

Endnu mere om faktorefterspørgslen

Resumé:

Indledningsvis gennemgås dynamikken i kapital- og arbejdskraftligningen. Kapitalligningen specificeres, som tidligere foreslået, som fejlkorrektionskorrektur med autokorrelationskorrektur. Beskæftigelsesligningen specificeres som et glidende gennemsnit i den nødvendige arbejdskraft (L^+), idet der også her er behov for en korrektur for autokorrelation. I beskæftigelsesligningen foreslås endvidere introduceret kortsigtede effekter af ændringer i arbejdstiden; disse effekter introduceres således, at de kan opfattes som en pendant til de traditionelle labour-hoarding-effekter.

Betydningen af det udnyttelseskorrigerede kapitalapparat, K -hat, diskuteres endnu en gang; bl.a. analyseres marginalomkostninger samt effekterne på L^+ . Det vises, at anvendelsen af K -hat flytter den reelle undergrænse for K nedad. Herved kan mindre værdier af σ anvendes. Det anbefales under alle omstændigheder at undgå meget små værdier af σ (fx under 0.10); hvis K -hat ikke anvendes, kræves sandsynligvis en lidt højere undergrænse (fx 0.20).

Det vises, at estimationsresultaterne ikke er særligt følsomme overfor antagelsen om afskrivningsraten i K , og at der er brug for en trend i K -ligningen.

Der skitseres nogle praktiske "succes-kriterier" for, hvornår de konkrete estimationsresultater bør anses for tilfredsstillende, og der anvises forslag til løsninger, hvis de ikke er det. I praksis kan der blive tale om afvejning mellem forskellige hensyn.

Estimationer for xx , nf , nk , nm , nq , qh og b -erhvervene vises. Disse estimationer er generelt tilfredsstillende og kan opfattes som "næsten endelige". Substitutionselasticiteterne i disse erhverv varierer fra 0.15 til 0.70, med et vægtet gennemsnit omkring 0.45.

mereII.wp

Nøgleord: faktorefterspørgsel dynamik arbejdskraft autokorrelation labour-hoarding modelegenskaber data trend afskrivninger kapitalapparat

1. Indledning og opsummering

I dette papir samles op på en række forskellige ting omkring den nøjagtige specifikation af faktorefterspørgslen.

I *afsnit 2* beskrives valget af dynamik i kapitalligningen kort. Egenskaberne illustreres bl.a. ved stiliserede fremskrivninger fra uligevægt.

Afsnit 3 indeholder en lidt længere beskrivelse af mulighederne for dynamik i arbejdskraftligningen. Også her illustreres, hvorledes tilpasningen fra uligevægt i en historisk databank forløber, og der vises estimationsresultater. Valget står mellem en traditionel fejlkorrektionsmodel, der i nogle erhverv har meget lange tilpasningstid, og en model, hvor tilpasningen tvinges til at være foretaget efter 2 år. Hensynet til modegenskaber taler for den sidstnævnte, der dog må suppleres med en korrektion for autokorrelation for at opnå tilfredsstillende statistiske egenskaber.

Afsnit 4 indeholder forsøg på at introducere effekter af arbejdstidsændringer. Forskellige muligheder diskuteres, og det vises vha. estimationer, at effekter, der implicerer, at timeproduktiviteten på kort sigt påvirkes af ændringer i arbejdstiden, med fordel kan indarbejdes i ligningen for arbejdskraften.

I *afsnit 5* diskuteres problemerne omkring udnyttelseskorrigeret kapitalapparat endnu en gang. Dette foregår bl.a. ved beregning af gennemsnits- og marginalomkostningsmål, samt en undersøgelse af udnyttelseskorrektionens betydning for faktorsystemets marginalegenskaber, hvad angår den nødvendige arbejdskraft og marginalomkostninger. Endvidere betragtes en illustrativ estimation. Selv om afsnittet ikke indeholder nogen klar konklusion understreges, at behovet for udnyttelseskorrektion skal ses i snæver sammenhæng med værdien af σ , og det vises, at der i praksis er en undergrænse for, hvor små værdier af σ , der kan accepteres – uanset om K -hat anvendes eller ej. Når σ kommer under ca. 0.10 bliver ikke-lineariteterne i CES-funktionen så voldsomme, at 3. generationsegenskaberne bliver ekstreme, hvorfor dette under alle omstændigheder må opfattes som en praktisk undergrænse for, hvor lille σ kan blive. Værdier af σ mellem ca. 0.10 og 0.20 kræver i praksis anvendelsen af K -hat, idet det mulige variationsområde for K/K^* -forholdet uden K -hat ville være meget begrænset med så små værdier af σ . Endelig vises, at for σ 'er større end 0.20-0.30 betyder udnyttelseskorrektionen reelt ikke noget. En lidt firkantet opsummering på afsnittet er derfor, at man "vinder" intervallet 0.10-0.20 for σ ved anvendelsen af K -hat (dog noget afhængig af den konkrete K -hat-konstruktion). I de estimationer, der foretages i dette papir, viser det sig, at denne "gevinst" ikke er af praktisk betydning. Afsnittet er *ret teknisk*, og det anbefales derfor – med mindre man har en særlig interesse for problemstillingen – at man springer direkte til det sammenfattende afsnit 5.5.

Afsnit 6 indeholder følsomhedsanalyser overfor antagelsen om afskrivningsraten i kapitalapparatet, og det vises, at estimationsresultaterne ikke påvirkes

væsentligt af, at afskrivningsraten ændres. Formålet med analyserne er primært at se om trenden i kapitalens effektivitetsindeks kan blive mere fortolkelig; estimationer viser dette ikke er tilfældet, og at trenden i kapitalligningen *er* nødvendig (dvs. signifikant forskellig fra 0).

I *afsnit 7* lægges op til et valg af specifikation af estimationsligningerne. Med det foreslåede valg er de overordnede modelegenskaber fastlagt (konstant skala afkast, den maksimale varighed af labour-hoarding-effekter, sammenhængen mellem K og L osv. osv.). I *afsnit 7* skitseres imidlertid en række supplerende kriterier for om estimationerne kan siges at være tilstrækkeligt gode – og der foreslås konkrete løsninger, der i modsat fald kan tages i brug. Kriterierne drejer sig primært om størrelsesordenen af forskellige parametre, bl.a. værdien af σ , størrelsen af autokorrelationskoefficienterne, ρ , samt om størrelsen af tilpasningsparametrene. Hvad angår generel modelspecifikation er det eneste åbne spørgsmål brugen af udnyttelseskorrektion i kapitalapparatet. I de betragtede erhverv, jf. *afsnit 8*, er udnyttelseskorrektionen *ikke* nødvendig (og ikke af betydning); spørgsmålet er derfor om estimation af øvrige erhverv kan ikke besvare spørgsmålet. Hvis der ikke opstår et klart "behov" droppes idéen om udnyttelseskorrektion sandsynligvis. I modsat fald anvendes korrektionen i alle erhverv.

Endelig indeholder *afsnit 8* estimationsresultater med standardspecifikationen for 6 enkelte erhverv samt xx -erhvervet. Estimationerne er tilfredsstillende for xx -erhvervet samt 5 enkelte erhverv, nf , nm , nk , qh og b . For det sidste erhverv, nq , er der et mindre problem med trenden, der dog kan løses ret enkelt.

2. Dynamik i kapitalligningen

Specifikationen af kapitalligningen, herunder specielt dynamikken, er tidligere analyseret grundigt.¹ På baggrund af bl.a. disse analyser er det oplagte valg af kapitalligning følgende:

$$D(K) = \gamma_1 D(K^*) + \gamma_0 (K_{-1}^* - K_{-1}) + \rho_K [D(K_{-1}) - \gamma_1 D(K_{-1}^*) - \gamma_0 (K_{-2}^* - K_{-2})] + JDLK \quad (2.1)$$

hvor K er logaritmen til kapitalapparatet ($\log(fKm_j)$), K^* er det langsigtede, ønskede kapitalapparat ($\log(fKm_j^w)$).

Ligningen er en fejlkorrektionsmodel i kapitalapparatet med korrektion for autokorrelation; den kantede parentes kan opfattes som den et år laggede residual i bestemmelsen af nettoinvesteringerne (nettoinvesteringerne er lig $D(K)$).

¹Senest i modelgruppepapirerne: *Mere om dynamik i faktorefterspørgslen* af Thomas Thomsen, 22. oktober 1994 og *Om specifikation af ligningen for kapital i faktorefterspørgslen: Ikke-linearitet og usikkerhed*.

Baggrunden for introduktionen af ρ -konstruktionen er, at man herved kan fjerne den positive autokorrelation, der ellers plager ligningen. Andre forsøg på korrektion herfor – fx introduktion af den laggede endogene, flere lags i $D(K^*)$ mv. – har ikke vist sig tilfredsstillende. Typisk øges Durbin-Watson-statistikken fra ca. 1 til 1.7-2.0 med den foreslåede ρ -konstruktionen.

ρ -konstruktionen indebærer, at hvis investeringerne et år er unormalt store (relativt til den egentlige relation), så vil investeringerne sandsynligvis også være store de(t) følgende år. Sådanne effekter kan forklares med lags i investeringsbeslutningerne og udførelsen heraf, eller de kan begrundes i ikke-observerbare (eller mere præcis: ikke-inddragne) størrelser, der påvirker investeringerne og som er autokorrelerede – fx en ukuelig optimisme, der strækker sig over flere år. I praksis vil fejlspecifikation af niveauet i langsigts-sammenhængen også give anledning til sådanne effekter.

Introduktionen af ρ påvirker i sig selv ikke multiplikatoregenskaberne, men den vil have betydning ved overgangen fra en historisk databank til en fremskrivning samt ved j -ledsændringer. Fordelen ved specifikationen er, at dynamikken i residualerne (hvor hurtigt en residual dør ud) og dynamikken i multiplikatorer (hvor hurtigt kapitalapparatet reagerer på en ændring i fx Y) frigøres. Det bemærkes, at konstruktionen udelukker muligheden for overshooting i kapitalapparatet ved multiplikatoreksperimenter.

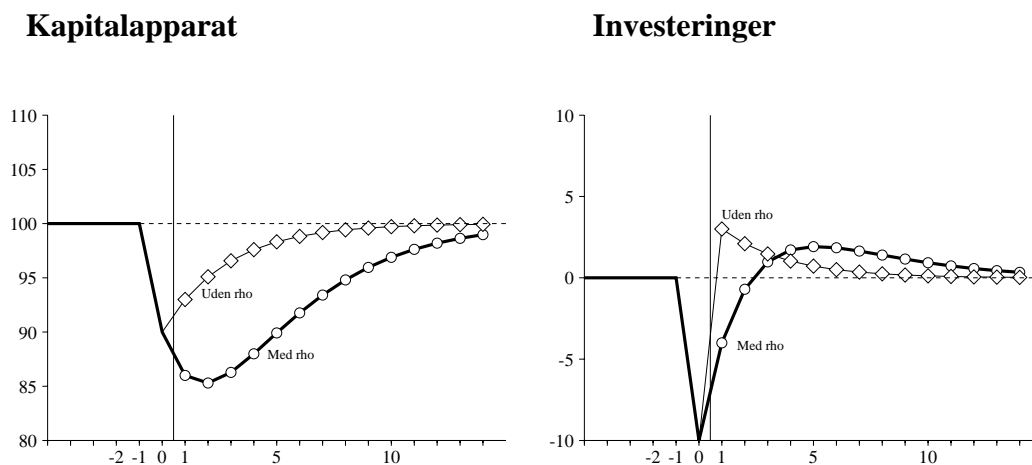
Nedenfor vises eksempler på stiliserede forløb for udviklingen i kapitalapparat og investeringer med hhv. uden ρ -konstruktion. Figurerne viser, hvorledes K og I vil udvikle sig i en fremskrivning, når der tages udgangspunkt i forskellige former for uligevægt, og hvorledes K og I påvirkes af ændringer i J -leddet. Formålet med disse eksempler er primært at vise betydningen af ρ -konstruktionen.

