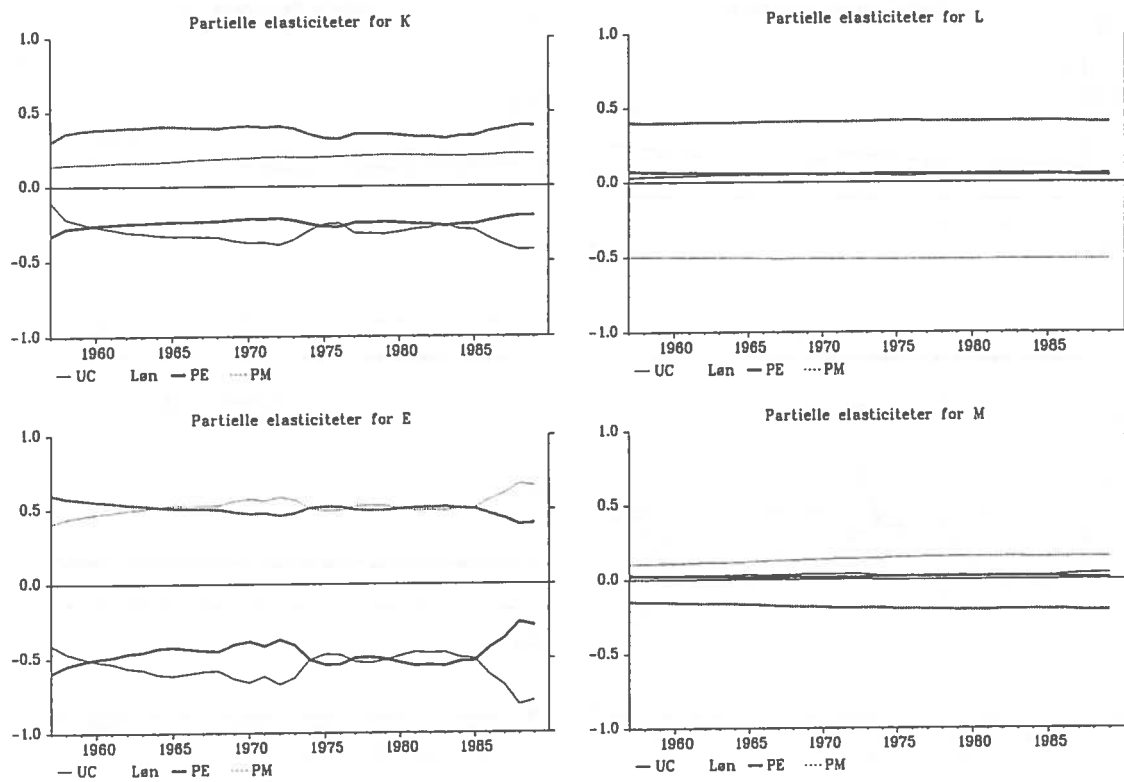
Tabel 5.4b. Alternativpriselasticiteter 1989, sektorfordelt, CRTS, {(KLE),M}, ettrinsprocedure, TL

	K			L			E			M		
	$\frac{\partial K/K}{\partial W/W}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial K/K}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial L/L}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_E/P_E}$	$\frac{\partial L/L}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial E/E}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial E/E}{\partial W/W}$	$\frac{\partial E/E}{\partial P_M/P_M}$	$\frac{\partial M/M}{\partial uc/uc}$	$\frac{\partial M/M}{\partial W/W}$	$\frac{\partial M/M}{\partial P_E/P_E}$
Samlet fremstilling	0,22	-0,20	0,41	0,06	0,05	0,41	-0,78	0,66	0,41	0,04	0,15	0,01
NF	0,21	-0,22	0,87	0,06	0,00	0,87	-0,52	-0,03	0,87	0,05	0,16	0,02
NN*	2,45	-0,52	0,23	0,70	0,17	0,23	-2,48	2,86	0,23	0,02	0,07	0,00
NB	0,40	-0,84	1,21	0,11	0,13	1,21	-1,93	1,07	1,21	0,08	0,29	0,03
NM	0,09	-0,05	0,33	0,02	0,00	0,33	-0,26	0,03	0,33	0,04	0,20	0,01
NT	0,16	0,11	0,10	0,01	0,01	0,10	0,27	0,14	0,10	0,00	0,04	0,00
NK	0,44	-0,16	0,30	0,19	0,07	0,30	-1,12	1,07	0,30	0,05	0,12	0,01
NQ	0,29	-0,17	-0,01	0,01	0,00	-0,01	-0,96	0,45	-0,01	0,00	-0,02	0,00
Samlet service	0,38	-0,16	0,18	0,10	0,02	0,18	-0,72	0,33	0,18	0,05	0,20	0,01
QH	0,79	-0,05	0,23	-0,17	-0,02	0,23	-0,27	-0,37	0,23	0,08	0,39	0,02
QT	0,31	-0,32	0,33	0,14	0,07	0,33	-1,07	0,49	0,33	0,13	0,28	0,04
QF	0,59	-0,03	0,30	0,08	0,01	0,30	-0,13	0,47	0,30	0,08	0,59	0,02
QQ	0,26	-0,09	0,23	0,07	0,03	0,23	-0,63	0,66	0,23	0,06	0,22	0,01
A	0,36	-0,25	0,84	0,42	0,20	0,84	-1,31	0,87	0,84	0,16	0,14	0,03
B*	-0,57	-0,09	0,50	-0,19	-0,01	0,50	-2,83	-1,19	0,50	0,08	0,25	0,00
O	0,47	-0,08	-0,11	0,02	0,02	-0,11	-0,10	0,62	-0,11	-0,01	-0,26	-0,01

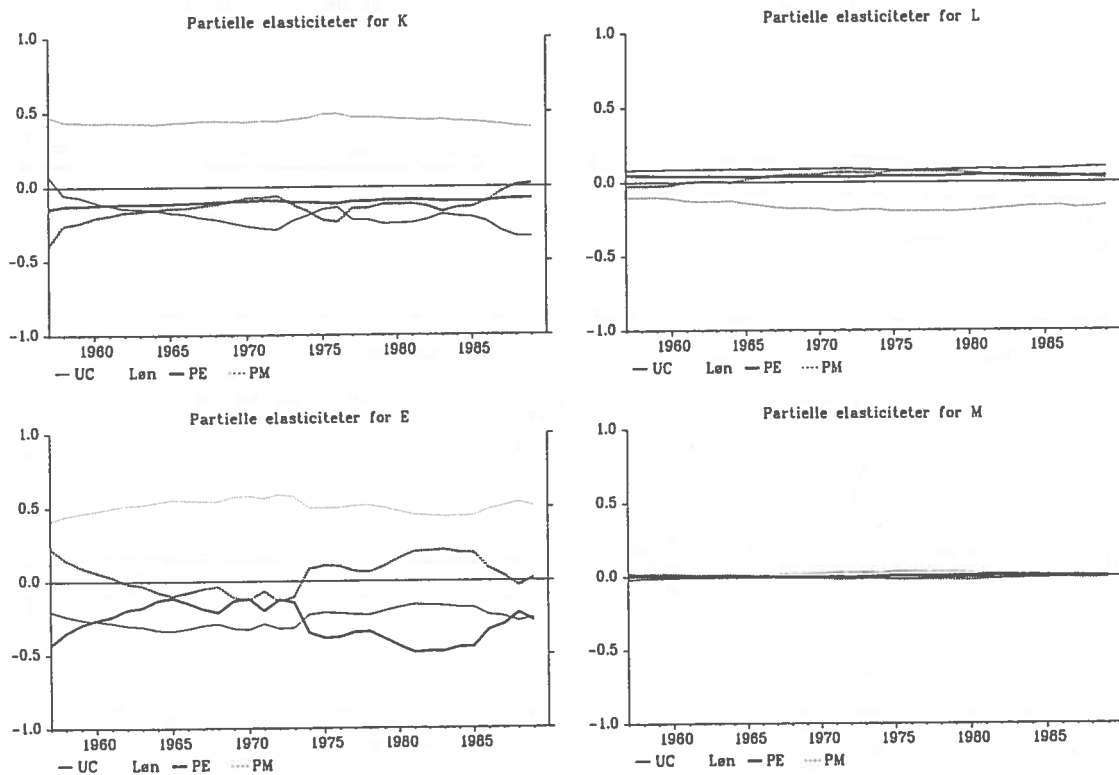
c:\tekst\par-sek.pbr

* Resultatet er stærkt afhængig af specifikationen.

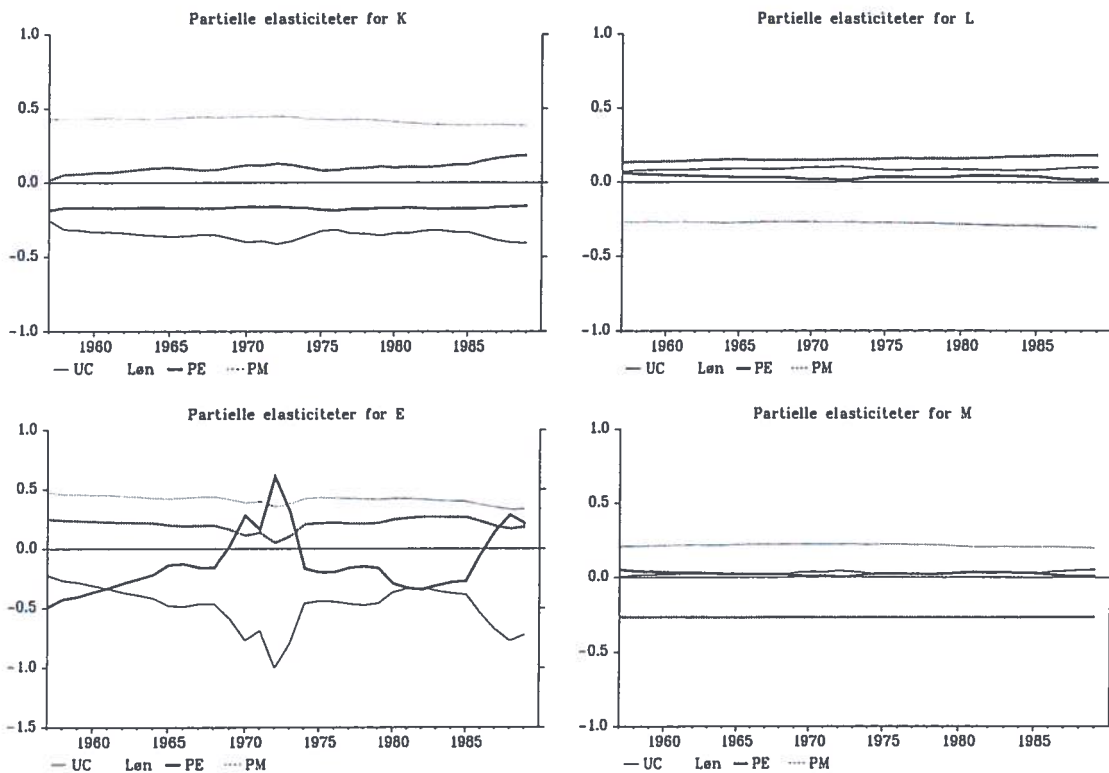
**Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden.
Samlet fremstillingsvirksomhed, translogsystem, ettrinsprocedure.**



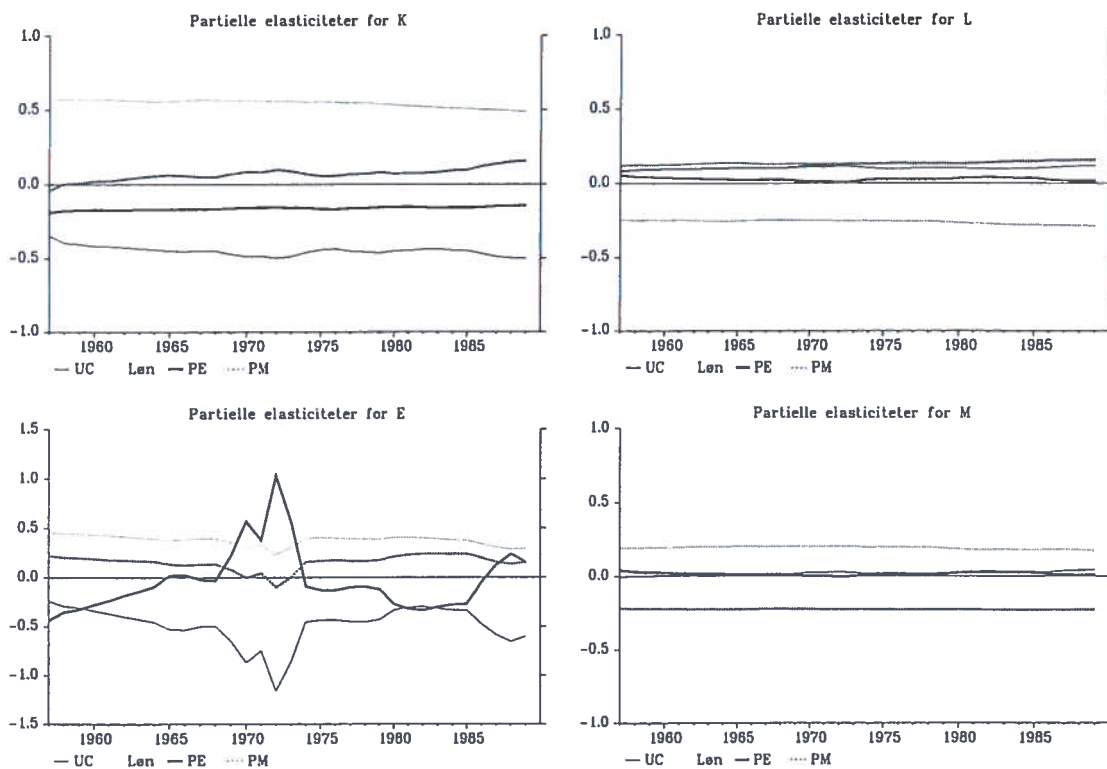
**Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden.
Samlet fremstillingsvirksomhed, translogsystem, tottrinsprocedure.**