Parameterstørrelserne ved beregningerne er:

Førsteårseffekt:	$\gamma_1 = 0.4$	(Typisk værdi i estimationer.: 0.2-0.5)
Tilpasningshastighed:	$\gamma_0 = 0.3$	(Typisk værdi i estimationer.: 0.2-0.6)
Autokorrelation:	$\rho = 0.7$	(Typisk værdi i estimationer.: 0.5-0.8)

I *figur 2.1* illustreres en fremskrivning, hvor der i sidste databankår (år 0) er en negativ residual i kapitalligningen på -10 . Bortset fra denne residual har K været lig K^* både historisk og i fremskrivningen; K^* antages at være lig 100 (den stiplede linie i figuren til venstre).

Figur 2.1. Effekt af uligevægt i sidste databank år



I tilfældet *uden* ρ følger udviklingen i kapitalapparatet et sædvanlig fejlkorrektionsforløb, hvor uligevægten i udgangsåret langsomt (med hastigheden $\gamma_0 = 0.3$) elimineres gennem investeringer. Som det fremgår af figuren til højre, indebærer den simple fejlkorrektion i K , at investeringerne springer fra -10 i sidste databank år til $+3$ i første fremskrivningsår (investeringerne vender altså fortegn), hvorefter de langsomt dør ud.

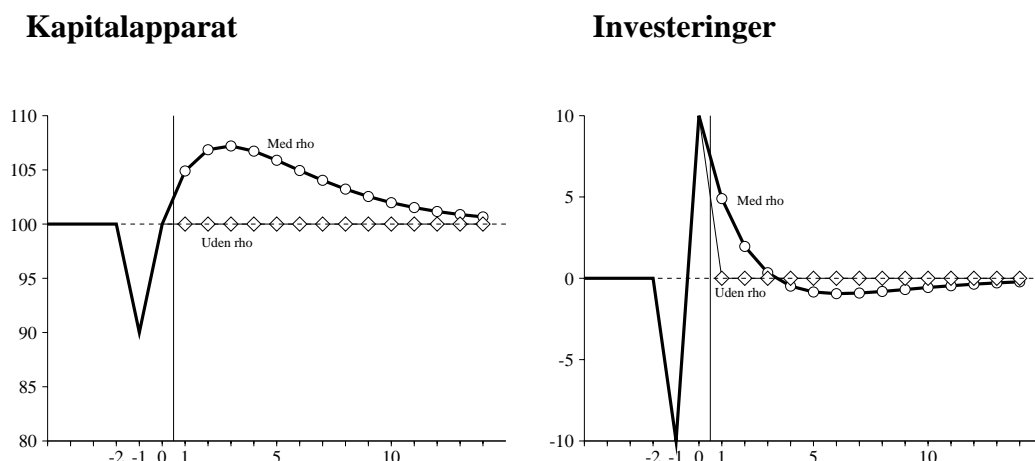
Forløbet *med* ρ karakteriseres ved, at K kommer længere væk fra ligevægten i det første fremskrivningsår. Baggrunden er, at der i det sidste databank år var en stor negativ residual i investeringsligningen (svarende til, at den kantede parentes i (2.1) er negativ). ρ -konstruktionen indebærer en antagelse om, at denne negative residual i år 0 også giver anledning til en negativ påvirkning af investeringerne i år 1. Investeringerne i 1. år i fremskrivningen er således udsat for to modsatrettede påvirkninger: *For det første* tenderer den traditionelle fejlkorrektion mod positive investeringer (som i tilfældet uden ρ), og *for det andet* er der auto-korrelationen i residualerne, som giver en negativ påvirkning. I eksemplet er ρ større end γ_0 , hvilket betyder, at den sidste effekt dominerer, og den forudsagte værdi af investeringerne er derfor negativ;² med de valgte parameterværdier dominerer fejlkorrektionen først fra 3. år. Ved at betragte figuren til højre ses, at udviklingen i investeringerne bliver væsentlig blødere ved overgangen fra databank til fremskrivning med ρ end uden. Modstykket er, at tilpasningen tager adskillige år ekstra.

I figur 2.2 illustreres effekten af, at der var en uligevægt i kapitalapparatet det næstsidste år i databank (år -1), men at denne uligevægt var elimineret året efter (år 0). Udgangspunktet for fremskrivningen er således ligevægt "i niveau", dvs. $K=K^*$. Imidlertid er der i det seneste databank år en positiv residual i investeringsligningen: Investeringerne i år 0 var så store, at de eliminerede

²Effekten af fejlkorrektionen og autokorrelationen ville balancere, hvis $\gamma_0=\rho$; i dette tilfælde vil investeringerne være eksakt = 0 i første fremskrivningsår. Hvis $\gamma_0>\rho$ vil investeringerne være positive 1. år i fremskrivningen, dvs. et forløb kvalitativt svarende til modellen uden ρ .

uligevægten i kapitalapparatet i år -1 fuldt ud, selv om investeringerne i henhold til modellen kun delvis skulle eliminere denne uligevægt (jf. $\gamma_t = 0.4 < 1$).

Figur 2.2. Effekt af uligevægt i næstsidste databankår



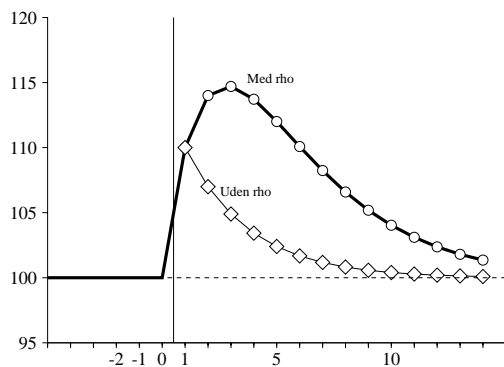
Det fremgår af forløbet *uden* ρ , at fremskrivningen ikke påvirkes af den 2 perioder laggede uligevægt i kapitalapparatet: K er i fremskrivningen uændret $=100 (=K^*)$, og investeringerne er, jf. figuren til højre, lig 0 i hele fremskrivningen, hvilket indebærer et spring i investeringsniveauet 1. fremskrivningsår.

Forløbet *med* ρ påvirkes derimod af uligevægten i år -1 . Trods initial ligevægt i K øges kapitalapparatet de første år, hvorefter fejlkorrektionen langsomt trækker K på plads. Igen er tolkningen lettere, hvis vi opfatter ligning (2.1) som en investeringsligning: Den historiske residual i år 0 er, som nævnt, positiv, hvilket i henhold til ρ -konstruktionen giver anledning til et positivt bidrag til investeringerne i år 1 – ud over det, den egentlige investeringsligning tilsiger. Derfor genereres positive investeringer de første år af fremskrivningen, og der opstår "over-shooting" i kapitalapparatet.

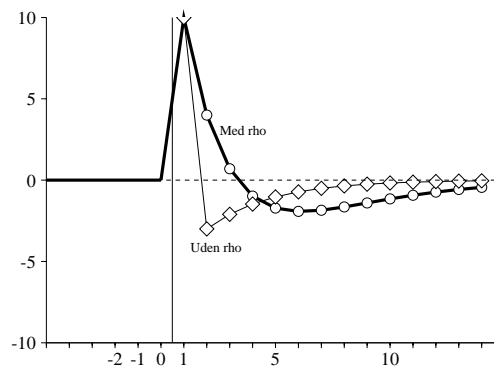
Til sidst illustreres effekten af at ændre J -leddet i 1. fremskrivningsår. Effekten på både kapitalapparat og investeringer er 0 på langt sigt uanset ρ eller e_j . Effekten af et J -led er også sammenfaldende det første år, så tilbage er kun det, der ligger mellem 1. år og "langt sigt".

Figur 2.3. Effekt af JDLK 1. år

Kapitalapparat



Investeringer



Det fremgår ved sammenligning af med figur 2.1, at effekten af et J-led helt svarer til en initial uligevægt (i sidste databank år); forløbet skal blot forskydes et enkelt år. Effekten på investeringerne af et positivt J-led i K -ligningen er således positiv ikke alene år 1, men også år 2 (og 3), når der opereres med ρ . Uden ρ vil investeringerne året efter J-leddet derimod som følge af fejlkorrektionen påvirkes negativt, og tilpasningen i kapitalapparatet er væsentligt hurtigere end med ρ .

3. Dynamik i arbejdskraftligningen – specifikation af labour-hoarding

Det er i henhold til 3. generationstankegangen besluttet at lade arbejdskraften følge den "nødvendige arbejdskraft", L^+ ($\log(HQ_j n)$), idet der dog tillades afvigelser herfra på kort sigt, dvs. labour-hoarding. Den nødvendige arbejdskraft bestemmes af produktionsfunktionen, idet både produktion (BFI) og kapitalapparat opfattes som givet.

Det konkrete valg af dynamik har ikke været diskuteret i detaljer, men følgende punkter kan lægges til grund:

- Afvigelser fra L^+ tillades kun på kort sigt. Afvigelser tolkes som labour-hoarding, dvs. kortsigtede ændringer i timeproduktiviteten, fx som følge af ændringer i produktionen.
- 1. årselasticiteten på beskæftigelsen af en ændring i produktionen (eller mere præcis L^+) bør næppe være under 0.5.
- Tilpasningshastigheden for arbejdskraft bør være relativt stor, og i hvert fald hurtigere end for kapital.
- De modelmæssige egenskaber ved dynamikken bør vejes op imod de statistiske egenskaber, herunder ikke mindst tilstedeværelsen af positiv autokorrelation.

I det hidtidige arbejde har arbejdskraftligningen som udgangspunkt været specificeret som en almindelig *fejlkorrektionsmodel*:

$$D(L) = \gamma_1 D(L^+) + \gamma_0 (L_{-1}^+ - L_{-1}) + JDL \quad (3.1)$$

idet L er lig $\log(HQ_j)$. I praksis har denne ligning vist sig at give statistisk set tilfredsstillende egenskaber. Imidlertid er både tilpasningshastigheden, γ_0 , og 1. årseffekten, γ_1 , i flere erhverv estimeret utroværdigt lavt (fx 0.2-0.3) (se evt. bilag A). Implikationen af dette er meget træg tilpasning i beskæftigelsen ved fx produktionsændringer, og labour-hoarding skulle i henhold til sådanne estimationer være et særdeles langstrakt fænomen, hvilket er i modstrid med a priori antagelsen, jf. ovenfor.

Som alternativ har derfor også været forsøgt en specifikation, hvor labour-hoarding effekterne begrænses til maksimalt 2 år; i det følgende refereres til denne model som *MA-modellen*:

$$L = \alpha_1 L^+ + \alpha_2 L_{-1}^+ + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) L_{-2}^+ + JL \quad (3.2)$$

I henhold til (3.2) kan arbejdskraften skrives som et 3. perioders vægtet gennemsnit af L^+ . Tolkningen af koefficienterne er, at 1. årseffekten af en permanent stigning i L^+ er α_1 ; effekten andet år er $\alpha_1 + \alpha_2$, mens den tredje år er $1 (= \alpha_1 + \alpha_2 + (1 - \alpha_1 - \alpha_2))$. 1. og 2. årseffekterne estimeres frit, hvorefter vægten til 3. år bestemmes ud fra restriktionen om, at $L=L^+$ på langt sigt. I praksis giver estimation af MA-modellen anledning til resultater, der statistisk set er væsentligt ringere end fejlkorrektionsmodellen. Den historiske forklaringssevne forringes således typisk markant, ligesom ligninger af typen (3.2) lider af stærk positiv autokorrelation (ofte DW omkring (eller under) 1).

Valget af et lag på 2 år kan opfattes som en afvejning af, at fuld tilpasning 1. år ($L=L^+$) er håbløst ude af trit med data, og af, at labour-hoarding a priori anses som et kortsigtsfænomen. Hvis der blev tilladt længere lags, ville man i praksis nærme sig fejlkorrektionsmodellen (3.1), og når estimationer af MA-modellen bliver væsentligt ringere end fejlkorrektionsmodellen, kan det altså opfattes således, at lag-trunkeringen i (3.2) ikke er i overensstemmelse med data. En mere markant udlægning er, at L^+ ganske enkelt er et dårligt begreb, at bestemme arbejdskraftefterspørgslen ud fra, og at 3. generationsdynamikken derfor burde forlades (til fordel for anvendelse af L^*); dette sidste synspunkt skal dog ikke støttes.