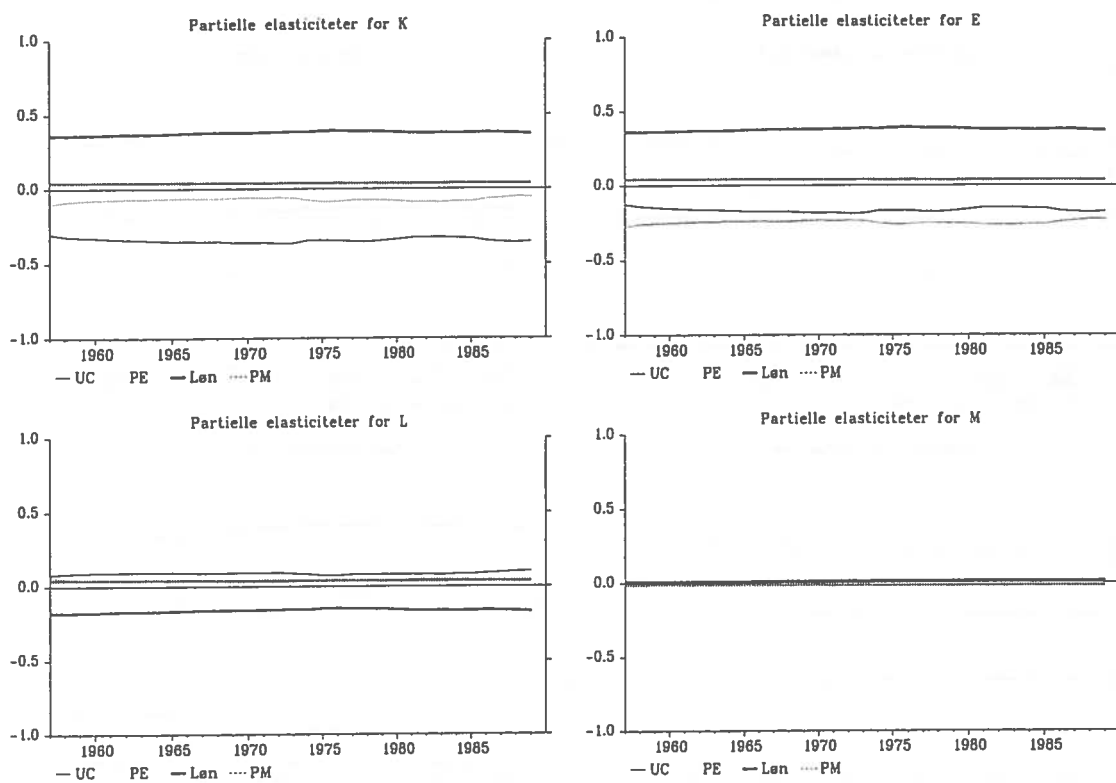
Figur XX Partielle egen- og substitutionselastisiteter i estimationsperioden.
Samlet servicesvirksomhed, translogsystem, ettrinsprocedure.



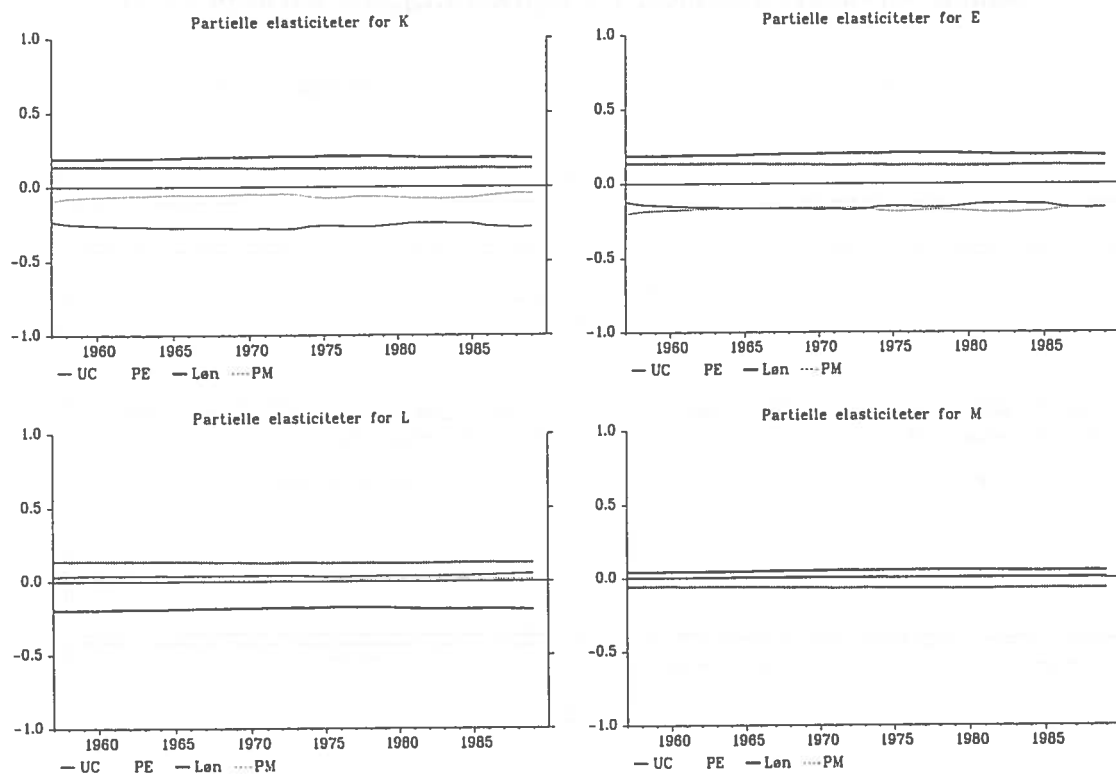
Figur XX Partielle egen- og substitutionselastisiteter i estimationsperioden.
Samlet servicesvirksomhed, translogsystem, tottrinsprocedure.



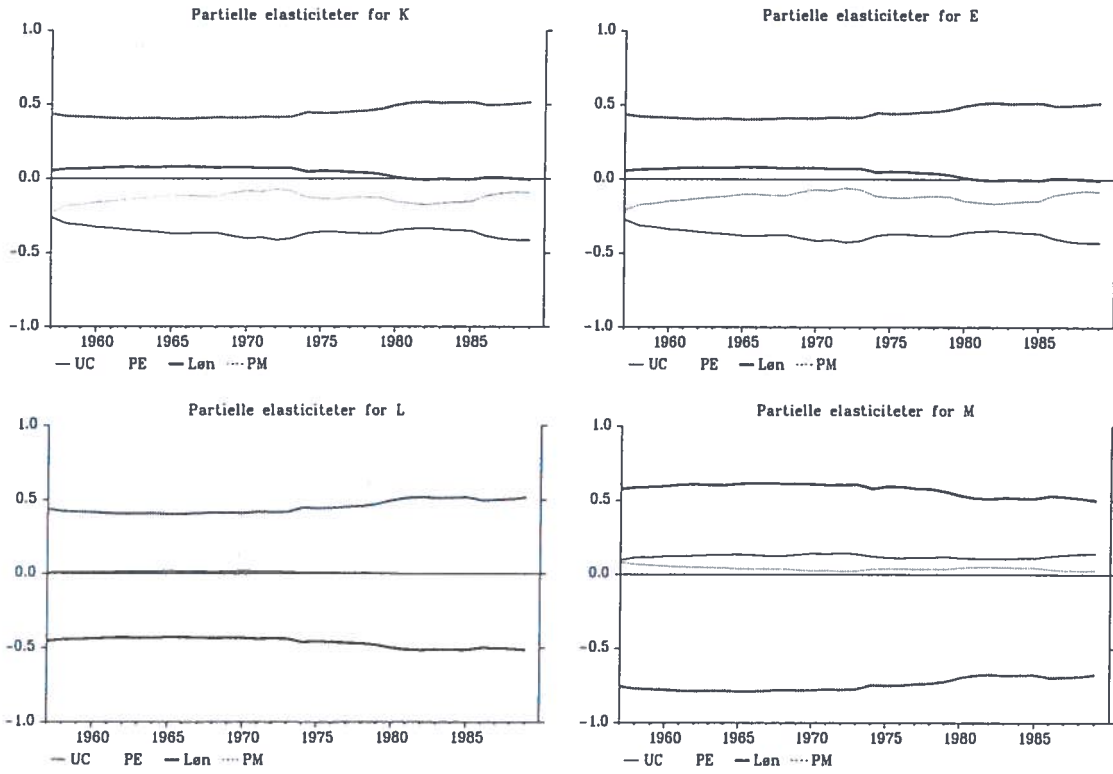
Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden.
Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$, ettrinsprocedure.



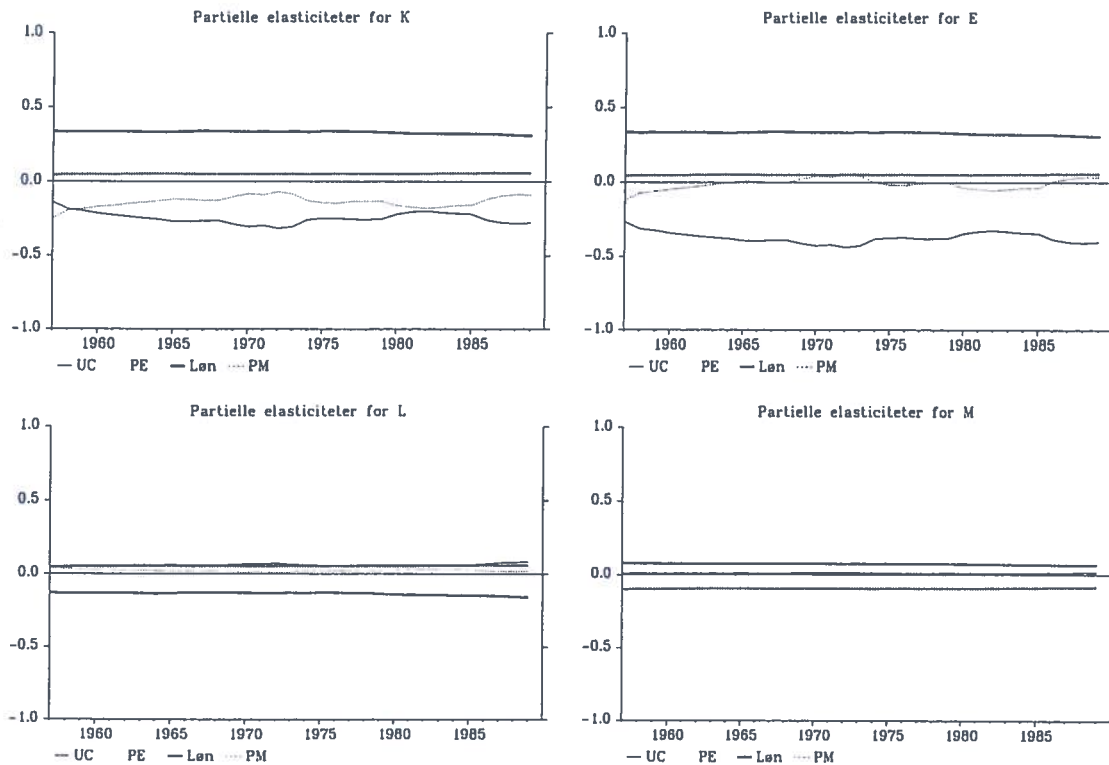
Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden.
Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$, tottrinsprocedure.



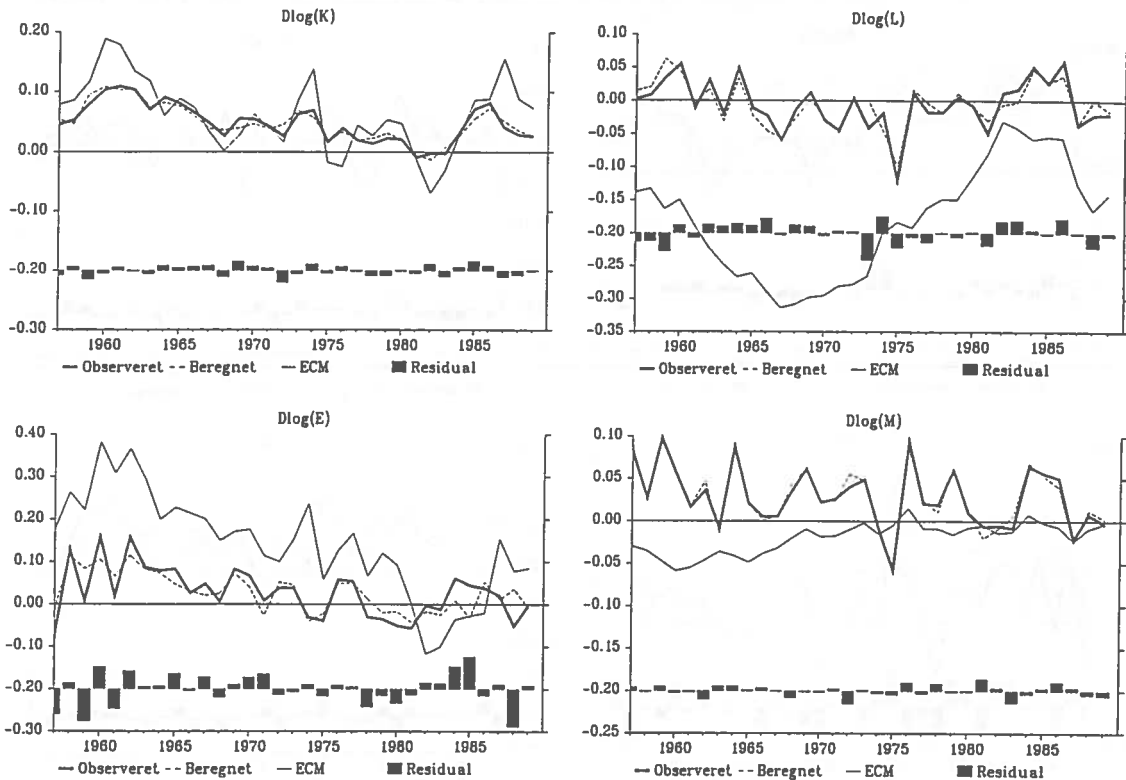
Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden. Samlet servicesvirksomhed, CES $\{[(K,E),L],M\}$, ettrinsprocedure.