For at løse problemerne med (3.2), der i praksis primært manifesterer sig som udpræget positiv autokorrelation, skal det i stedet foreslås at anvende en ρ -konstruktion, svarende til kapitalligningen:

$$L = \alpha_1 L^+ + \alpha_2 L_{-1}^+ + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) L_{-2}^+ + \rho [L_{-1} - (\alpha_1 L_{-1}^+ + \alpha_2 L_{-2}^+ + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) L_{-3}^+)] + JL \quad (3.3)$$

Denne konstruktionen afhjælper typisk autokorrelationsproblemet, idet DW normalt stiger fra omkring 1 til omkring 1.5, og da ρ typisk bliver klart

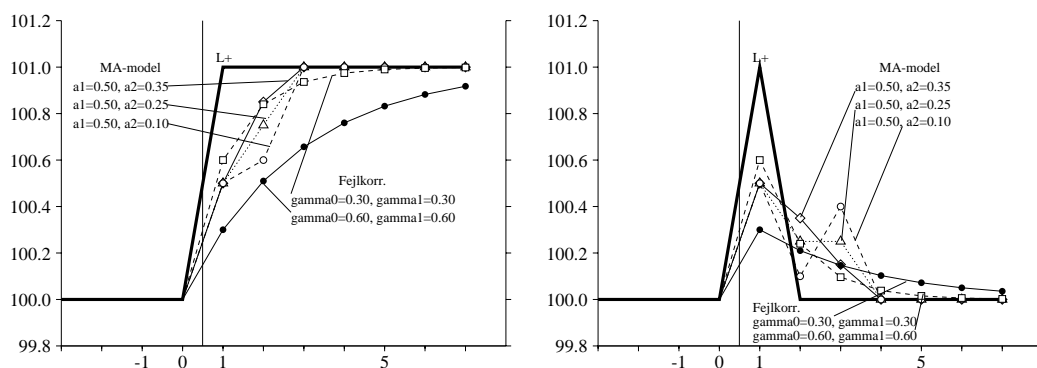
signifikant, forklarer (3.3) den historiske udvikling væsentligt bedre end (3.2). Konstruktionen tillader mere langvarige afvigelser fra niveau-sammenhængen, $L=L^+$, uden at der stilles spørgsmålstegn ved 3. generationsdynamikken som sådan; multiplikatoregenskaberne påvirkes således ikke af, at MA-modellen suppleres med en ρ -konstruktion.

I det følgende forsøges de beskrevne modellers egenskaber illustreret ved stiliserede simulationer, idet det erindres, at de forløbene naturligvis afhænger af de konkrete parameterverdier. I figur 3.1 illustreres, hvorledes L reagerer på en permanent hhv. temporær ændring i L^+ ; L^+ er i figurerne markeret med **fed**. Effekterne er beregnet for fejlkorrektionsmodellen med to sæt parameterverdier (svarende til hurtig hhv. langsom tilpasning) og for MA-modellen med tre sæt parameterverdier (svarende til 3 dynamiske profiler). Som nævnt påvirkes multiplikatoregenskaberne ikke af om ρ medtages i MA-modellen.

Figur 3.1. Effekt på arbejdskraften af en forøgelse af L^+

Permanent forøgelse af L^+

Temporær forøgelse af L^+



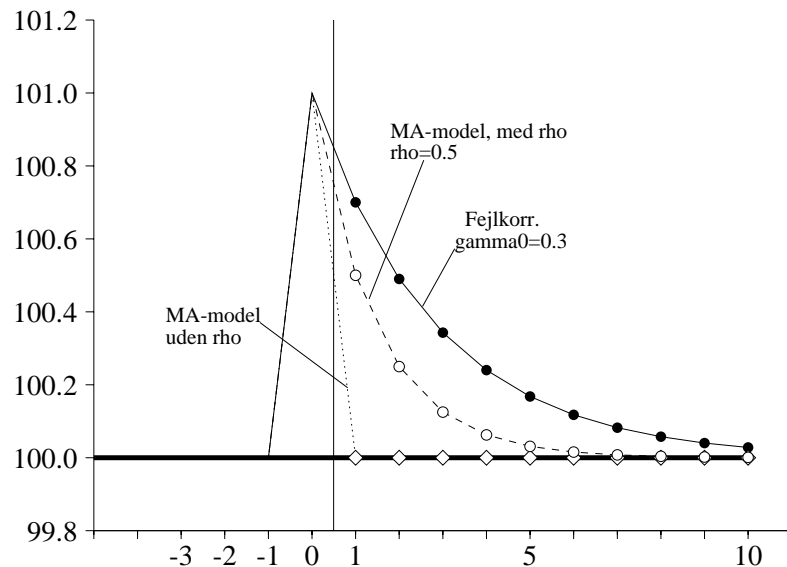
Det fremgår af figurerne, at når fejlkorrektionsmodellen har hurtig tilpasning (dvs. relativt store parametre, fx $\gamma_0=\gamma_1 = 0.60$), er multiplikator-egenskaberne stort set sammenfaldende med MA-modellen, specielt ved en permanent forøgelse af L^+ . Når tilpasningen er langsom, opstår derimod forskelle, og typisk gælder, at når fejlkorrektionsmodellen statistisk er bedre end MA-modellen, så er tilpasningshastigheden (uacceptabelt) langsom.

Sammenlignes de 3 viste parameterkombinationer for MA-modellen fremgår det, at det mest plausible forløb fås, når α_2 er relativt stor (fx $\alpha_1=0.50$, $\alpha_2=0.35$), mens en lille værdi af α_2 indebærer et mindre troværdigt, "knækket" forløb. Mere præcist er det størrelsesordenen af koefficienten til L^+ lagget 1 periode i forhold til koefficienten til L^+ lagget 2 perioder, der er interessant. Dette fremgår lettest ved at betragte eksemplet med en permanent forøgelse af L^+ : Når α_2 er mindre end $(1-\alpha_1-\alpha_2)$ er bevægelsen i multiplikatoren fra 2. til 3. år større end, den er fra 1. til 2. år – jf. den stiplede kurve markeret med \circ , hvor $\alpha_2 = 0.10 < (1-\alpha_1-\alpha_2) = 0.40$. Også forløbet af en temporær ændring i L^+ bliver utroværdigt med denne parameterkombination.

I praksis bør man derfor pålægge en restriktion på dynamikken, hvis α_2 i fri estimation bliver mindre end $(1-\alpha_1-\alpha_2)$. Eksempelvis kunne man pålægge en lineær Almon-restriktion: $\alpha_2=(1-\alpha_1-\alpha_2) \Leftrightarrow \alpha_2 = (1-\alpha_1)/2$, jf. eksemplet ovenfor (prikket linie, markeret med Δ), hvor $\alpha_1=0.50$ og $\alpha_2=0.25$.

Effekten af at påbegynde en fremskrivning ude af ligevægt illustreres af nedenstående figur 3.2. I eksemplet er det antaget, at $L^+ = 100$ både historisk og i fremskrivningen (markeret med **fed**). L har historisk været lig L^+ bortset fra sidste år inden fremskrivningen, hvor L var 1 højere; der er altså en historisk residual i dette år.

Figur 3.2. Effekt af uligevægt i sidste databankår



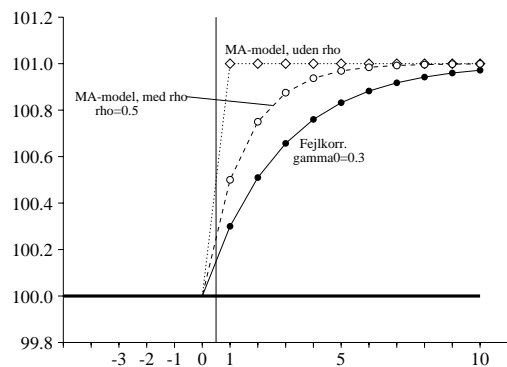
Det fremgår, at med MA-modellen uden ρ vil tilpasningen være øjeblikkelig, mens de to andre modeller indebærer træg tilpasning, idet hastigheden bestemmes af hhv. $(1-\rho)$ og γ_0 . Med de valgte parameterværdier er γ_0 mindre $(1-\rho) - 0.3 < (1-0.5)$ - hvorfor fejlkorrigeringsmodellen har den mest langsomme tilpasning; dette vil ikke nødvendigvis være tilfældet ved konkret estimation.

Endelig vises nedenstående, hvorledes en permanent hhv. temporær J-ledsændring spiller sig ud med de forskellige typer modeller. I eksemplet med en permanent forøgelse er J-leddet ændret så meget, at den langsigtede effekt er 1.³

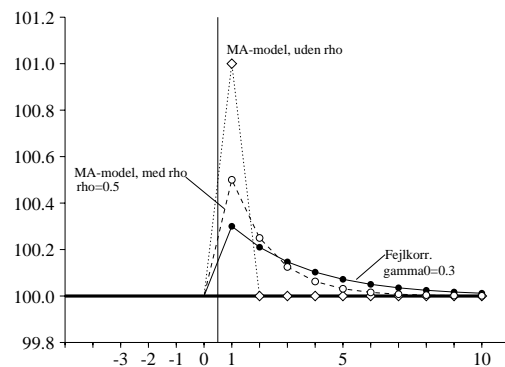
³ Dette indebærer følgende justeringer: Fejlkorrigeringsmodellen: $JDL = 1 \cdot \gamma_0$ (konkret 0.3 ($\gamma_0=0.3$)), MA-modellen uden rho: $JL = 1$, og MA-modellen med rho: $JL = 1 \cdot (1-\rho)$ (konkret 0.5 ($\rho=0.5$)).

Figur 3.3. Effekt af en J-ledsændring

Permanent forøgelse af J-leddet



Temporær forøgelse af J-leddet



Det fremgår, at i MA-modellen uden ρ er effekten på arbejdskraften lig med ændringen i J-leddet (både det første og de følgende år), mens både MA-modellen med ρ og fejlkorrektionsmodellen giver anledning til et dynamisk forløb, der er velkendt fra fejlkorrektions(lignende)-modeller. Forløbet for fejlkorrektionsmodellen hhv. MA-modellen med ρ ville være sammenfaldende, hvis $\gamma_0=(1-\rho)$.

3.1. Estimationsresultater

I det følgende præsenteres estimationsresultater på summarisk form for to udvalgte erhverv, *xx* og *nk*. Resultater for de resterende erhverv, der i et tidligere modelgruppepapir er karakteriseret som "pæne" (*b*, *nf*, *nm*, *nq*, *qh*), kan findes i bilag A.

I tabel 3.1 er resultaterne for de beskrevne L-modeller vist. Der er kun medtaget information om *L*-ligningen, da *K*-ligningen generelt er relativ ufølsom over for forskellige specifikationer af ligningen for arbejdskraft. I tabellen er der indeholdt information om 5 forskellige specifikationer af *L*-ligningen: MA-modellen med og uden ρ -konstruktion, MA-modellen pålagt den omtalte Almon-restriktion $\alpha_2 = (1-\alpha_1-\alpha_2)$ med og uden ρ , og endelig fejlkorrektionsmodellen. Estimationer af sidstnævnte med en ρ -konstruktion er ikke medtaget, idet estimatet af ρ for denne ligning er insignifikant.

Lag-koefficienterne i tabellen kan fortolkes som elasticiteter ved en stigning i den nødvendige arbejdskraft, L^+ . Fx har en permanent stigning i L^+ på 1 pct. i fejlkorrektionsmodellen for *xx*-erhvervet en umiddelbar effekt på arbejdskraften på 0.64 pct. ($\gamma_1=0.64$), mens effekten efter 2. år er 0.12 pct. ($= (1-\gamma_1) \cdot \gamma_0$). For MA-modellerne ses, at den kumulerede effekt er 1 pct. efter 3 år, mens effekten på fejlkorrektionsmodellerne er mindre; for MA-modellen med Almon-restriktionen fremgår det, at 2. og 3. års-effekten er identisk.

Tabel 3.1. Forskellige L-ligninger for erhvervene xx og nm

Erhverv	Model	Lag-koefficienter							
		1.år	2.år	3.år	ρ_L	s	DW	σ	logl
<i>xx</i> -erhvervet									
1.	MA	0.81	0.04	0.15	•	1.84	1.03	0.25	183.8
2.	MA m. Almon	0.79	0.105	0.105	•	1.85	1.01	0.25	183.7
3.	Fejlkorr.	0.64	0.12	0.08	•	1.63	1.70	0.32	188.6
4.	MA m. ρ	0.71	0.15	0.14	0.56	1.64	1.62	0.29	187.8
5.	MA m. ρ og Almon	0.71	0.145	0.145	0.56	1.64	1.62	0.29	187.8
<i>nk</i> -erhvervet									
1.	MA	0.60	0.20	0.20	•	4.39	0.77	0.96	142.9
2.	MA m. Almon	0.60	0.20	0.20	•	4.39	0.77	0.96	142.9
3.	Fejlkorr.	0.29	0.23	0.15	•	2.87	1.92	0.87	152.0
4.	MA m. ρ	0.46	0.34	0.20	0.61	3.29	1.66	0.71	150.1
5.	MA m. ρ og Almon	0.48	0.26	0.26	0.59	3.34	1.74	0.77	149.7

Anm: For *xx*-erhvervet er K -hat-parameteren, γ , sat til 4, mens $\gamma=16$ for *nk*. Typisk er estimationsresultaterne ikke følsomme over for valget af γ , også jf. afsnit 5.

For *xx*-erhvervet ses problemerne med MA-modellen tydeligt, jf. estimation 1. Lag-koefficienterne har et temmelig mærkeligt udseende, idet 3. års-effekten er større end 2. års-effekten. Endvidere er der ud fra DW-testet tegn på alvorlig autokorrelation. De grimme lagkoefficienter kan reddes, da Almon-restriktionen, jf. estimation 2., uden problemer kan pålægges, men dette hjælper ikke på, at modellen tydeligvis er fejlspecificeret. Resultaterne for fejlkorrektionsmodellen giver et svar på, hvorfor MA-modellen uden ρ tilsyneladende er fejlspecificeret: Fejlkorrektionsmodellen giver mulighed for en længere tilpasningsperiode end i MA-modellen, hvor tilpasningsperioden er bundet til 3 år. Data vil tilsyneladende hellere have en langsommere tilpasning, hvilket klart ses på lag-koefficienterne, som afslører, at der efter 3 år stadig mangler 16 pct. (1–0.64–0.12–0.08) af den fulde tilpasning. Forklaringsevnen forøges en del, og residualernes autokorrelation fjernes; endvidere øges estimatet af σ fra 0.25 til 0.32.

Hvis MA-modellen suppleres med ρ , jf. estimationerne 4. og 5., er resultatet ikke langt fra fejlkorrektionsmodellens. Bort set fra, at tilpasningen pr. konstruktion er hurtigere i MA-modellen end i fejlkorrektionsmodellen, er der ikke nogen mærkbar forskel på estimationerne 4./5. og 3. Det bemærkes i øvrigt, at lag-koefficienterne i MA-modellen med ρ opfylder kravene til en plausibel tilpasning ($\alpha_2 \geq (1-\alpha_1-\alpha_2)$), hvorfor Almon-restriktionen ikke er relevant.

Sammenlagt viser resultaterne for *xx*-erhvervet, at valget står mellem fejlkorrektionsmodellen og MA-modellen med ρ -konstruktion.

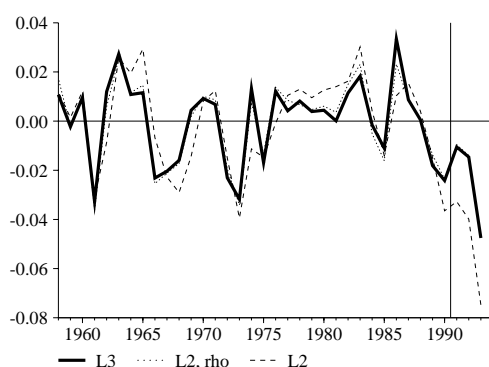
For *nk*-erhvervet er MA-modellen uden ρ fuldstændig ubrugelig, hvilket

indikeres af den høje spredning, det meget lave DW-test, og et σ -estimat meget tæt på 1. Årsagen til de meget uskønne MA-modeller er, at data for *nk* er i endnu mere modstrid med den hurtige tilpasning end tilfældet var for *xx*-erhvervet. Dette ses af resultaterne for fejlkorrigeringsmodellen, hvor tilpasningen estimeres til at være meget langsom; efter 3 år mangler stadig 33 pct. af den fulde tilpasning. Spredningen er betragteligt lavere i fejlkorrigeringsmodellen, og der er ingen tegn på fejlspecifikation ud fra DW-testet. Indføres ρ i MA-modellen bliver resultatet acceptabelt, idet det også her bemærkes, at Almon-restriktionen med de frit estimerede parametre ikke kommer på tale. Residualspredningen er dog stadig noget højere end i fejlkorrigeringsmodellen.

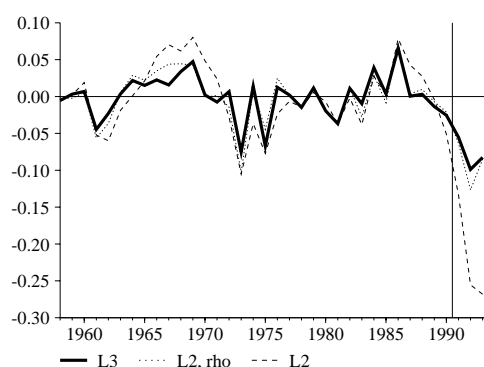
I figur 3.4 er residualerne fra MA-modellen med og uden ρ samt fra fejlkorrigeringsmodellen vist for begge erhverv. Her ses det tydeligt, at mens der ikke er stor forskel på fejlkorrigeringsmodellen og MA-modellen med ρ , så er MA-modellen uden ρ ikke specielt pæn.

Figur 3.4. Residualer fra L-ligningen. Forskellige specifikationer

xx-erhvervet



nk-erhvervet



Anm. L3= fejlkorrektion, L2=MA-model. Residualerne efter estimationsperioden kan som følge af trendfresmskrivningen ikke opfattes som retvisende.

Af ovenstående kan vi alt i alt konkludere, at statistiske hensyn taler for at vælge fejlkorrigeringsmodellen, idet både historisk forklaringssevne og autokorrelation taler til denne models fordel. Det er imidlertid et problem, at tilpasningen for visse erhverv er meget langsom, hvorved labour-hoarding-effekterne kan blive et særdeles langvarigt fænomen. Det fremgår af bilag A, at den uacceptabelt langsomme tilpasning estimeres i netop de erhverv, hvor fejlkorrigeringsmodellen statistisk er væsentligt bedre end MA-modellen med ρ (*b* og *nf*). Det må derfor konkluderes, at *MA-modellen med ρ er det mest fornuftige valg*, da den pr. konstruktion gør labour-hoarding til et kortsigtsfænomen, og samtidig er statistisk næsten lige så god som fejlkorrigeringsmodellen i de fleste erhverv; i de erhverv, hvor dette ikke er tilfældet, har fejlkorrigeringsmodellen uacceptable dynamiske modelegenskaber.

4. Arbejdstid i arbejdskraftligningen

I ADAMs nuværende beskæftigelsesligninger er der en permanent effekt på beskæftigelsen målt i antal hoveder af ændringer i arbejdstiden. Effekten af at sænke arbejdstiden med 1% er en forøgelse af beskæftigelsen på 0.65% svarende til, at timeproduktiviteten øges med 0.35%. Denne effekt på timeproduktiviteten, der er den samme på kort og langt sigt, er fastlagt a priori, da det ikke har vist sig muligt at estimere meningsfulde elasticiteter i fri estimation. Timeproduktivitets effekten i forbindelse med en ændring i produktionen – labour-hoarding – er af samme størrelsesorden på kort sigt: Effekten af en forøgelse af produktionen på 1% er en forøgelse af beskæftigelsen første år på 0.61%, svarende til en timeproduktivitets effekt på 0.39%.⁴ Fra 2. år er effekten på beskæftigelsen af en produktionsændring oppe på det langsigtede niveau, 1%. På langt sigt er der således forskel på produktions- og arbejdstids-effekter i de nuværende ligninger (0 hhv. 0.35%).

I det hidtidige arbejde med beskæftigelsesligninger til faktorefterspørgsels-systemet har der ikke været inddraget effekter af arbejdstiden. Arbejdsbegrebet er antal erlagte arbejdstimer (beskæftigelse i hoveder gange årlig arbejdstid), og hvis arbejdstiden ændres 1%, er den implicite antagelse, at beskæftigelsen i hoveder også ændres 1% (i modsat retning); herved påvirkes det samlede antal erlagte arbejdstimer ikke af en ændring i arbejdstiden.

Det kunne imidlertid – bl.a. i lyset af effekterne i de nuværende beskæftigelsesligninger – være naturligt at overveje effekter på timeproduktiviteten af ændringer i arbejdstiden. En (på kort sigt) endogen timeproduktivitet som følge af ændringer i arbejdstiden kan opfattes som spejlbillede af de labour-hoarding-effekter, der følger af ændringer i fx produktionen. Den formulering, der hidtil har været arbejdet med, har – lidt utroværdigt – indebåret, at ændringer i arbejdstiden medfører øjeblikkelig modpostering i antal hoveder, mens der tillades træghed i beskæftigelsen (i antal hoveder) i forbindelse med ændringer i fx produktionen. Mens det på forhånd skal udelukkes, at arbejdstiden kan have langsigtede effekter, kan introduktion af kortsigtede effekter foretages på forskellig vis.

I fejlkorrektionsmodellen vil det være naturligt af forsøge at inddrage $D\log(Hgn)$ som regressor:

$$D(L) = \gamma_2 D\log(Hgn) + \gamma_1 D(L^+) + \gamma_0 (L_{-1}^+ - L_{-1}) + JDL \quad (4.1)$$

- Den kortsigtede effekt af ændringer i arbejdstiden, γ_2 , kan estimeres frit, hvorefter den langsigtede effekt på 0 fremkommer som følge af fejlkorrektionsmekanismen. Det forventede fortegn af γ_2 er positivt (men < 1), svarende til at beskæftigelsen i antal hoveder øges, når arbejdstiden sænkes (men procentuelt ikke så meget).

⁴Medtages effekten på arbejdstiden er timeproduktivitets effekten 0.32%: (Beskæftigelsen stiger 0.61%, timeproduktiviteten 0.32% og arbejdstiden 0.07%).

- Kortsigtseffekten kan evt. bindes. Fx kan γ_2 bindes til at være de 0.35, der svarer til de nuværende beskæftigelsesligninger: Sænkes arbejdstiden 1% vil det erlagte antal arbejdstimer, L , på kort sigt øges 0.35%, og beskæftigelsen i antal hoveder må altså øges 0.65%. Alternativt kan γ_2 bindes til at være $(1-\gamma_1)$. Herved vil effekten af ændringer i arbejdstiden fuldstændigt være spejlbilledet den sædvanlige labour-hoarding effekt, der følger af ændringer i produktionen m.v. En samtidig ændring af produktion og arbejdstid vil i så fald ikke have betydning for beskæftigelsen i hoveder (idet timeproduktivitetseffekterne modsvarer hinanden).