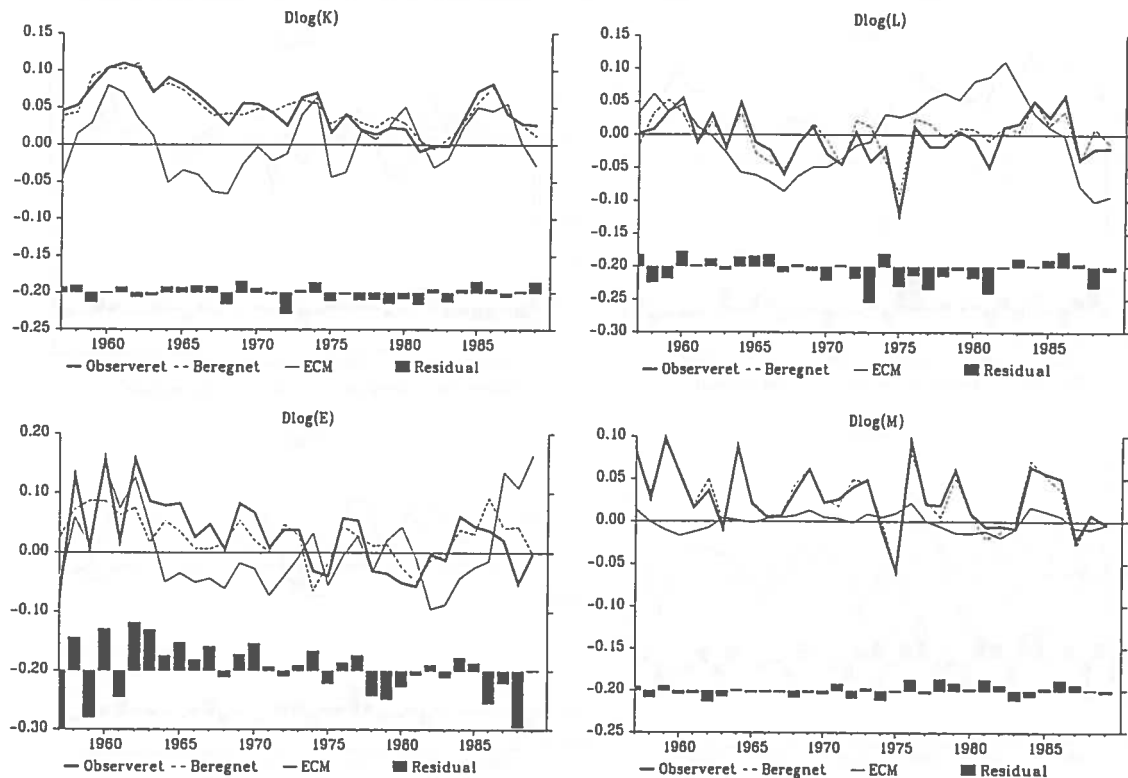
Figur XX Partielle egen- og substitutionselasticiteter i estimationsperioden. Samlet servicesvirksomhed, CES $\{[(K,E),L],M\}$, tottrinsprocedure.



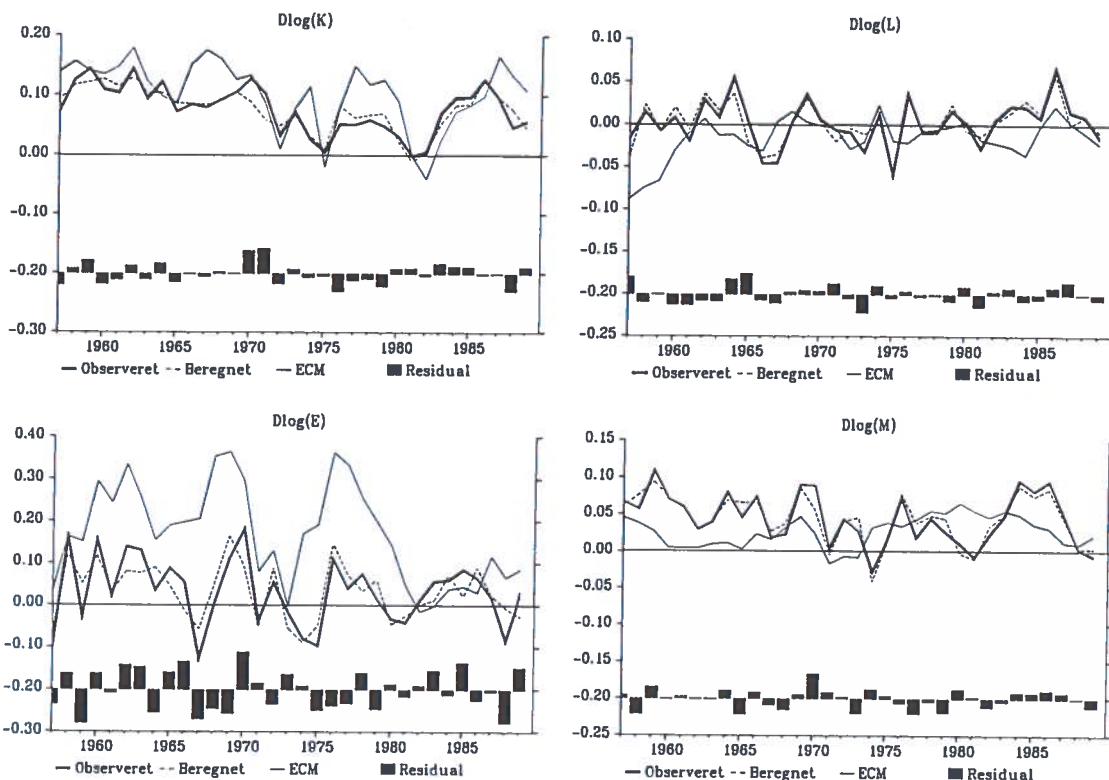
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrektionsled.
Samlet fremstillingsvirksomhed, translogspecifikation, ettrinsprocedure.



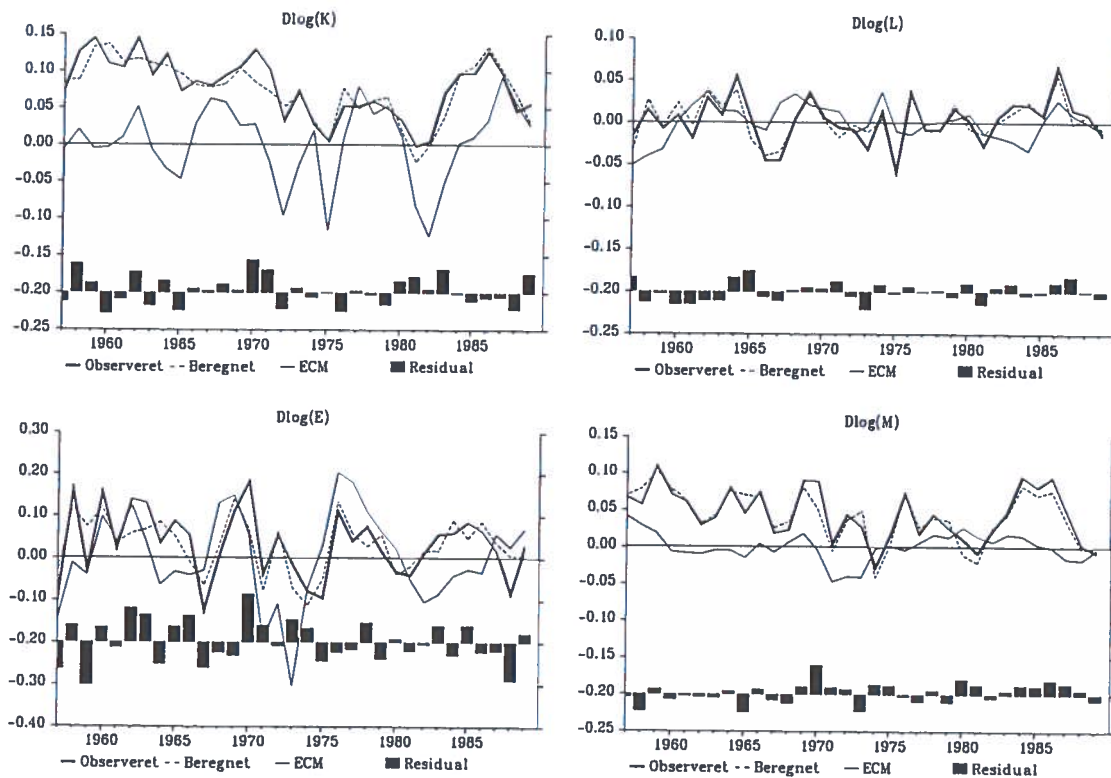
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrektionsled.
Samlet fremstillingsvirksomhed, translogspecifikation, tottrinsprocedure.



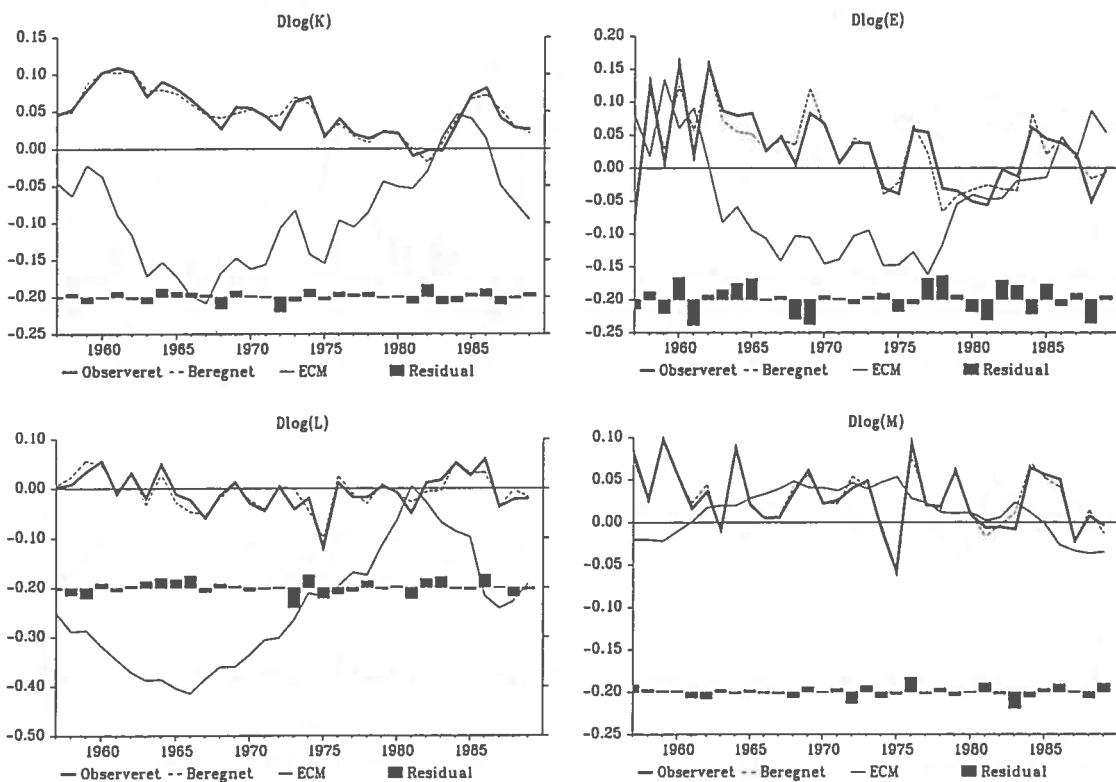
**Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrigeringsled.
Samlet servicesvirksomhed, translogspecifikation, ettrinsprocedure.**



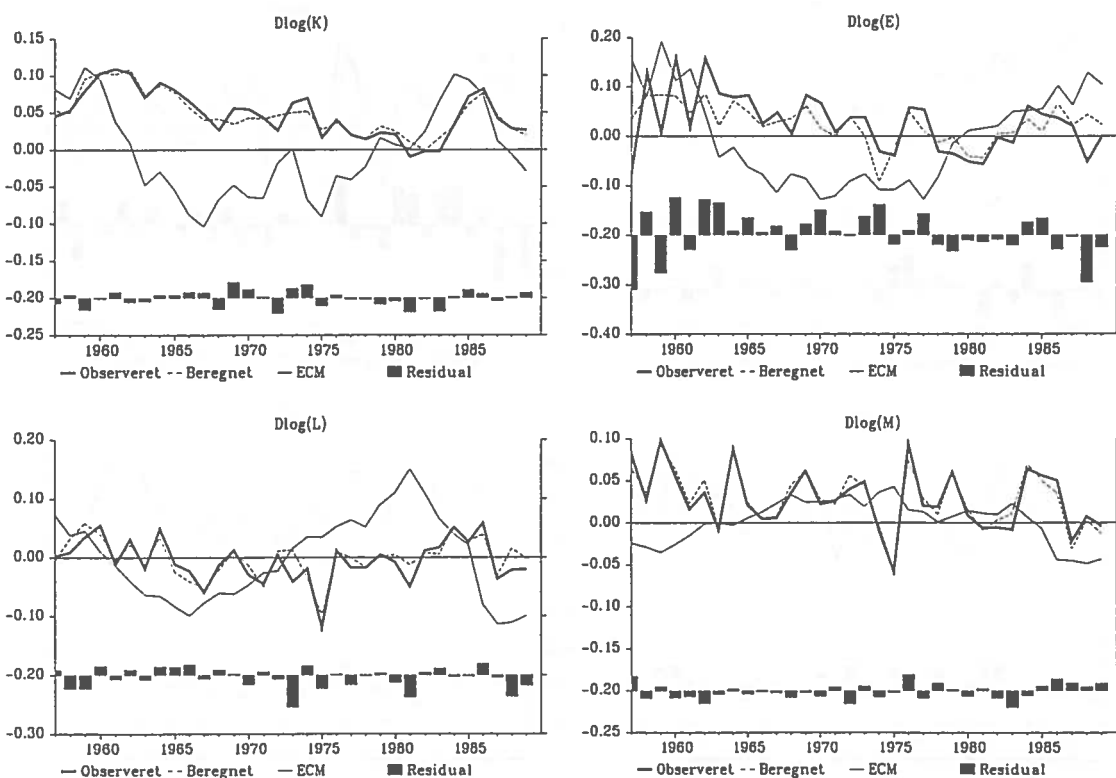
**Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrigeringsled.
Samlet servicesvirksomhed, translogspecifikation, tottrinsprocedure.**