I MA-modellen vil det være naturligt at lade arbejdstiden indgå som følger:⁵

$$L = \alpha_1 L^+ + \alpha_2 L_{-1}^+ + (1-\alpha_1-\alpha_2)L_{-2}^+ + \beta_1 \log(Hgn) + \beta_2 \log(Hgn_{-1}) + (-\beta_1-\beta_2)\log(Hgn_{-2}) \quad (4.2)$$

- Der kan estimeres frie 1. og 2. årseffekter, β_1 hhv. β_2 , hvorefter langsigtseffekten, der a priori antages at være 0, følger af restriktionen på parameteren til $\log(Hgn_{-2})$. Det forventede fortegn på β_1 er positivt, mens β_2 bør være negativ (men mindre end (eller lig β_1)).
- Alternativt kan arbejdstidseffekterne bindes til kun at være af 1 års varighed; dette opnås ved, at sætte $\beta_1 = -\beta_2$. Evt. kan β_1 i tillæg bindes til at være 0.35.
- Endelig kan effekterne bindes til at være et spejlbillede af effekterne af en ændring i produktionen (L^+), hvorved en samtidig ændring i produktion og arbejdstid ikke vil påvirke antallet af hoveder. Dette opnås ved at sætte $\beta_1 = 1-\alpha_1$ og $\beta_2 = -\alpha_2$.

Tolkningen af arbejdstidseffekter i beskæftigelsesligningerne er, som nævnt, at timeproduktiviteten påvirkes af ændringer i arbejdstiden. Det bør i denne sammenhæng bemærkes, at arbejdstidsmålet, Hgn , kan ændres af en række forskellige årsager, der ikke nødvendigvis påvirker timeproduktiviteten ens. Ændringer i Hgn kan være forårsaget af ændringer i den *aftalte arbejdstid*, ændringer i omfanget af *deltids- og overarbejde* eller de kan være forårsaget af *strejker* (konflikter); det er fx tænkeligt, at mens en forkortelse af aftalte, ugentlige arbejdstid har positive virkninger på timeproduktiviteten, så har en reduktion af Hgn som følge af en storkonflikt det ikke. Man kunne overveje måder at indarbejde forskellige effekter (fx ved at medtage Ha (den aftalte arbejdstid) eller antallet af arbejdsdage tabt ved storkonflikter), men dette skal af tidsmæssige årsager ikke forsøges systematisk i denne omgang.

Nedenstående grafer viser stiliseret effekten af at ændre arbejdstiden. Ved beregningen af effekterne er følgende "typiske" parameterkombinationer anvendt (se ligningerne (4.1) og (4.2)):

⁵I estimationsresultaterne, der vises i afsnit 4.1, er MA-modellen på baggrund af resultaterne fra afsnit 3 suppleret med en ρ -konstruktion.

Fejlkorrektionsmodellen	$\gamma_0=0.3,$	$\gamma_1=0.3,$	$\gamma_2=0.8$	
MA-modellen (I)	$\alpha_1=0.5,$	$\alpha_2=0.3,$	$\beta_1=0.8,$	$\beta_2=-0.3$
MA-modellen (II)	$\alpha_1=0.5,$	$\alpha_2=0.3,$	$\beta_1=0.5,$	$\beta_2=-0.3$

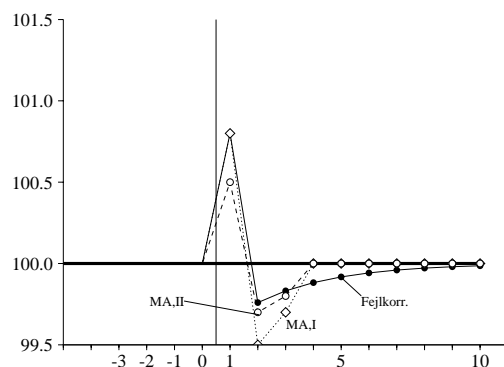
Valget af parameterværdier svarer for fejlkorrektionsmodellen til en typisk estimation med "langsom tilpasning", jf. γ -værdierne, og en frit estimeret effekt af arbejdstiden. For MA-modellen, alternativ I, svarer parameterværdierne ligeledes til typiske estimationer med frit estimeret arbejdstidseffekt; det bemærkes, at parameterværdierne indebærer, at timeproduktivitetseffekten af en arbejdstidsændring er større end af en produktionsændring. I alternativ II er effekterne af ændringer i arbejdstid hhv. produktion bundet til at være spejlbilleder af hinanden, jf. restriktionen $\beta_1 = (1-\alpha_1)$ og $\beta_2 = -\alpha_2$.

Det fremgår af figur 4.1, at effekten på det erlagte antal arbejdstimer af at ændre arbejdstiden på langt sigt er 0, uanset om arbejdstidsændringen er temporær eller permanent; dette følger af de valgte funktionsformer/parameterrestriktioner. Kortsigtseffekterne følger umiddelbart af de antagne parameterværdier. Af figurerne til højre fremgår den implicerede effekt på antallet af hoveder; effekten fremkommer ud fra definitionsligningen $Q = L/Hgn$. Når arbejdstiden, Hgn , øges 1%, og effekten på det erlagte antal arbejdstimer, L , er fx 0.8, bliver effekten på antal hoveder, Q , lig med $-0.2 (=0.8-1.0)$. Hvis den årlige arbejdstid pr. hoved permanent ændres 1%, vil antallet af hoveder ændres med 1% (i modsat retning); dette er i modsætning til effekten i de nuværende beskæftigelsesligninger, hvor den langsigtede beskæftigelseseffekt, som nævnt, kun er 0.65%, fordi timeproduktiviteten antages at blive påvirket positivt permanent.

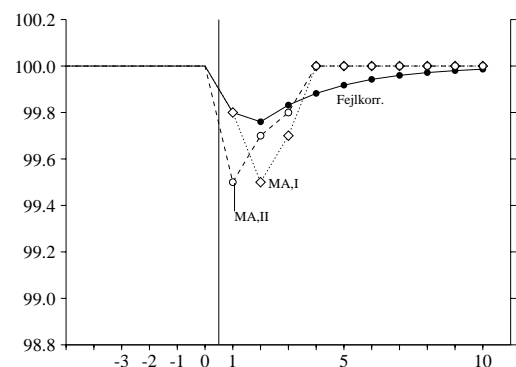
Figur 4.1. Forøgelse af arbejdstiden på 1%

Temporær ændring af arbejdstiden, år 1.

Antal erlagte arbejdstimer

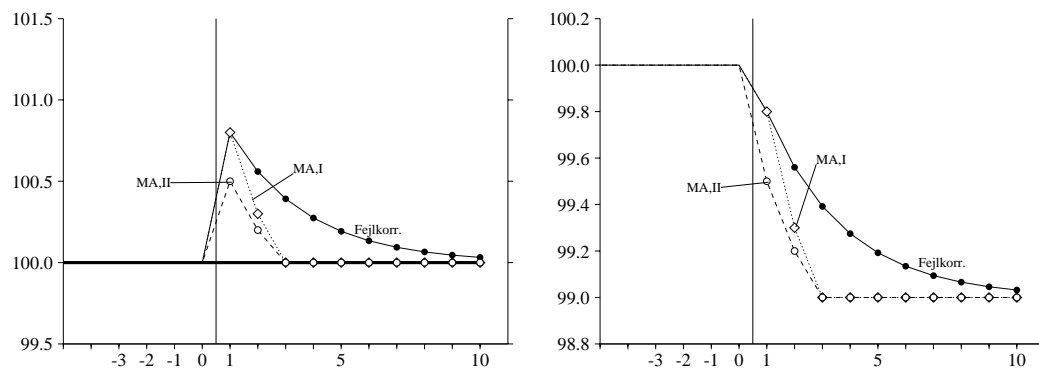


Antal hoveder



Figur 4.1. Forøgelse af arbejdstiden på 1% (forts.)

Permanent ændring af arbejdstiden
Antal erlagte arbejdstimer **Antal hoveder**



I nedenstående figur 4.2 vises effekten af en *samtidig* forøgelse af arbejdstiden og af produktionen på 1%.

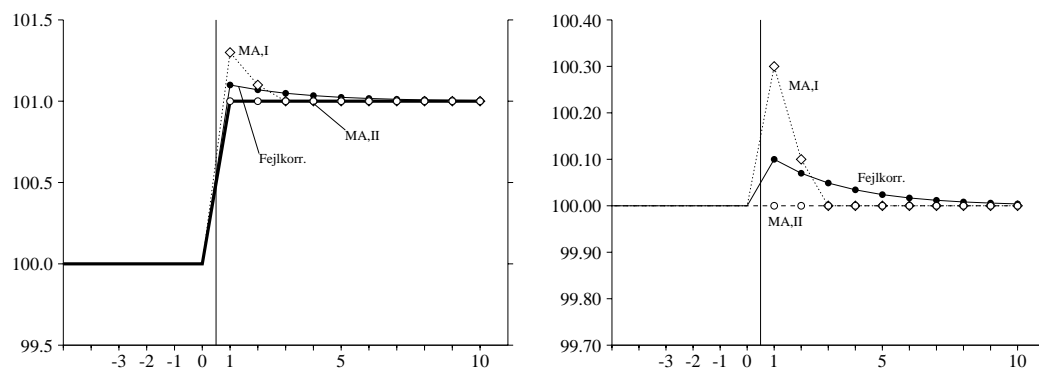
Effekten af en permanent forøgelse af produktionen (eller mere præcis L^+) på 1% er, at det erlagte antal arbejdstimer må øges 1%. Når den årlige arbejdstid pr. hoved samtidig sættes 1% op, er effekten på antal hoveder lig med 0 på langt sigt. Det fremgår, at når restriktionen på arbejdstidseffekten pålægges (jf. kurverne benævnt "MA,II") så er denne langsigtede egenskab også tilstede på kort sigt: Effekten på antal hoveder er lig med 0, når arbejdstid og produktion ændres samtidigt. I de to øvrige modeller opstår måske ikke helt troværdigt midlertidige effekter på beskæftigelsen i antal hoveder.

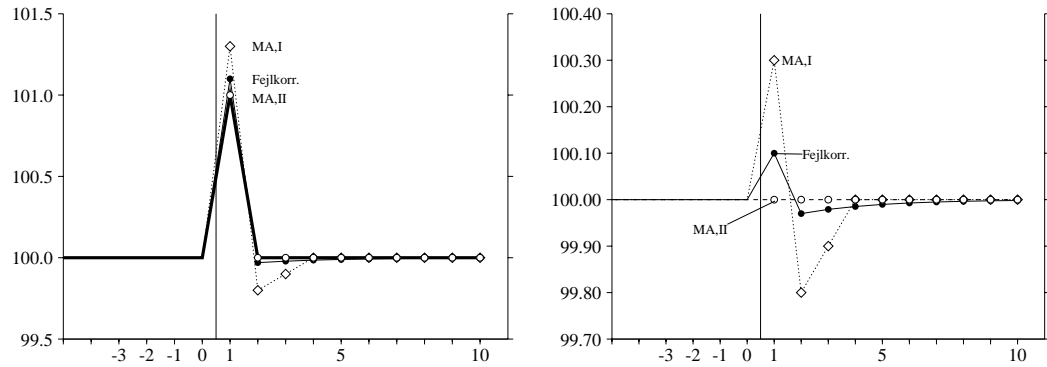
Figur 4.2. Samtidig forøgelse af arbejdstid og produktionen på 1%

Temporær ændring af arbejdstiden og produktion, år 1.

Antal erlagte arbejdstimer

Antal hoveder



Figur 4.2. Samtidig forøgelse af arbejdstid og produktionen på 1% (forts.)**Permanent ændring af arbejdstiden og produktion.****Antal erlagte arbejdstimer****Antal hoveder****4.1. Estimationsresultater med arbejdstid**

I nedenstående tabel 4.1, vises estimationsresultater for xx -erhvervet.