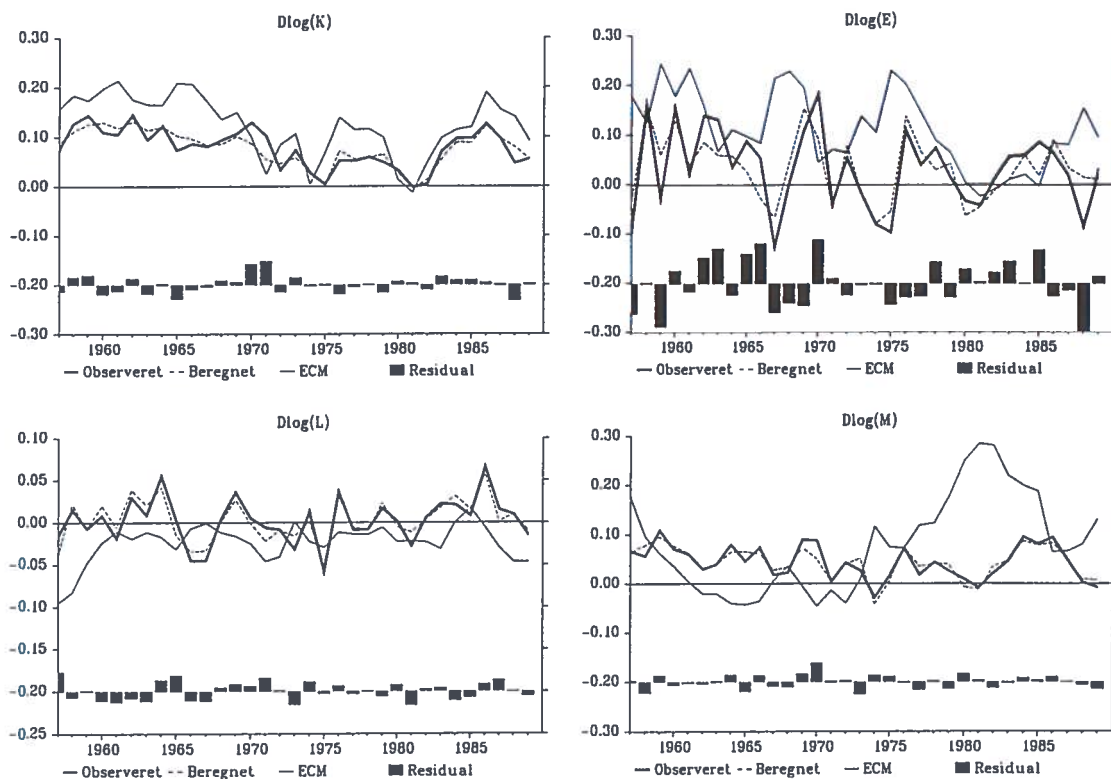
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrigeringsled. Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning, ettrins-procedure.



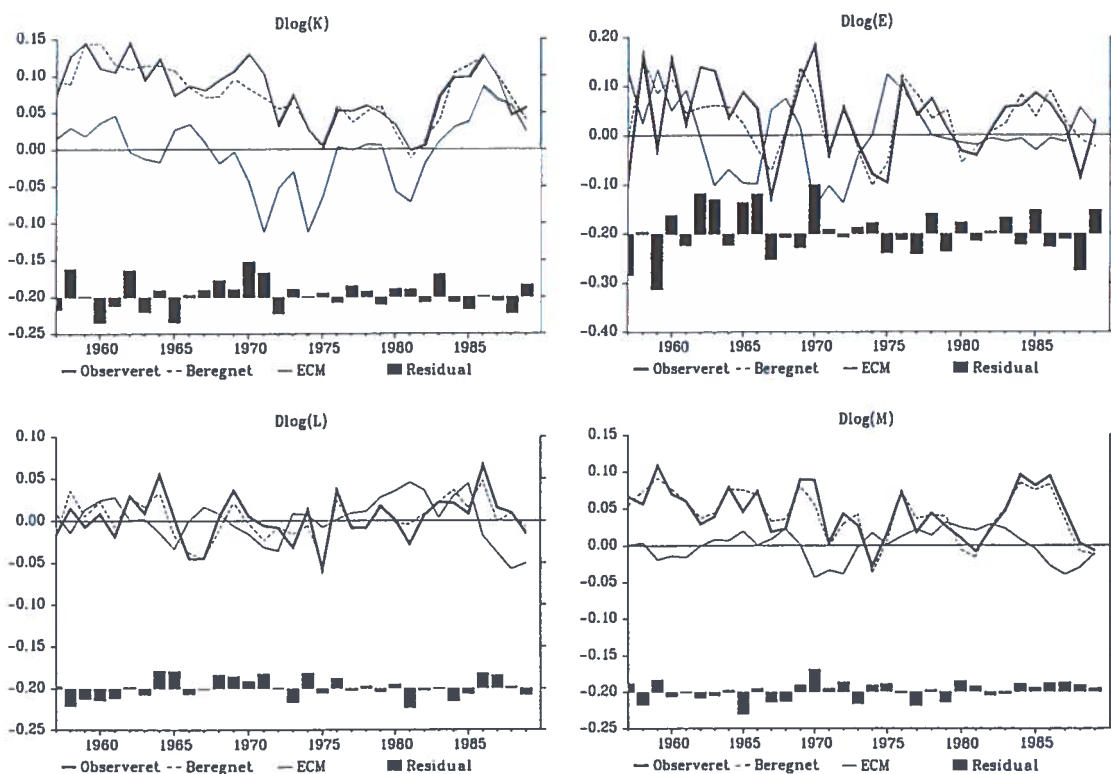
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrigeringsled. Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning, tottrins-procedure.



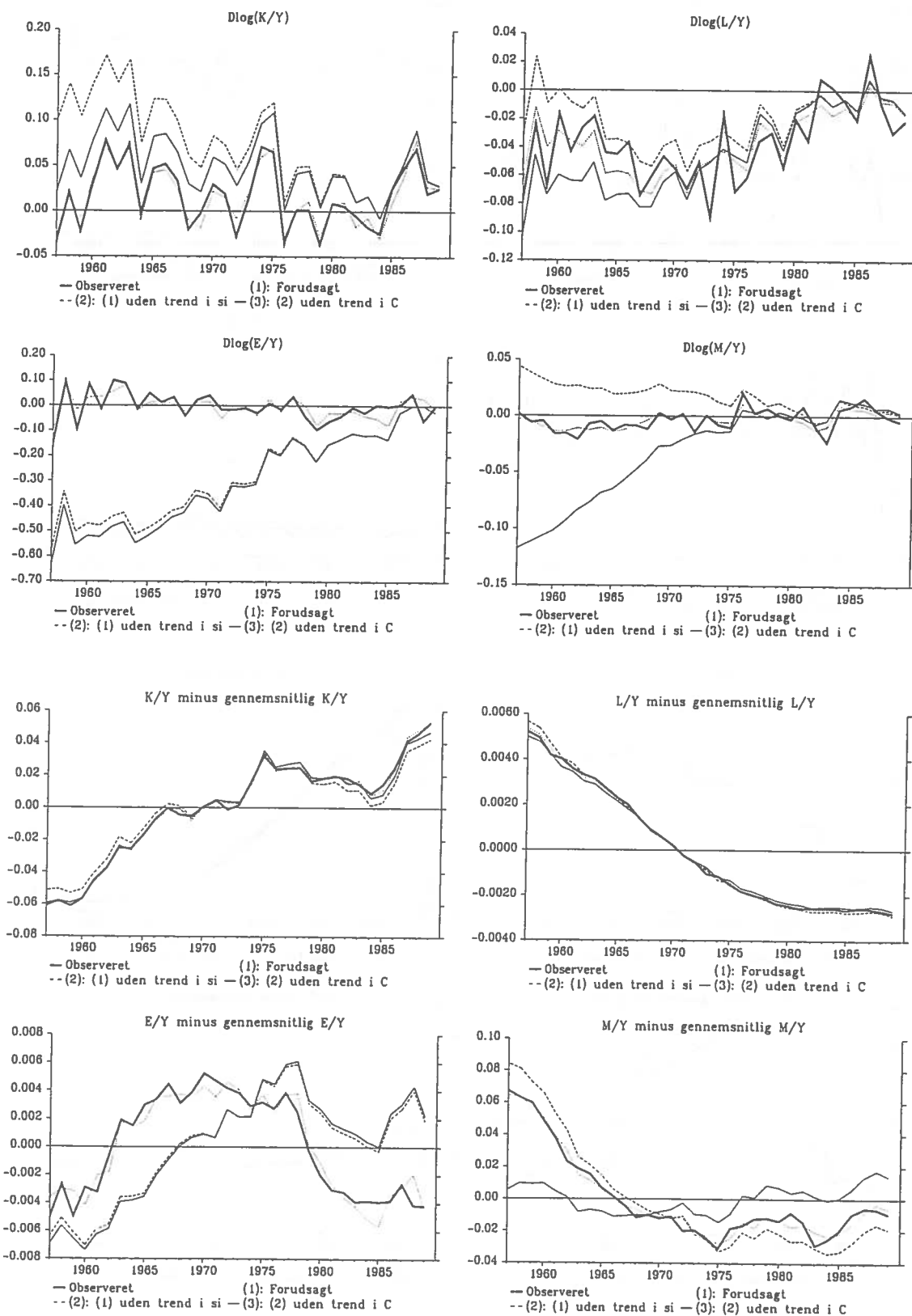
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrektionsled. Samlet servicesvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning, ettrinsprocedure.



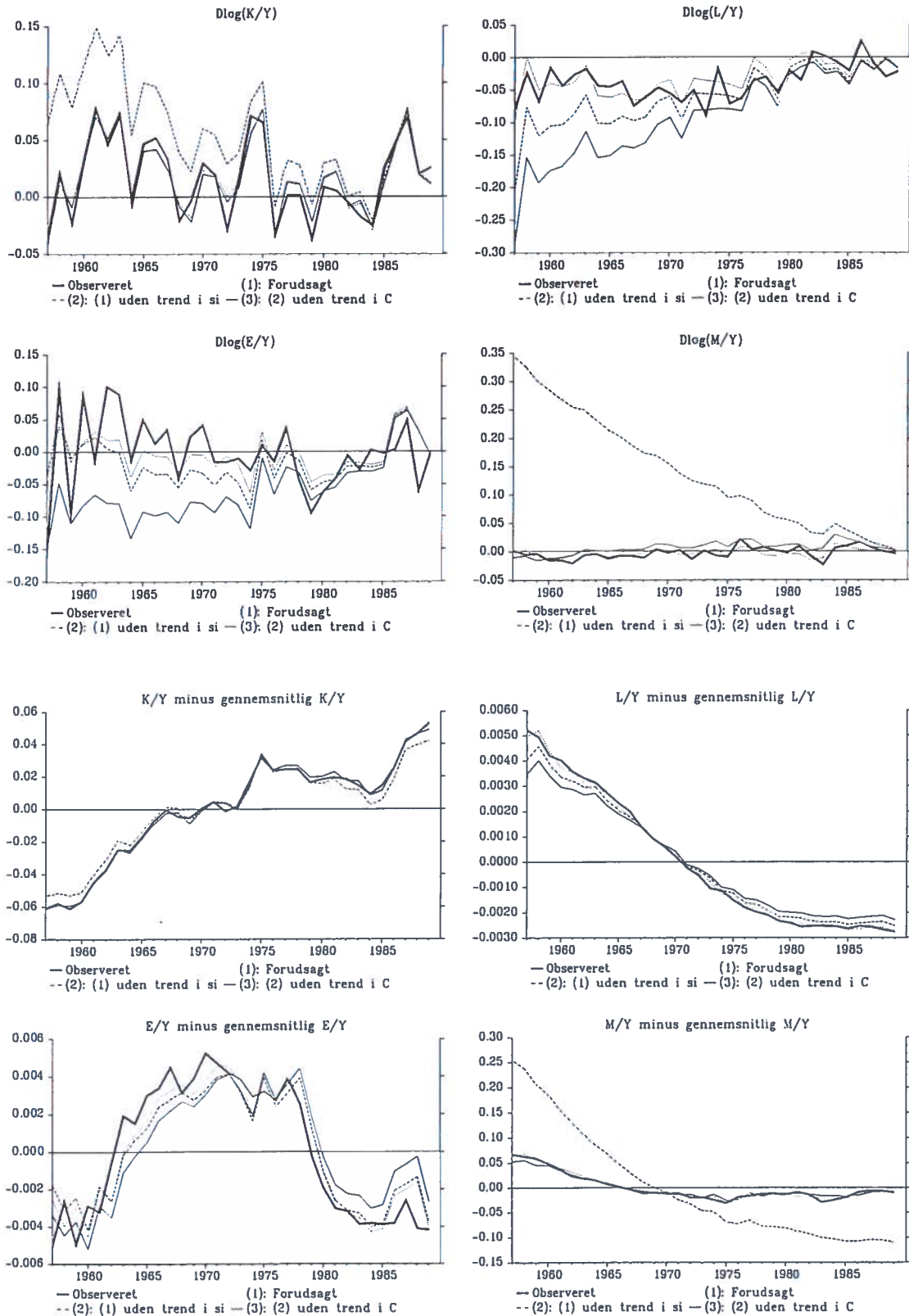
Tabel XX Observerede og forklarede værdier, residualer, samt fejlkorrektionsled. Samlet servicesvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning, tottrinsprocedure.



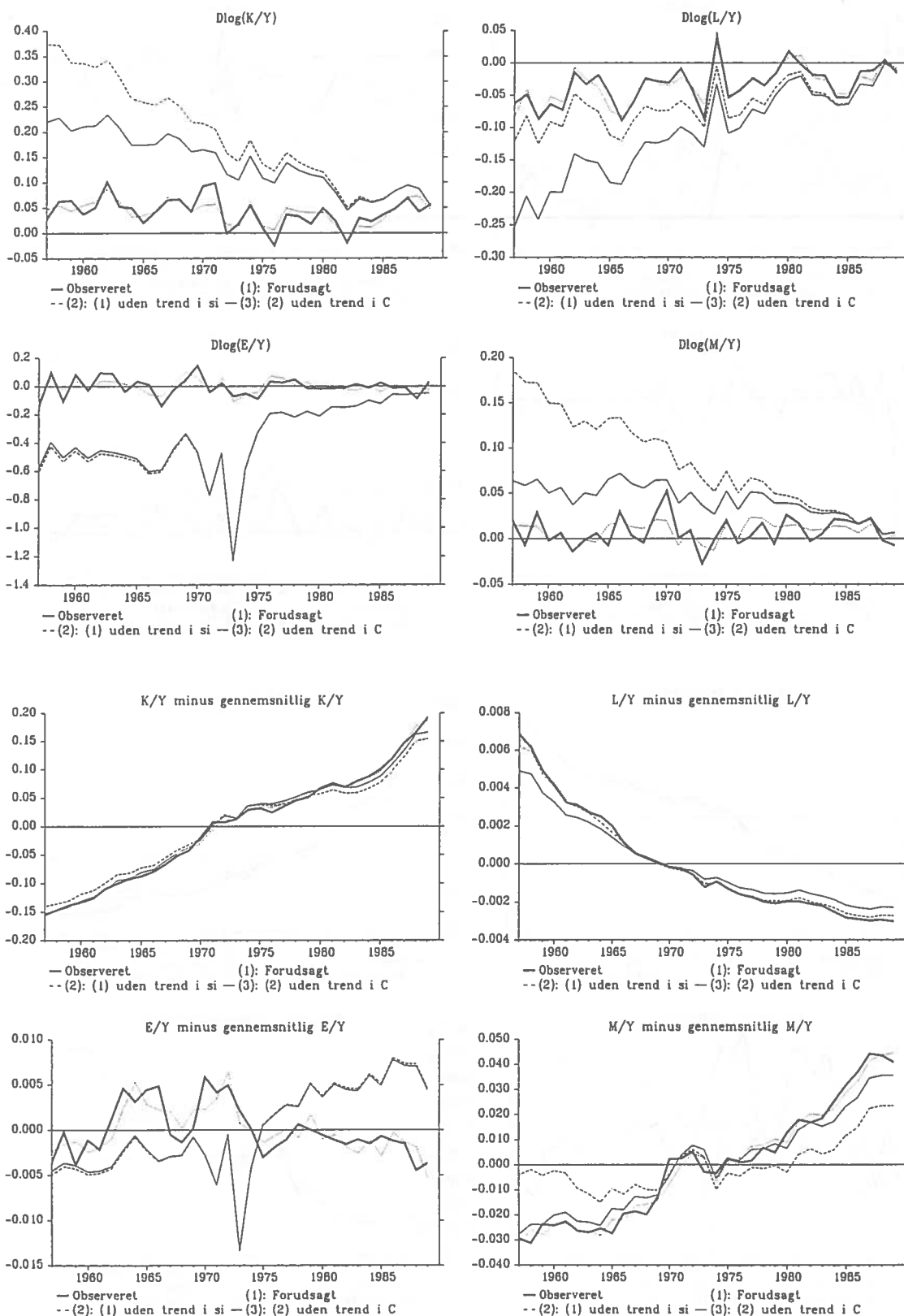
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet fremstillingsvirksomhed, translogsystem, ettrinsprocedure.



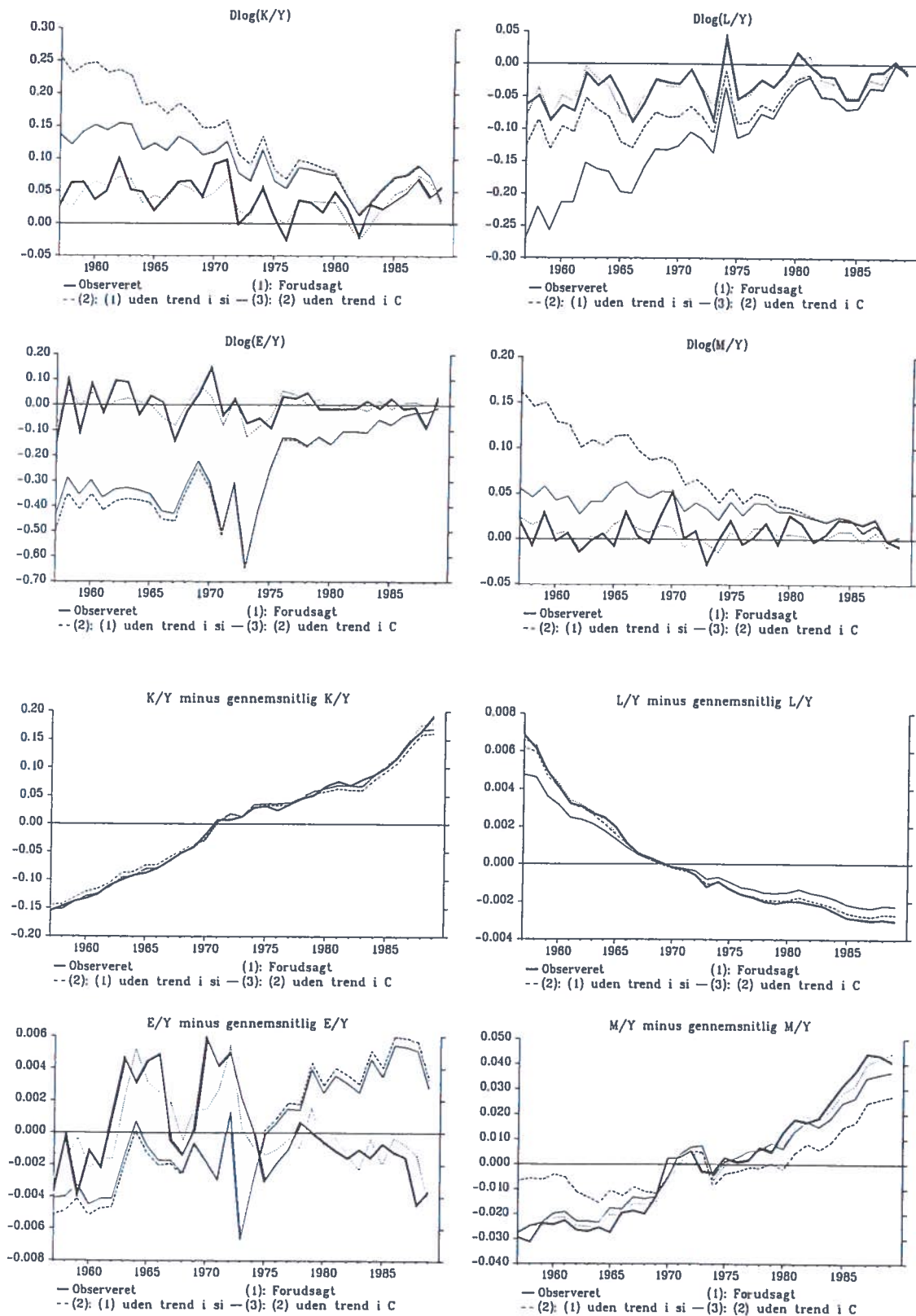
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet fremstillingsvirksomhed, translogsystem, tottrinsprocedure.



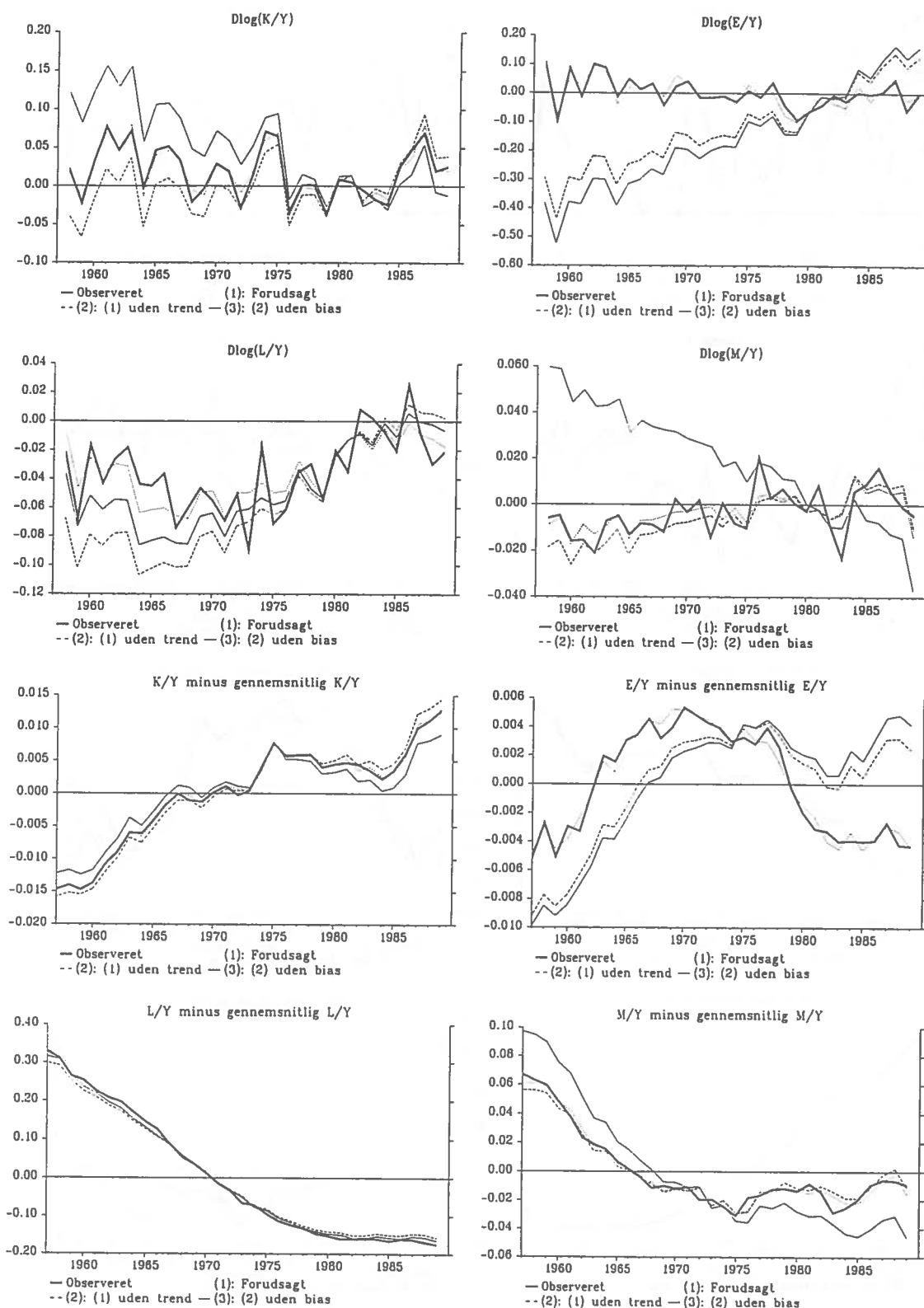
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet servicevirksomhed, translogsystem, ettrinsprocedure.



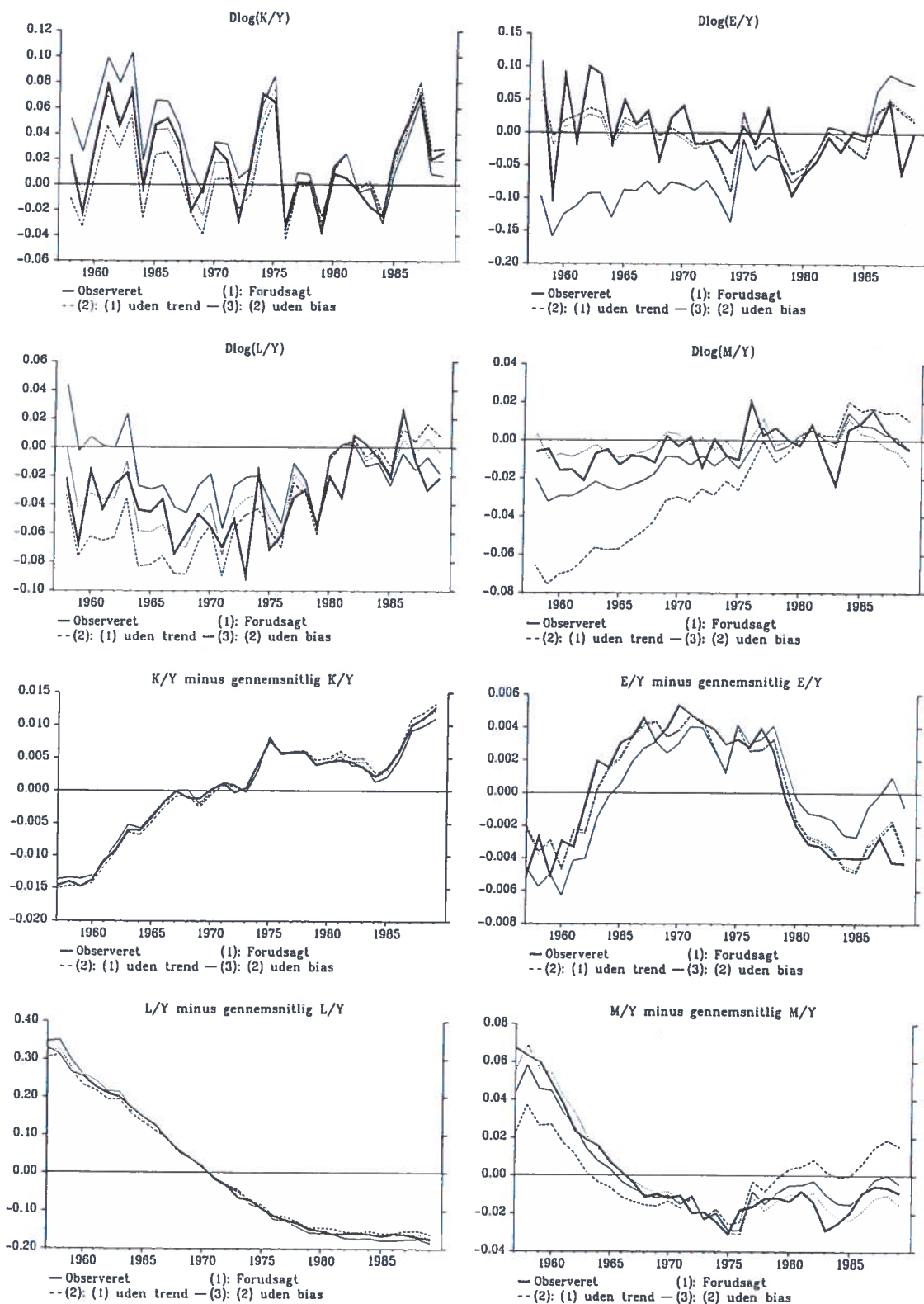
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet servicevirksomhed, translogsystem, tottrinsprocedure.