Tabel 4.1. Forskellige L-ligninger for, xx -erhvervet

Model	Arbejds- tid	Lag-koefficienter, L^+							Hgn				
		1.år	2.år	3.år	1.år	2.år	3.år	ρ_L	s	DW	σ	logl	
1. MA	Nej	0.70	0.15	0.15	0.00	0.00	0.00	0.56	1.64	1.62	0.30	187.8	
2. MA	Frit	0.69	0.20	0.11	0.84	-.21	-.63	0.36	1.18	1.76	0.34	202.0	
3. MA	Som Y	0.57	0.26	0.17	0.43	-.26	-.17	0.63	1.30	1.21	0.29	196.0	
4. MA+dum	Nej	0.73	0.22	0.05	0.00	0.00	0.00	0.72	1.32	1.55	0.31	196.0	
5. Fejlkorr.	Nej	0.64	0.12	0.08	0.00	0.00	0.00	•	1.63	1.70	0.31	188.6	
6. Fejlkorr.	Frit	0.50	0.12	0.09	0.79	-.19	-.14	•	1.15	1.31	0.27	204.2	
7. Fejlkorr. +dum	Frit	0.52	0.12	0.09	0.76	-.19	-.14	•	1.08	1.08	0.26	205.4	

Anm. Estimationen af K -ligningen berøres kun i mindre omfang af om arbejdstiden medtages eller ej, og estimationsresultaterne herfor vises derfor ikke.

I estimationerne er der i K -ligningen medtaget ρ og γ er sat = 16 i K -hat-konstruktionen; ved sammenligning af række 1 med tabel 3.1 (række 4) fremgår det, at forskellen på $\gamma=4$ og $\gamma=16$ er forsvindende, også jf. afsnit 5.

I tabellen er angivet estimationer med MA-modellen (inkl. ρ) dels uden arbejdstid, dels med arbejdstidseffekter frit estimeret og dels med arbejdstidseffekter, der er bundet til Y -effekterne. Dette er estimationerne i række 1-3. I række 4 er i stedet for arbejdstiden inkluderet dummyer for de 3 storkonflikter,

der har været i estimationsperioden, 1961, 1973 og 1985 i form af en simpel ..0,1,0...-dummy.⁶ De sidste rækker viser estimationer med fejlkorrektionsmodellen uden hhv. med arbejdstidseffekter.

Det fremgår af tabellen, at estimationerne med frit estimerede arbejdstidseffekter (2 og 6) giver utroværdigt store effekter af en ændring i *Hgn*. I fejlkorrektionsmodellen er effekterne som følge af den langsomme tilpasning meget langvarige; efter 3 år er effekten på timeproduktiviteten af en permanent sænkning af arbejdstiden på 1% stadig 0.43% (=0.79-0.19-0.14), mens effekterne pr. konstruktion er 0 i MA-modellerne. Ved sammenligning af spredninger eller likelihood-værdier fremgår det, at den historiske forklarings-evne er klart bedst, når arbejdstiden indgår frit. Det er bemærkelsesværdigt, at hverken σ , effektivitetstrender (ikke vist) eller *K*-ligning (ikke vist) påvirkes i nævneværdigt omfang af, at arbejdstiden inddrages.

Ses nærmere på resultaterne for MA-modellen bemærkes, hvorledes DW-statistikken forværres væsentligt, når effekterne af arbejdstiden bindes til at følge effekterne af *Y*, jf. række 3. Det fremgår, at denne estimation, hvad angår historisk forklaringskraft, er væsentligt bedre end estimationen uden arbejdstidseffekter. Det bemærkes endvidere, at estimationerne i rækkerne 1. hhv. 3. kan opfattes som restriktioner på den frie estimation (række nr. 2.); i begge tilfælde pålægges 2 parameterrestriktioner.

Næsten samme forklaringskraft kan opnås, hvis man i stedet for arbejdstiden introducerer dummyer for de 3 storkonfliktår, der har været i estimationsperioden – sammenlign fx estimationerne i række 3 og 4. Som det også fremgår af nedenstående residual-grafer, hvor $D\log(Hgn)$ er indtegnet, er ændringerne i arbejdstiden tydeligt påvirket netop disse år, 1961, 1973 og 1985.⁷ Ændringen i arbejdstiden kunne derfor mistænkes for – med rette eller urette – at fungere som dummy i disse år. Det er imidlertid bemærkelsesværdigt, at introduceres disse dummyer samtidig med arbejdstidseffekter, så bliver dummyerne insignifikante og arbejdstidseffekterne påvirkes ikke væsentligt – sammenlign fx række 6 og 7.

De to estimationer, der ser mest tiltalende ud fra en alt-i-alt-betragtning, er MA-modellen uden arbejdstid og MA-modellen med arbejdstidseffekter bundet til at modsvare *Y*-effekterne, række 1 hhv. 3 i tabel 4.1. I praksis er eneste anke mod den sidstnævnte er, at DW-statistikken indikerer systematik i residualerne. Betragtes nedenstående figurer med residualer fra disse to estimationer, er det imidlertid tydeligt at se, hvad der sker: Når arbejdstiden inddrages, reduceres nogle enkelte, ret store residualer – primært i forbindelse med de nævnte storkonfliktår. Disse store residualer trækker DW-statistikken op imod 2, når arbejdstiden ikke er med; men det overordnede "grafiske" indtryk af residual-

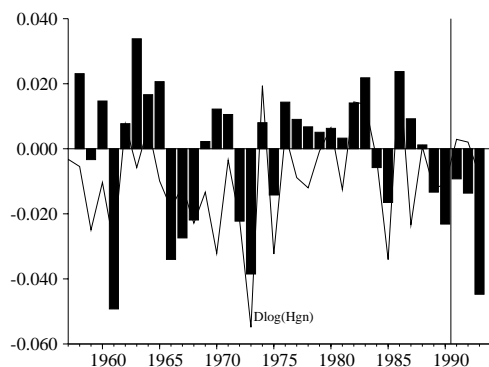
⁶..0,1,-1,0...-dummyer giver en væsentlig dårligere forklaringskraft. Det er indregnet, at der i MA-ligningen indgår en ρ -konstruktion, hvorfor den laggede dummy rent faktisk indgår som -1.

⁷Antallet af tabte arbejdsdage i forbindelse med konflikt er ca. 2300, 3900 hhv. 2300 tusinde.

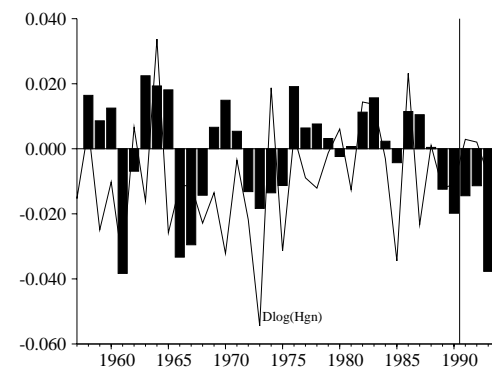
mønstret understøtter ikke DW-statistikens udsagn om, at residualerne til højre er væsentligt mere autokorrelerede end dem til venstre.

Figur 4.3. Residualer for xx -erhvervet, L-ligning. MA-model med ρ

Uden arbejdstid – DW=1.62
Jf. tabel 4.1 række 1



Med arbejdstid som Y – DW=1.21
Jf. tabel 4.1 række 3



I nedenstående tabel 4.2 er vist estimationer for 6 enkelte erhverv, idet xx -erhvervet gentages af hensyn til sammenligningen. Estimationsresultatet vises kun for L-ligningen, idet K-ligningen ikke påvirkes væsentligt af om arbejdstiden inkluderes eller ej. Alle estimationerne er udført med arbejdskraftligningen specificeret som MA-model med ρ , med ρ i kapitalligningen og med K -hat ($\gamma=16$) (som tabel 4.1).

Tabel 4.2 underbygger i det væsentligste de allerede gjorte kommentarer.

- Hverken estimatet af σ eller øvrige modelegenskaber påvirkes væsentligt af, at arbejdstiden medtages i estimationen.
- Typisk forbedres forklaringskraften, men forøgelsen af likelihood-værdien er dog typisk ikke så stor som i xx -erhvervet (arbejdstiden er ikke så signifikant).
- Typisk reduceres DW-statistikken (undtagen i én estimation i nf -erhvervet).
- Typisk er den frit estimerede 1. års effekt meget stor (undtagen i nf - og nm -erhvervet), og dynamikken er i nogle erhverv utroværdig (nf , nm , qh).
- Restriktionen om, at arbejdstiden kan indgå som spejlbillede af Y -effekten accepteres statistisk i alle erhverv (men ikke i xx -erhvervet), jf. forskellen på $logl$ i række 2 og 3.

På baggrund af de her viste estimationer foreslås det, at arbejdstiden medtages i beskæftigelsesligningerne på en måde, så timeproduktivitetseffekterne af en ændring i arbejdstiden svarer til effekterne af en ændring i produktionen (eller mere præcis L^+) – svarende til estimationerne 2 i tabel 4.2.

Tabel 4.2. Estimationsresultater for L-ligningen med arbejdstid. Forskellige erhverv, MA-model med ρ

	Erhverv	Arbejds- tid	Lag-koefficienter,										
			L^+			Hgn			ρ_L	s	DW	σ	logl
			1.år	2.år	3.år	1.år	2.år	3.år					
1.	<i>xx</i>	Nej	0.70	0.15	0.15	0.00	0.00	0.00	0.56	1.64	1.62	0.30	188.8
2.	<i>xx</i>	Frit	0.69	0.20	0.11	0.84	-.21	-.63	0.36	1.18	1.76	0.34	202.0
3.	<i>xx</i>	Som Y	0.57	0.26	0.17	0.43	-.26	-.17	0.63	1.30	1.21	0.29	196.6
1.	<i>b</i>	Nej	0.73	0.15	0.12	0.00	0.00	0.00	0.79	4.25	1.67	0.43	136.7
2.	<i>b</i>	Frit	0.69	0.24	0.07	0.88	-.45	-.43	0.77	4.24	1.56	0.31	139.9
3.	<i>b</i>	Som Y	0.68	0.21	0.11	0.32	-.21	-.11	0.80	4.16	1.52	0.37	138.5
1.	<i>nf</i>	Nej	0.45	0.32	0.23	0.00	0.00	0.00	0.60	3.47	1.29	0.62	156.4
2.	<i>nf</i>	Frit	0.46	0.31	0.23	0.44	0.11	-.55	0.58	3.55	1.38	0.60	157.8
3.	<i>nf</i>	Som Y	0.44	0.30	0.26	0.57	-.31	-.26	0.61	3.33	1.14	0.61	156.8
1.	<i>nk</i>	Nej	0.46	0.34	0.20	0.00	0.00	0.00	0.61	3.29	1.66	0.71	150.1
2.	<i>nk</i>	Frit	0.47	0.34	0.19	0.78	-.47	-.31	0.71	2.80	1.13	0.70	154.4
3.	<i>nk</i>	Som Y	0.45	0.36	0.19	0.55	-.36	-.19	0.70	2.86	1.25	0.69	154.0
1.	<i>nm</i>	Nej	0.64	0.20	0.16	0.00	0.00	0.00	0.70	2.50	1.99	0.44	168.2
2.	<i>nm</i>	Frit	0.62	0.23	0.15	0.30	-.38	0.08	0.74	2.32	1.69	0.42	170.0
3.	<i>nm</i>	Som Y	0.63	0.23	0.14	0.37	-.23	-.14	0.74	2.38	1.69	0.42	169.5
1.	<i>nq</i>	Nej	0.55	0.27	0.18	0.00	0.00	0.00	0.75	2.11	2.06	0.37	166.1
2.	<i>nq</i>	Frit	0.56	0.26	0.18	0.60	-.34	-.26	0.82	1.79	1.43	0.35	171.4
3.	<i>nq</i>	Som Y	0.54	0.28	0.18	0.46	-.28	-.18	0.80	1.81	1.52	0.35	171.0
1.	<i>qh</i>	Nej	0.51	0.42	0.07	0.00	0.00	0.00	0.51	2.64	1.43	0.15	152.9
2.	<i>qh</i>	Frit	0.59	0.29	0.12	0.70	-.13	-.57	0.52	2.54	1.30	0.20	155.2
3.	<i>qh</i>	Som Y	0.51	0.33	0.16	0.49	-.33	-.16	0.52	2.54	1.34	0.16	154.4