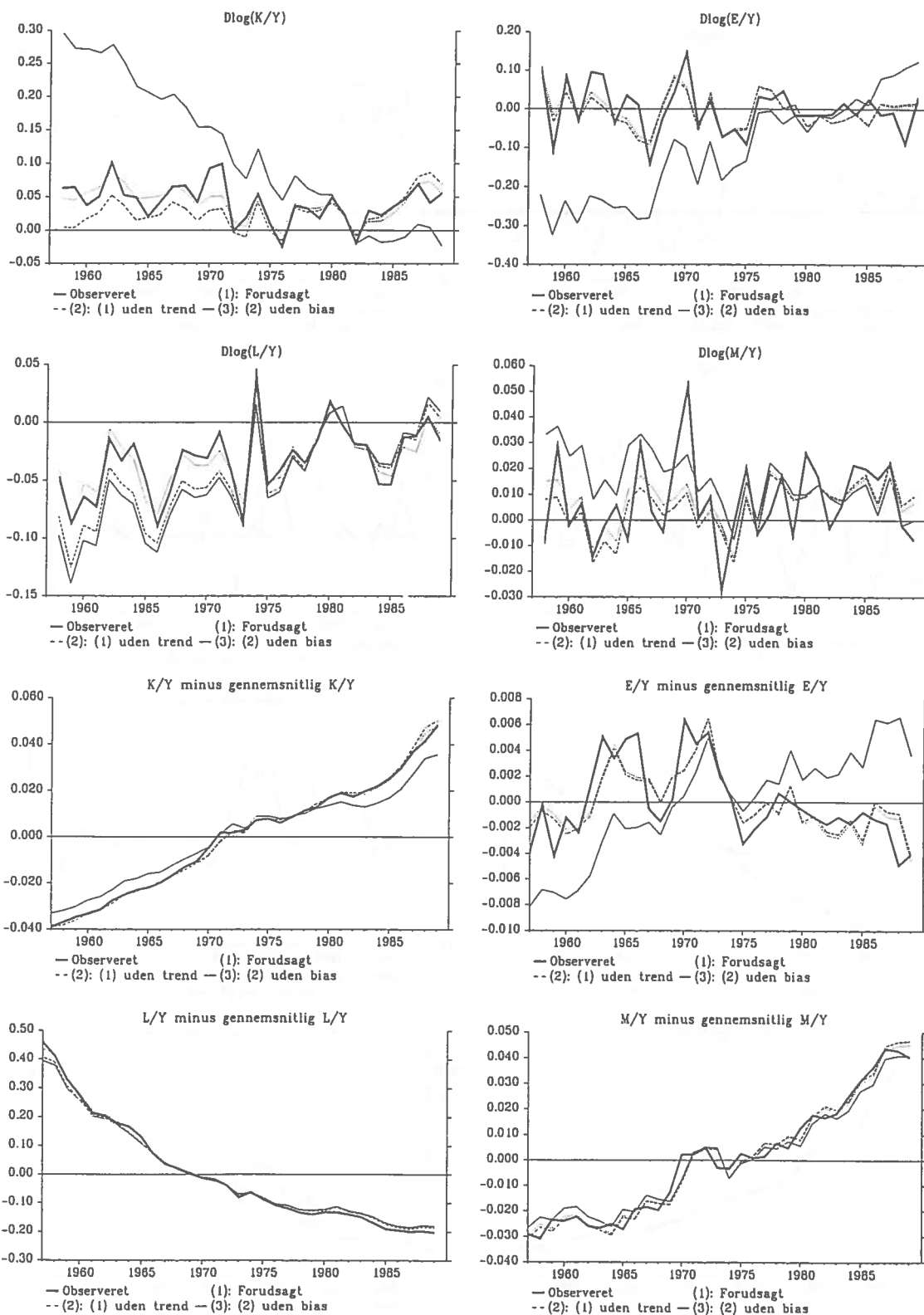
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning ettrinsprocedure.



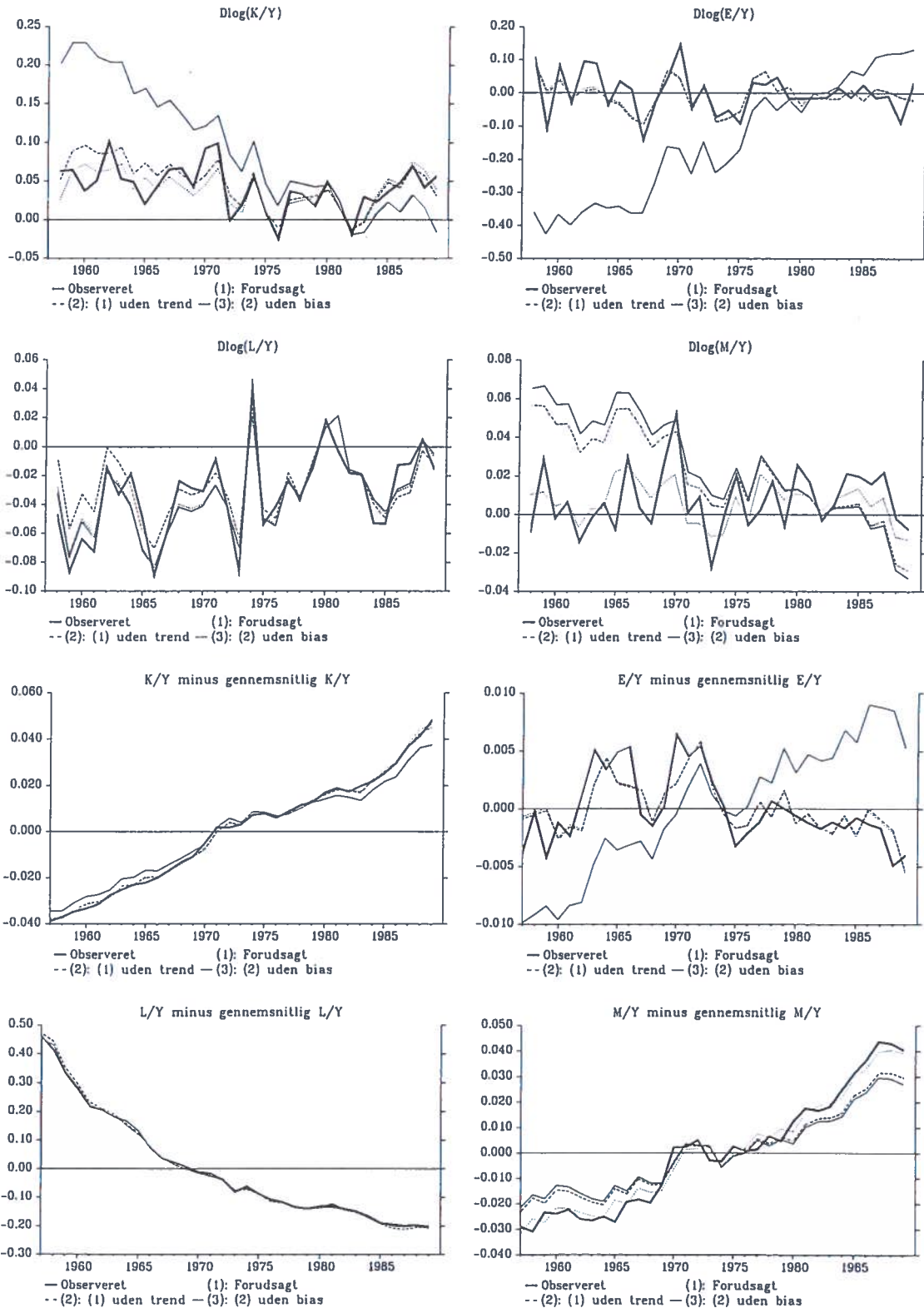
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet fremstillingsvirksomhed, CES $\{(K,E,L),M\}$ -nestning, totrinsprocedure.



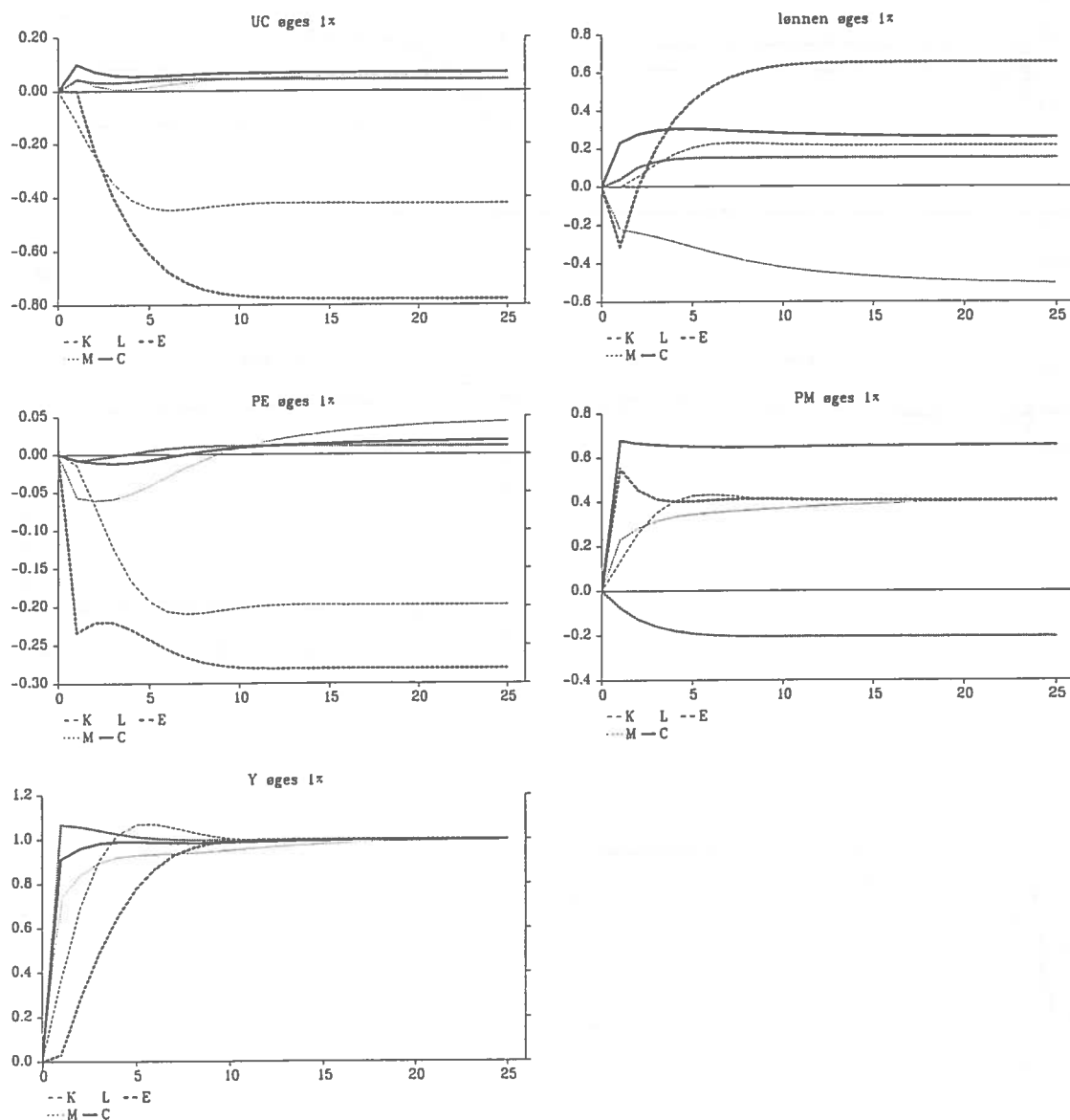
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet servicevirksomhed, CES $\{(K,E),L\}$ -nestning, ettrins-procedure.



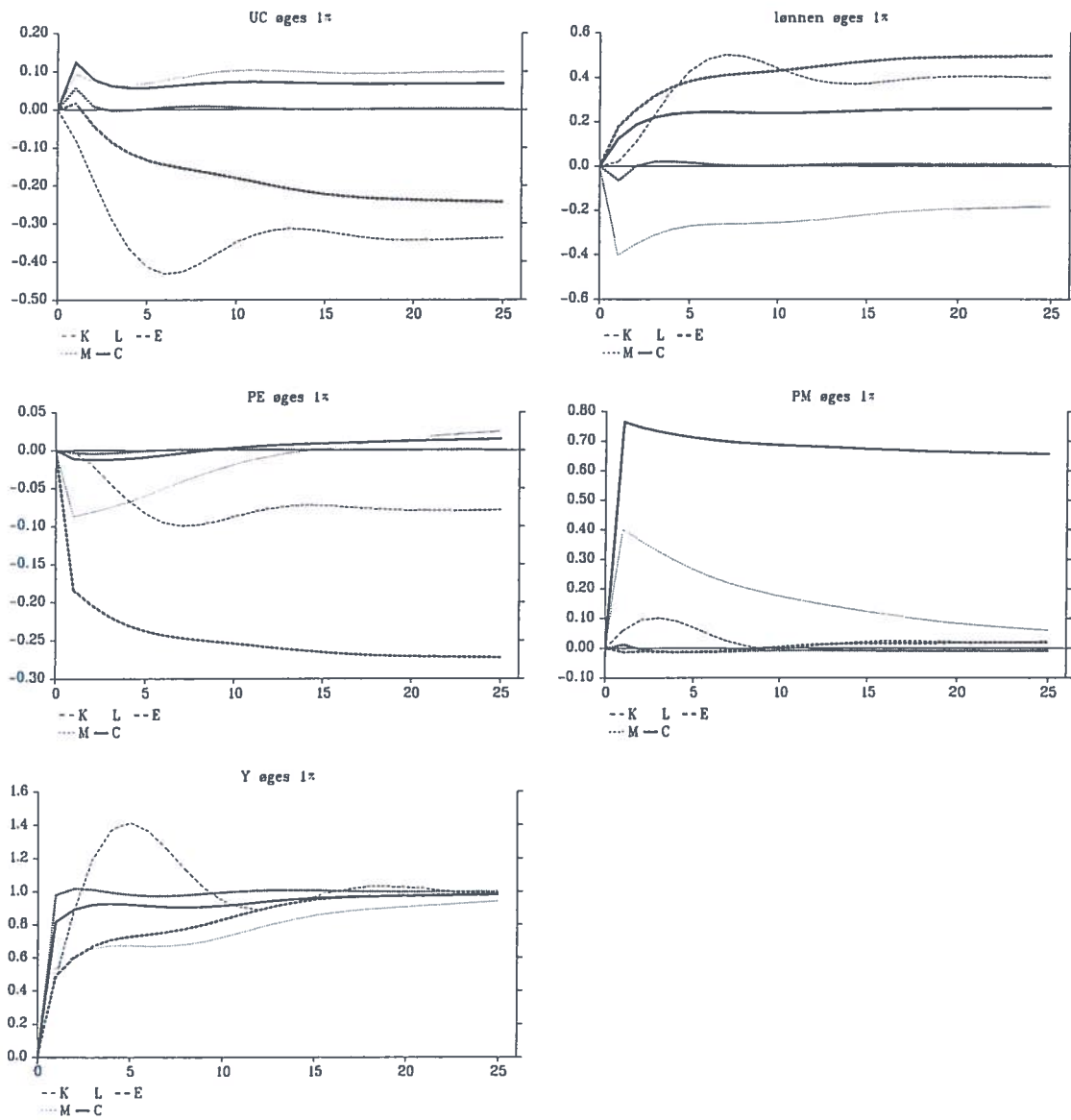
Figur XX Forklaring af gennemsnitlige faktorkvoter, relative ændringer og niveau. Samlet servicevirksomhed, CES $\{(K,E),L\}$ -nestning, tottrins-procedure.



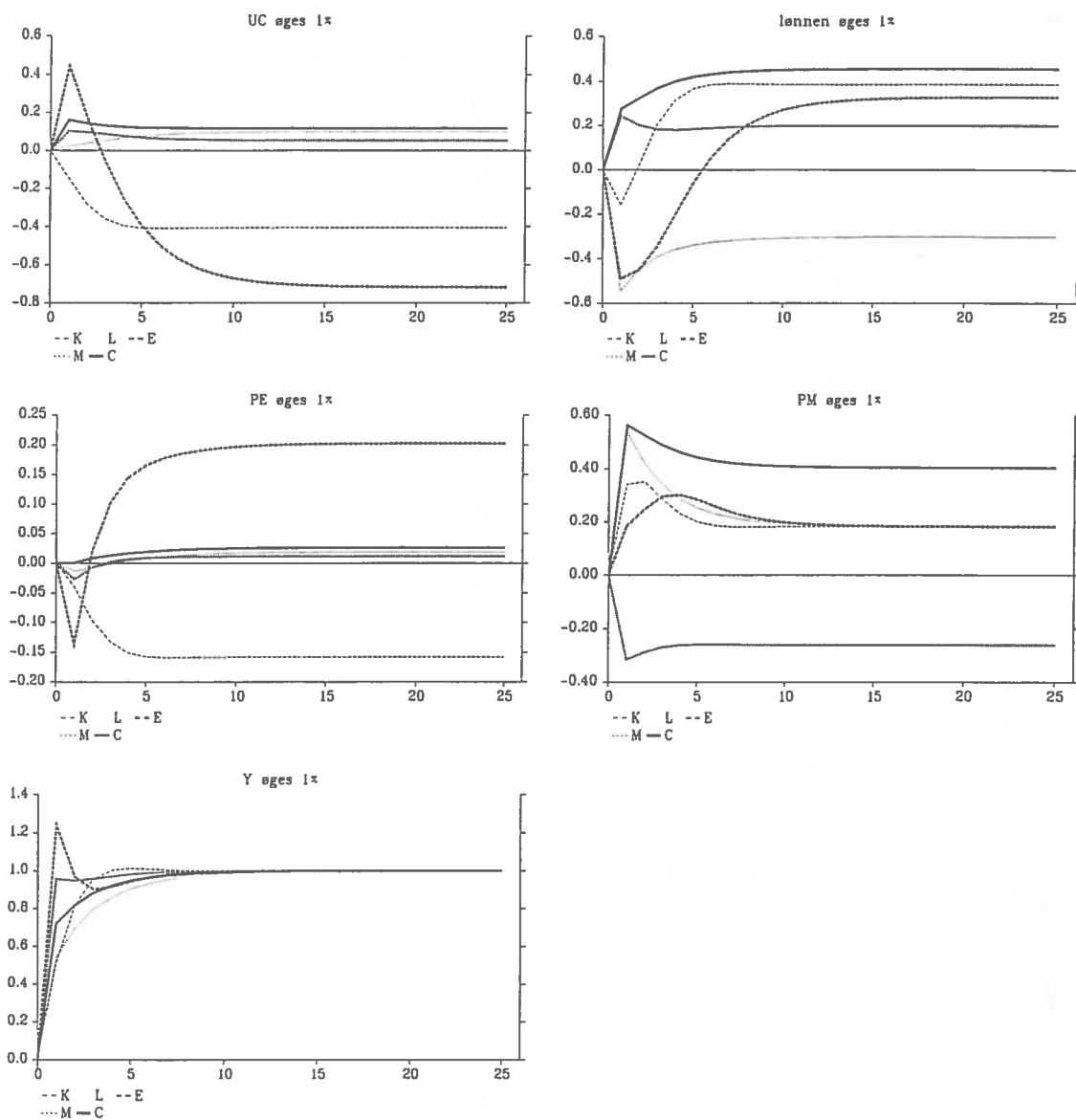
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede translogfaktorefterspørgselssystem, samlet fremstillingsvirksomhed, ettrinsprocedure.



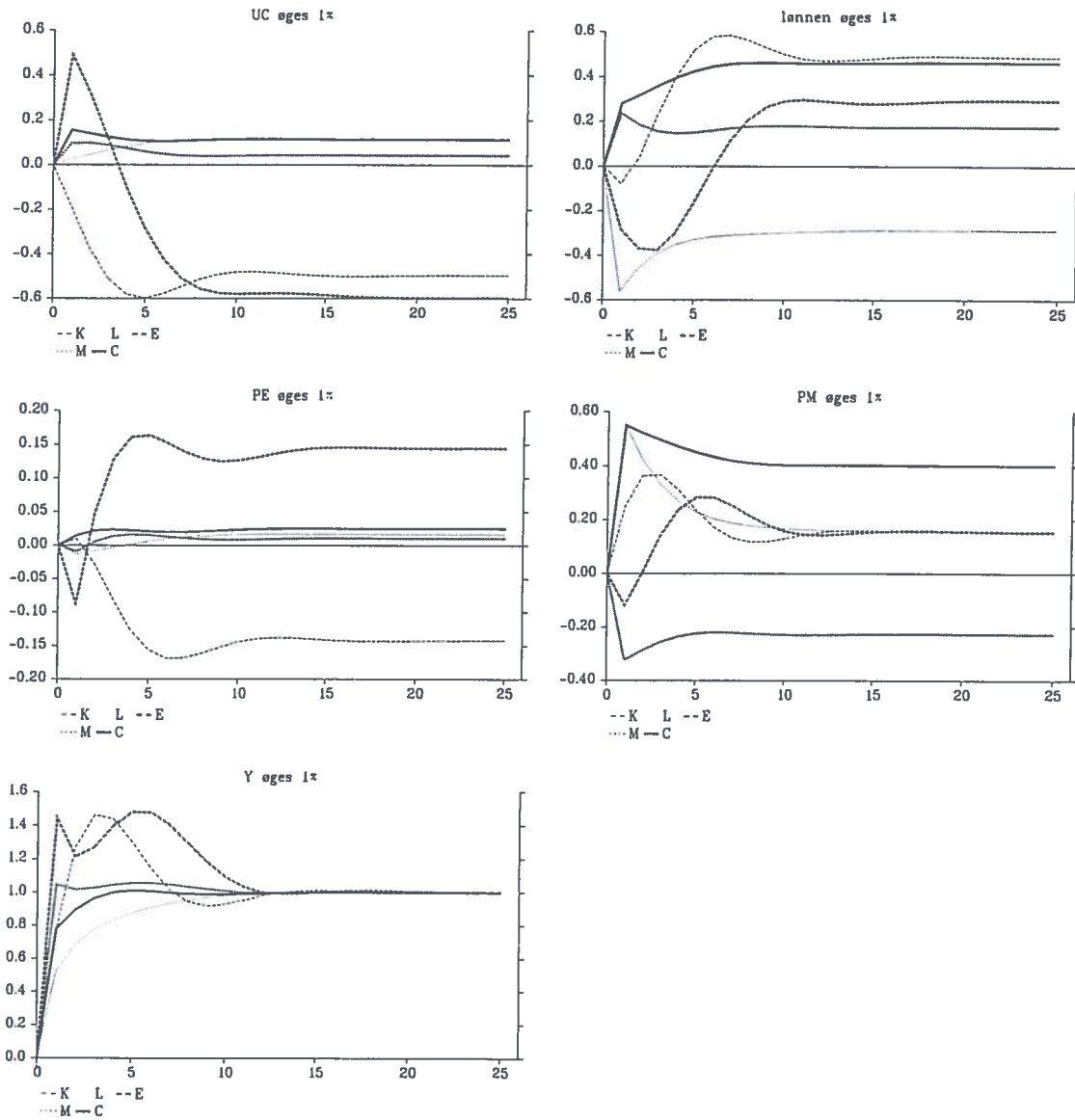
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede translogfaktorefterspørgselssystem, samlet fremstillingsvirksomhed, tottrinsprocedure.



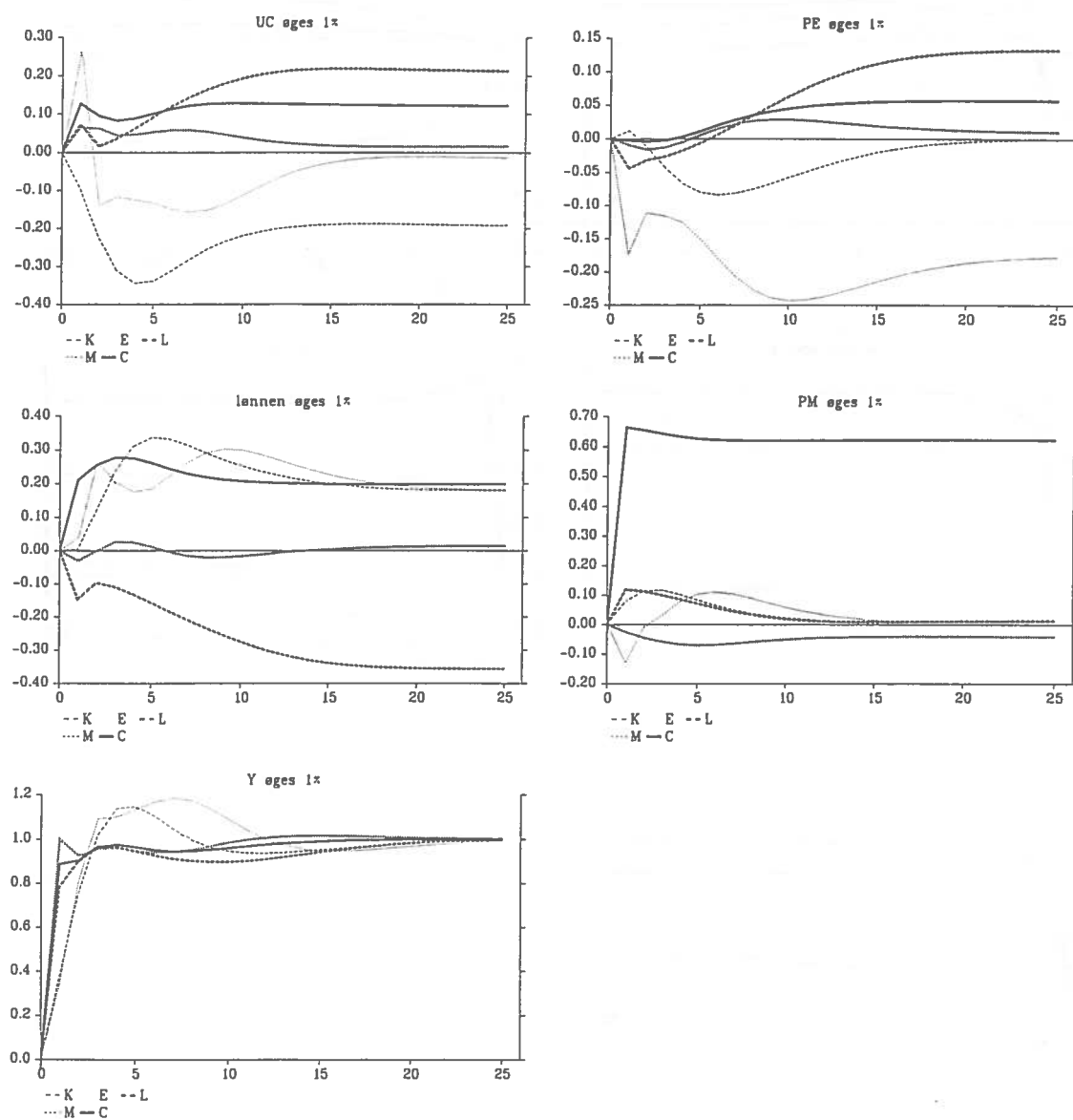
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede translogfaktorefterspørgselssystem, samlet servicevirksomhed, ettrinsprocedure.