5. Om udnyttelseskorrigeret kapitalapparat

Som beskrevet udførligt i tidligere modelgruppepapirer,⁸ kan man med substitutionselasticiter $\sigma < 1$ komme ud for, at K er for lille til, at produktionen, Y , kan produceres, også selv om man lader L gå mod uendelig. For $\sigma < 1$ sker dette, når K bliver mindre end det såkaldte \underline{K} . Idet der her og i det følgende ses bort fra effektivitetsindeks (trends), er denne størrelse givet som:

$$\underline{K} = \delta^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \frac{Y}{\kappa}. \quad (5.1)$$

Når K bliver mindre (eller lig) \underline{K} , eksisterer det "nødvendige" arbejdskraft-

⁸Fx *Mere om faktorefterspørgslen* af John Smidt, Karsten Hansen og Thomas Thomsen, d. 28. juli 1994.

forbrug, L^+ ,

$$L^+ = \left[\frac{1}{1-\delta} \left(\frac{Y}{\kappa} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\delta}{1-\delta} K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5.2)$$

ikke. For at komme ud over dette problem har det været foreslået at operere med et såkaldt udnyttelseskorrigeret kapitalapparat, K -hat, som – når det puttes ind i (5.2) i stedet for det observerede K – giver en løsning for L^+ . Fortolkningen er, at K på kort sigt bliver mere effektiv, når produktionen stiger. Der har været foreslået forskellige funktionsformer for K -hat, og den p.t. mest lovende er den følgende:

$$\hat{K} = K \cdot \left[1 + \left(\frac{K}{K^*} \right)^\gamma - \left(\frac{K}{K^*} \right)^\gamma \right]^{\frac{1}{\gamma}}, \quad \gamma \geq 1, \quad (5.3)$$

hvor det optimale/langsigtede K , K^* , er givet som

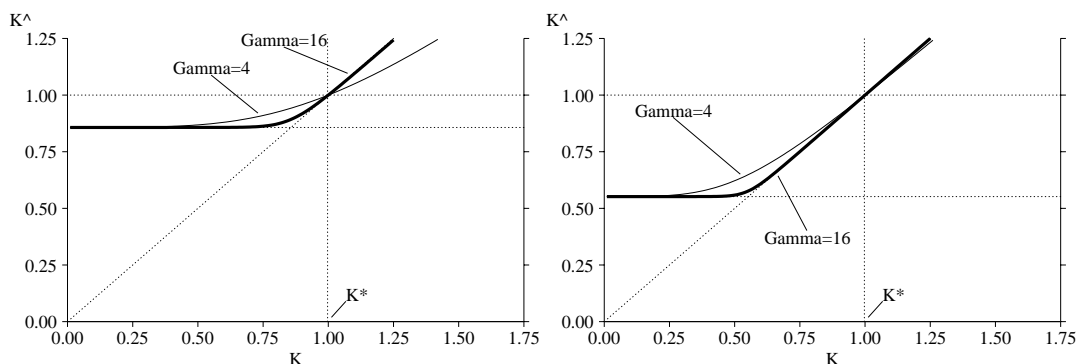
$$K^* = \delta^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \frac{Y}{\kappa} \left[\left(\frac{P_L}{P_K} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{1-\delta}{\delta} \right)^\sigma + 1 \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}. \quad (5.4)$$

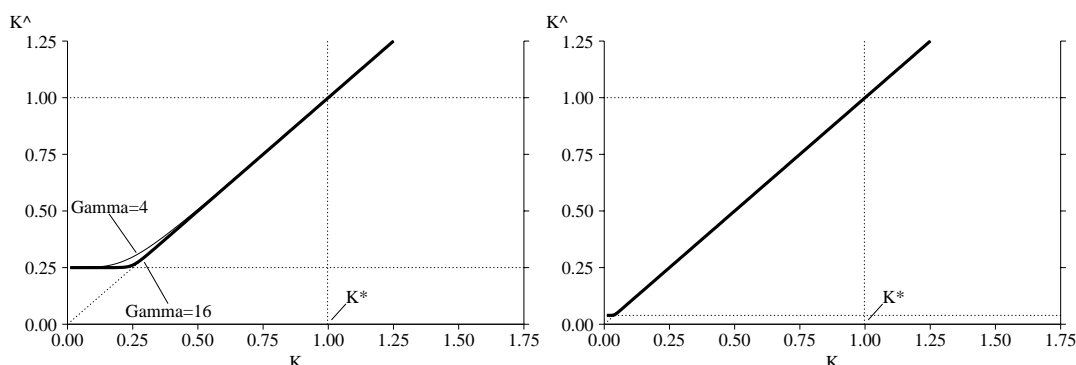
Med K -hat indsat i (5.2), får vi den arbejdskraft, som er nødvendig, givet at kapitalapparatet udnyttelseskorrigeres, dvs.

$$\hat{L}^+ = \left[\frac{1}{1-\delta} \left(\frac{Y}{\kappa} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\delta}{1-\delta} \hat{K}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5.5)$$

Nedenfor vises sammenhængen mellem K -hat og K for forskellige værdier af σ , idet det antages, at omkostningsandelene for K hhv. L i optimum (s_K^* hhv. s_L^*) er 0.25 hhv. 0.75, hvilket svarer nogenlunde til værdierne i 1990 for α -erhvervet. For værdierne $\sigma = 0.10, 0.30, 0.50$ og 0.70 bliver K -hat-funktionen:

Figur 5.1. Funktionsformen for K -hat for $\sigma = 0.10$ hhv. 0.30 .



Figur 5.2. Funktionsformen for K -hat for $\sigma = 0.50$ hhv. 0.70 .

Af figurene ses det, at effekten af at effektivitetskorrigerer (= forskellen på mellem K og K -hat) er større, desto mindre σ er og desto mindre γ er. Af (5.3) kan det regnes ud, at

$$\frac{d \log(\hat{K})}{d \log(K)} = 1 - \frac{\left(\frac{K}{K^*}\right)^\gamma}{1 + \left(\frac{K}{K}\right)^\gamma - \left(\frac{K}{K^*}\right)^\gamma} = 1 - \left(\frac{K}{\hat{K}}\right)^\gamma \quad (5.6)$$

Denne elasticitet er altid større end nul og går mod én for K gående mod uendelig og mod nul for K gående mod nul. I ligevægt, $K = K^*$, er elasticiteten

$$\frac{d \log(\hat{K})}{d \log(K)} \Big|_{K=K^*} = 1 - \left(\frac{K}{K^*}\right)^\gamma = 1 - \left(s_K^* \frac{\sigma}{1-\sigma}\right)^\gamma \quad (5.7)$$

Omkring ligevægtpunktet $K = K^*$ kan man lave følgende følsomhedsanalyse af, hvor meget K -hat ændres, når K forøges med én procent, givet at $s_K^* = 0.25$.

Tabel 5.1. Effekt på K -hat af at K forøges med én procent. Givet $K = K^*$.

	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.3$	$\sigma = 0.5$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1$	0.14	0.45	0.75	0.96
$\gamma = 2$	0.27	0.70	0.94	1.00
$\gamma = 4$	0.46	0.91	1.00	1.00
$\gamma = 8$	0.71	0.99	1.00	1.00
$\gamma = 16$	0.91	1.00	1.00	1.00

Anm. Beregnet under antagelse af $s_K^* = 0.25$

Af tabellen fremgår det, at sættes γ lig 4 eller 16, er der for $\sigma \geq 0.30$ så godt som ingen effekt på effektiviteten (forholdet K/K -hat) af at forøge K fra en ligevægtssituation ($K = K^*$).

Til sidst skal blot angives L^+ 's elasticitet mht. K og K -hat's elasticitet mht. Y ,

da vi får brug for disse størrelser i afsnit 5.3. Af (5.2) kan det regnes ud, at

$$\frac{d\log(L^+)}{d\log(K)} = -\frac{\delta}{1-\delta} \left(\frac{L^+}{K}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}, \quad (5.8)$$

og

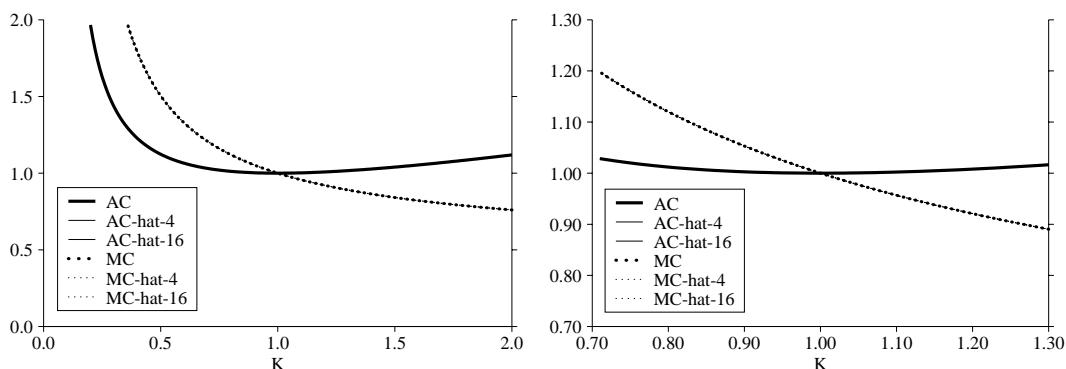
$$\frac{d\log(\hat{K})}{d\log(Y)} = K \frac{\left(\frac{K}{K}\right)^\gamma}{1 + \left(\frac{K}{K}\right)^\gamma - \left(\frac{K}{K^*}\right)^\gamma} = K \cdot \left(\frac{K}{\hat{K}}\right)^\gamma. \quad (5.9)$$

hvor det i den sidste ligning udnyttes, at K/K^* er uafhængig af størrelsen af Y .

5.1. Effekter på MC^+ og AC af at udnyttelseskorrigere K

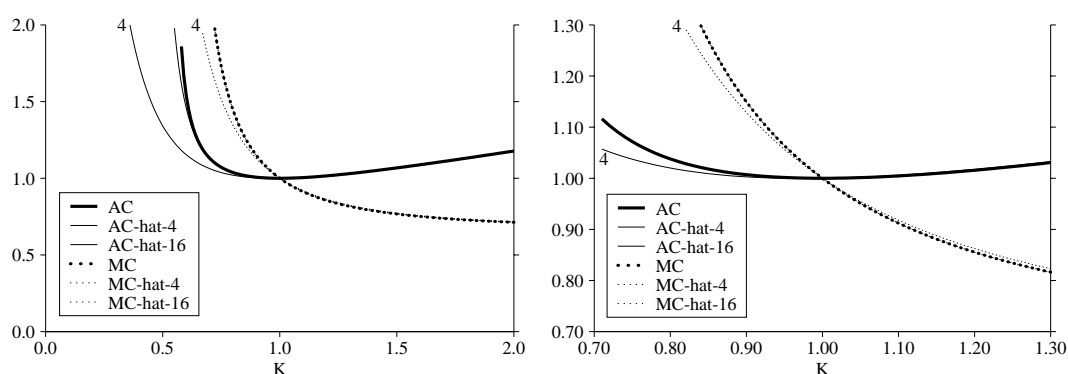
Jo større σ er, jo mindre betyder det alt andet lige (dvs. for fastholdt γ) at udnyttelseskorrigere. Dette ses i den følgende figur, hvor der er optegnet (kortsigtede) marginalomkostninger, MC og (kortsigtede) gennemsnitsomkostninger, AC :

Figur 5.3. MC og AC for $\sigma = 0.70$, forstørret til højre.