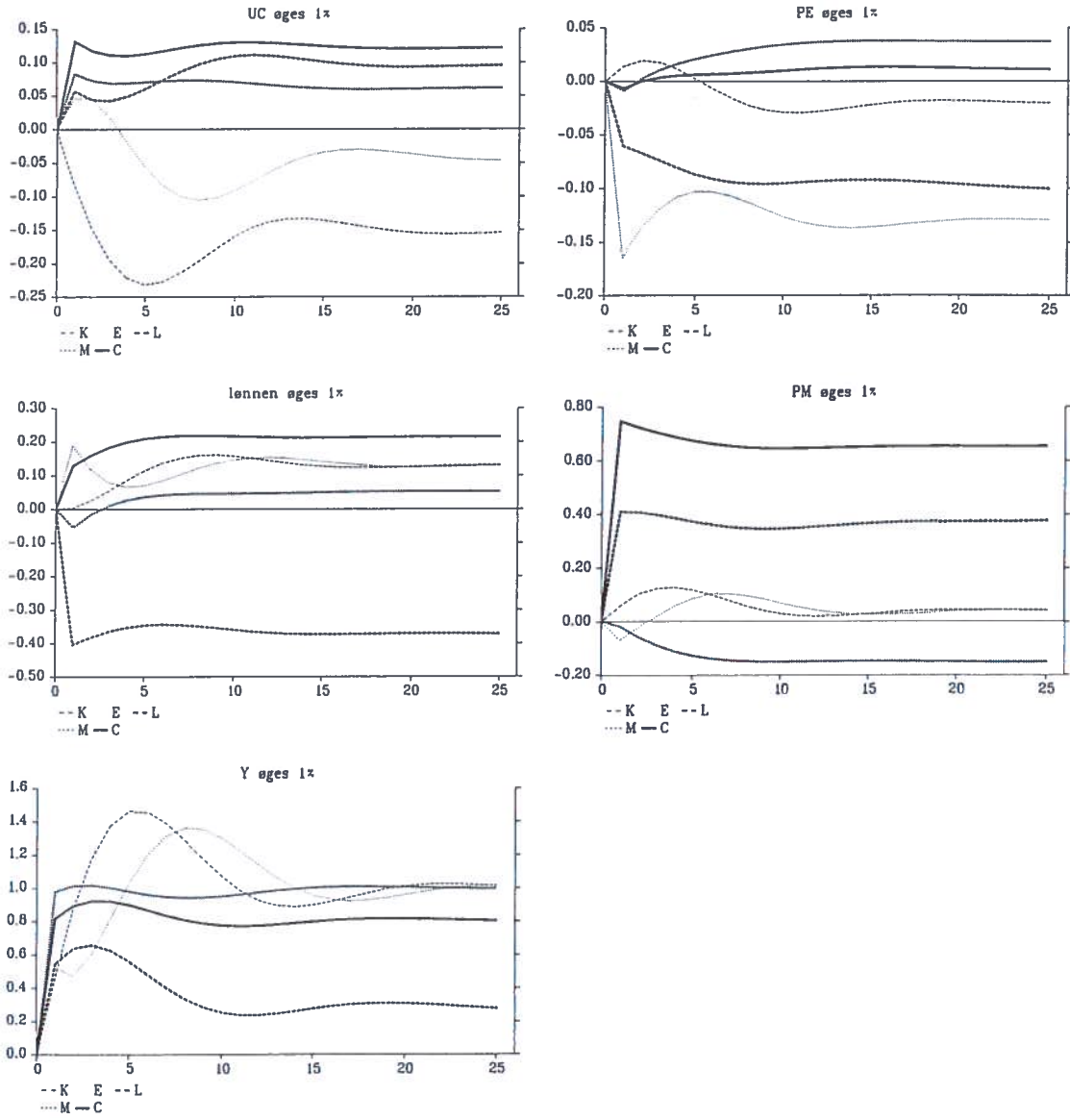
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede translogfaktorefterspørgselssystem, samlet servicevirksomhed, totinsprocedure.



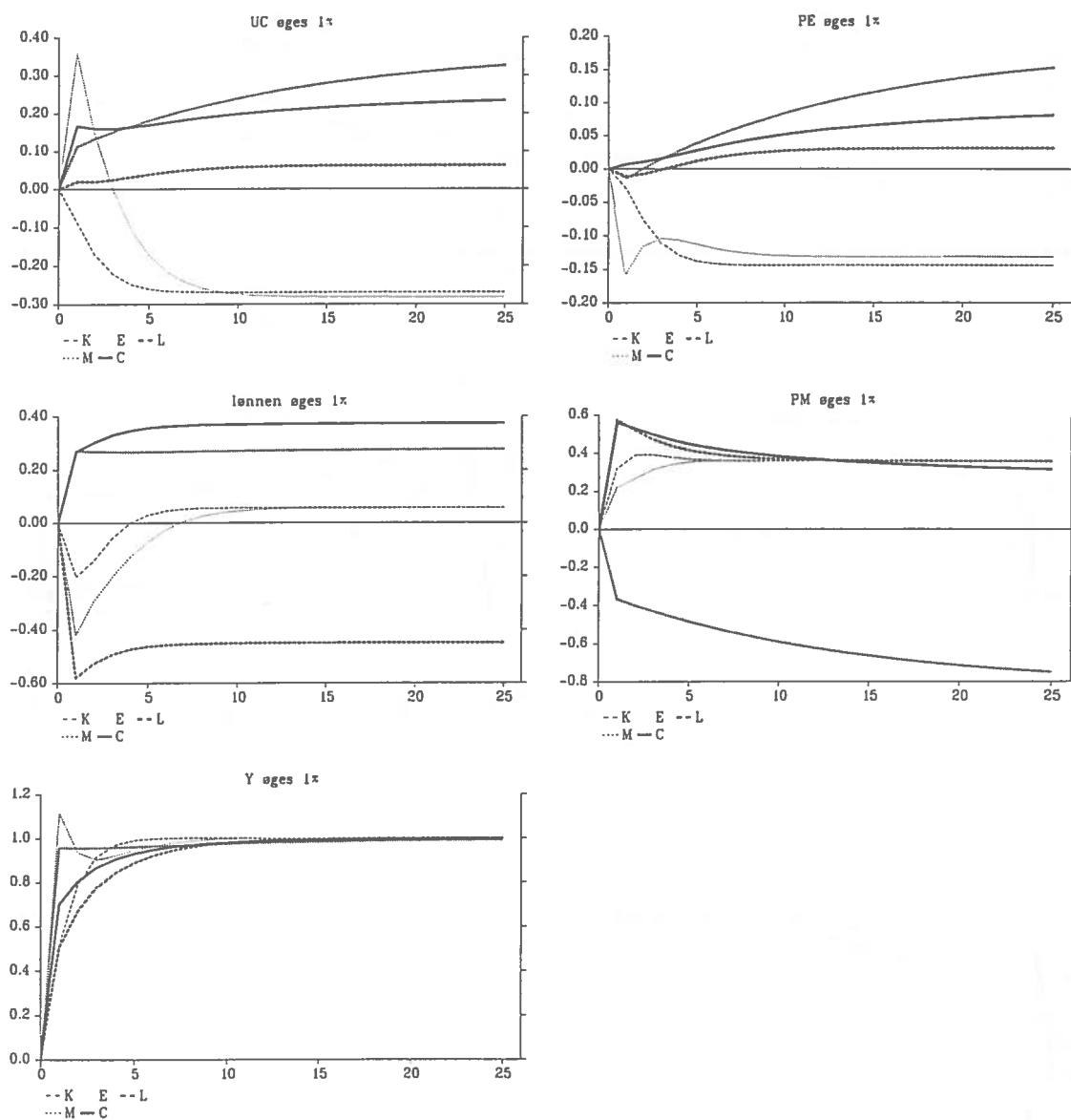
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede CES-system, samlet fremstillingsvirksomhed, ettrinsprocedure, $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning.



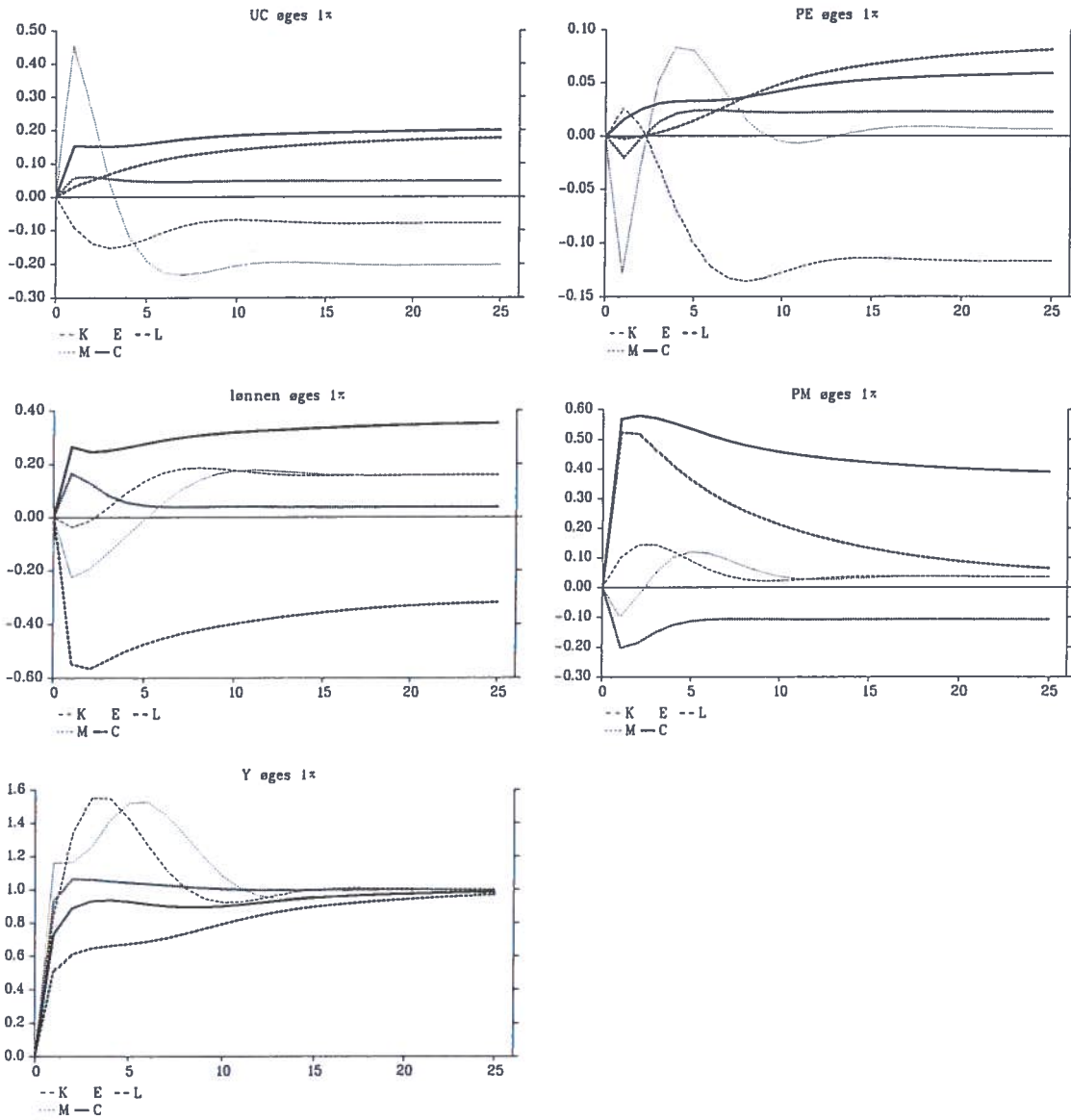
Figur XX. Multiplikatorer i det samlede CES-system, samlet fremstillingsvirksomhed, tottrinsprocedure, $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning.



Figur XX. Multiplikatorer i det samlede CES-system, samlet servicevirksomhed, ettrinsprocedure, $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning.



Figur XX. Multiplikatorer i det samlede CES-system, samlet servicevirksomhed, tottrinsprocedure, $\{(K,E),L\},M\}$ -nestning.



Problemet med cyklisk tilpasning af faktorniveauerne.

Der er som det klart er fremgået af det tidligere, problemer med den dynamiske tilpasningsproces. Også uforudsete i form af den cykliske tilpasningsproces. Der er ligefrem god latin i kointegrationskredse, at tage udgangspunkt i en VAR(2)-model sådan som der er gjort her. Begrundelsen er, også som her, at dette er tilstrækkelig generel en dynamik til at sikre pæne residualer. Det er imidlertid typisk, at de fleste af studier af VAR-modeller ikke koncentrerer sig om den dynamiske tilpasningsproces og multiplikatoregenskaber: Impulse-Response-analyser. Gjorde man det, ville man opdage, at det er endda meget svært at undgå cyklisk tilpasning i niveauerne, hvis man har taget udbgangspunkt i en VAR(2)-model. Fejlkorrigeringsmodellen formuleret i logændringer bliver en 1. ordens differensligning; men (log-) niveauligningen bliver en 2. ordens differensligning. Som det fremgår af nedenstående tabel, giver plausible værdier af fejlkorrigeringskoefficient og koefficient til lagget endogen cykliske tilpasning.

Tabel xx Analyse af komplekse rødder i VAR(2) processen for kapitalapparatet, diskriminant i karakteristiske polynomium.

	K_E^K			
K_K^x	0	0,1	0,2	0,3
0,2	0,64	0,41	0,2	0,01
0,4	0,36	0,09	-0,16	-0,39
0,6	0,16	-0,15	-0,44	0,71
0,8	0,04	-0,31	-0,64	-0,95
0,9	0,01	-0,36	-0,71	-1,04
0,95	0,00	-0,38	-0,74	-1,08

Det kan måske være rimeligt for visse økonomiske tidsserier at udvise et sådant forløb; men i hvert fald ikke for kapitalapparatet.

Litteraturliste

Berndt, E. R., Hall Hall Haussman,...

Berndt, E. R., M. A. Fuss and L. Waverman, 1977. Dynamic Models of the Industrial Demand for Energy. *Research Report from Electric Research Institute, Palo Alto, Research Project 693-1.*

Berndt, E. R., M. A. Fuss and L. Waverman, 1980. Dynamic Adjustment Models of Industrial Energy Demand: Emperical Analysis for US manufacturing, 1947-1974. *Research Report from Electric Research Institute, Palo Alto, Research Project 693-1.*

Berndt, E. R. and N. E. Savin, 1975. Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Desturbances. *Econometrica*, p. 937-957.

Bodkin, R. G. and L. R. Klein, 1967. Nonlinear Estimation of Aggregate Production Functions. *Review of Economics and Statistics*, p. 28-44.

Engle, R. and C. W. Granger, 1987.

Johansen, S., 1989. Cointegration in Partial Systems, and the Efficiency of Single Equation Analysis. Working Paper, Institute og Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

Lesuis, P. J. J., 1991. *Production Functions for the Dutch Economy - A Sectoral Approach.* Eburon Delft, Delft.

Prywes, M., 1981. *A Nested Approach to Capital Energy Consumption.* Ph.D.-dissertation, University of Pennsylvania.

Walfridson, B., 1987. Dynamic models of Factor Demand: An Application to Swedish Industry. *Economiska Studier nr. 18*, Nationalekonomiske Institutionen, Handelshøgskolan vid Gøteborgs Universitet.