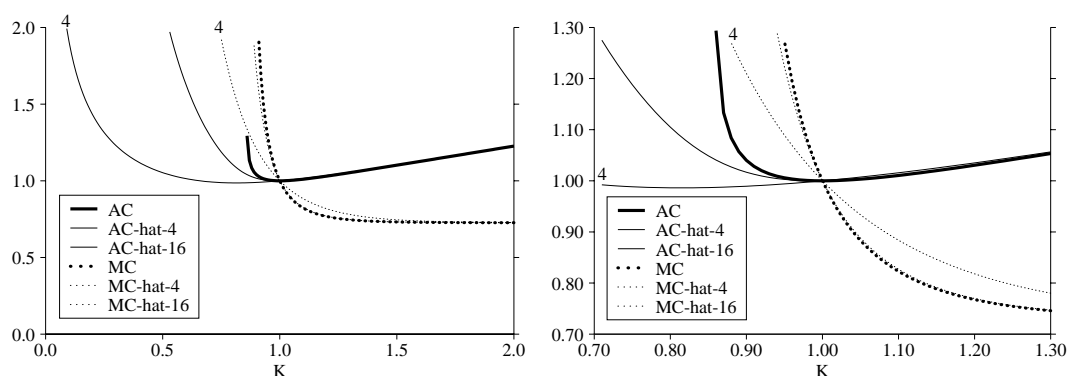


For høje værdier af σ har MC og AC stort set samme forløb, uanset om der udnyttelseskorrigeres ($\gamma = 16$ hhv. 4) eller ej. MC -hat er beregnet ved at indsætte K -hat på K 's plads i udtrykket for MC (jf. evt. den efterfølgende formel (5.11)), mens AC -hat er beregnet ud fra $P_K K + P_L L^+$ hat.

Det ses, at MC skærer AC i dens minimum, og AC 's minimum er netop $K = K^* = 1$. Sættes σ , som vist nedenfor, til 0.30 giver konstruktionen med K -hat og $\gamma = 4$ et noget andet forløb for MC og AC , men betragtes "rimelighedsområdet" i figuren til højre, må man dog sige, at $\gamma = 4$ følger den "sande" MC rimeligt.

Figur 5.4. MC og AC for $\sigma = 0.30$ 

Det er faktisk først for σ så lille som 0.10, at forskellene mellem $\gamma = 16$ og $\gamma = 4$ virkelig springer i øjnene:

Figur 5.5. MC og AC for $\sigma = 0.10$ 

Som det fremgår er der med en lille γ (fx $\gamma=4$) er der for meget små værdier af σ meget stor forskel på, om der benyttes den "sande" MC , eller MC -hat. I dette tilfælde kan K presses langt ned under K^* – endda ned under \underline{K} – uden, MC -hat-4 øges mærkbart; i praksis skal K ned under $0.5 \cdot K^*$ før, der sker "noget".

Også med en stor γ (fx $\gamma=16$) er der stor forskel på MC og MC -hat, når K nærmer sig kapacitetsgrænsen. Men for praktiske formål er forskellen ikke særligt interessant, da marginalomkostningerne i begge tilfælde hurtigt går mod noget meget stort, når K nærmer sig \underline{K} . Hvis MC anvendes andre steder i modellen – fx i prisbestemmelsen – vil signalerne, der udgår fra faktorsystemet således under alle omstændigheder være ekstreme, og modellen vil i praksis bryde sammen, uanset om man udnyttelseskorrigerer med $\gamma = 16$ eller ej; i praksis er det lige meget, om MC er 4, mens MC -hat-16 "kun" er 3, for i begge tilfælde er der tale om ekstreme størrelser, når vi normalt opererer med størrelser mellem omkring 1-1.10.

5.2. Faktorsystemets marginaleskaber uden K -hat

I faktorefterspørgselsammenhæng er K -hat's funktion at sikre, at der altid eksisterer et L^+ , som kan bruges i arbejdskraftens tilpasning. Imidlertid har K -hat-konstruktionen betydning for faktorsystemets marginaleskaber, og det er denne betydning, der vil blive fokuseret på i det følgende.

Med marginaleskaber vil man typisk forstå spørgsmålet om, hvad der sker, hvis produktionen forøges med én krone eller 1%. Hvad kapitalapparatet angår, er der ret godt styr på, hvad der sker, idet effekten på K af en 1% stigning i Y simpelthen er parameteren γ_l (koefficienten til $D\log(K^*)$). Hvad effekten på L^+ er, er det imidlertid knapt så oplagt, for slet ikke at tale om effekten på de kortsigtede marginalomkostninger, MC .

Disse marginaleskaber vil der derfor blive regnet på i det følgende, hvor det dog skal pointeres, at effekten på K af at forøge Y for simpelhedens skyld antages at være lig nul. I modellen vil K ganske vist følge med Y , når denne stiger (typisk stiger K med 0.40%, når Y stiger med 1%), men det er ikke umagen værd at indregne denne effekt, for den kan simpelthen oversættes til, at Y "reelt" kun stiger med $1 - 0.40 = 0.60\%$, således at man blot kan multiplicere alle sine effekter med 0.60, hvis man vil have effekten af at øge Y inklusive bevægelser i K . Uden K -hat-effekter haves udtrykkene for L^+ og MC^+ som

$$L^+ = \left[\frac{1}{1-\delta} \left(\frac{Y}{\kappa} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\delta}{1-\delta} K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5.10)$$

$$MC^+ = P_L \frac{1}{\kappa} (1-\delta)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \left[1 - \delta \left(\frac{Y}{\kappa} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (5.11)$$

Det bemærkes, at MC^+ udtrykker marginalomkostningerne, givet L^+ . I det omfang det faktiske L afviger fra L^+ (som følge af labour-hoarding), vil MC^+ ikke være lig de observerede marginalomkostninger – dvs. P_L gange ændringen i modellens beregnede L . Når labour-hoarding-gevinsten således ikke indregnes i det betragtede marginalomkostningsbegreb, kan det begrundes med, at hvis medarbejderne tvinges til at løbe hurtigere i en opgang, vil den forudseende virksomhed forvente, at medarbejderne med god samvittighed løber langsommere, hvis der efterfølgende kommer en nedgang.

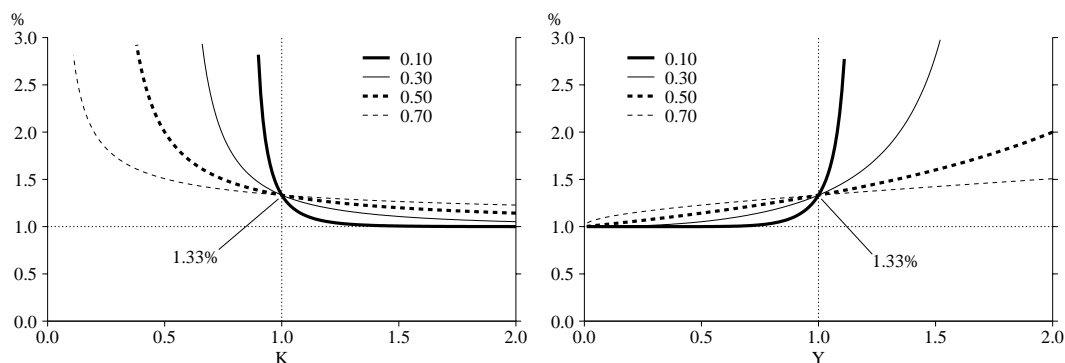
Effekten på L^+ og MC^+ af at forøge Y med 1% kan nu fås ved at differentiere (5.10) og (5.11) mht. Y , hvilket kan vises at give følgende:

$$\varepsilon_{L^+} = \frac{d\log(L^+)}{d\log(Y)} = 1 + \frac{s_K^* \left(\frac{K}{K^*} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{1 - s_K^* \left(\frac{K}{K^*} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}, \quad (5.12)$$

$$\varepsilon_{MC^+} = \frac{1}{\sigma} (\varepsilon_{L^+} - 1) . \quad (5.13)$$

Med s_K^* sat til 0.25, kan vi nu tegne grafer for, hvordan ε_{L^+} hhv ε_{MC^+} afhænger af σ og niveauet for K hhv. niveauet for Y .

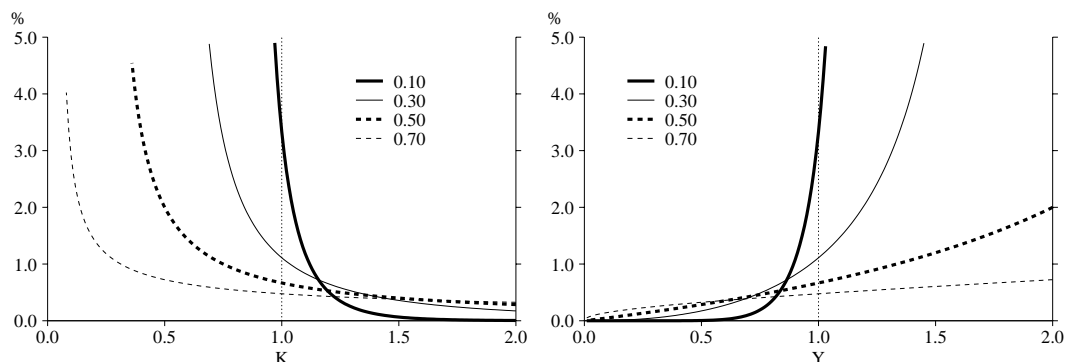
Figur 5.6. ε_{L^+} som funktion af K hhv. Y for forskellige værdier af σ



Ser vi først på den venstre figur – hvor Y holdes fast og K varierer – ses det, at i ligevægt ($K = K^* = 1$) er ε_{L^+} lig 1.33, uanset størrelsen af σ ; dette følger af, at (5.12) reducerer til $\varepsilon_{L^+} = 1 + s_K^*/(1-s_K^*)$ for $K = K^*$. Det fremgår af figuren, at jo mindre σ er, jo mere følsom er ε_{L^+} for afvigelser mellem K og K^* , og det ses, at ε_{L^+} altid er større end én, når $\sigma < 1$.

I den højre figur holdes K fast, mens Y varierer, og denne figur er nærmest et spejlbillede af den venstre figur. Y lig én kan opfattes som et "ligevægts"- Y (som kunne kaldes Y^*), dvs. det Y , som gør den givne størrelse af K optimal. Gøres Y mindre end Y^* , bliver $K > K^*$ og vice versa.

Mens ε_{L^+} i ligevægt er det samme (=1.33) uanset værdien af σ , er værdien af ε_{MC^+} stærkt afhængigt af σ – også i ligevægt. Dette fremgår direkte af formel (5.13). For de angivne værdier af σ er ε_{MC^+} i ligevægt 3.33, 1.11, 0.67 hhv. 0.48 (svarende til 0.33/0.10, 0.33/0.30, 0.33/0.50 hhv. 0.33/0.70).

Figur 5.7. ε_{MC^+} som funktion af K hhv. Y . for forskellige værdier af σ 

Sammenfattende kan man sige, at foretages kun *meget* små Y -eksperimenter fra en initial ligevægt, så er en L^+ -multiplikator uafhængig af værdien af σ ; foretages eksperimentet ude af ligevægt ($K < K^*$) er effekten på L^+ derimod stærkt afhængig af værdien af σ . For marginalomkostningerne er det endnu mere afgørende, hvad σ er. Et σ på 0.10 giver en multiplikator (fra en ligevægtssituation) på marginalomkostningerne, som er syv gange så stor som hvis σ var 0.70. Eller sagt på en anden måde: marginalomkostningerne med $\sigma = 0.10$ vil være omkring syv gange så volatile som marginalomkostningerne med $\sigma = 0.70$.⁹

5.3. Faktorsystemets marginalegenskaber med K -hat

For at kunne vurdere, hvor meget K -hat-transformationen betyder for marginalegenskaberne, beregnes ε_{L^+} hhv. ε_{MC^+} med $\gamma = 16$ hhv. $\gamma = 4$.

Beregningen af disse marginalegenskaber kræver, at der tages hensyn til, at K -hat ændrer sig, når Y ændres. Hvis vi starter med L^+ , har vi altså, at L^+ hat er en funktion af Y og K -hat, hvor K -hat igen er en funktion af Y . Effekten på L^+ hat af at forøge produktionen marginalt kan derfor fås som

$$\varepsilon_{L^+} = \frac{d\log(\hat{L}^+)}{d\log(Y)} = \frac{\partial\log(\hat{L}^+)}{\partial\log(Y)} + \frac{\partial\log(\hat{L}^+)}{\partial\log(\hat{K})} \cdot \frac{\partial\log(\hat{K})}{\partial\log(Y)}. \quad (5.14)$$

For at kunne beregne ε_{L^+} , får man altså brug for L^+ hat's afledede mht. Y , L^+ hat's afledede mht. K -hat og K -hat's afledede mht. Y . Disse fås som følger:

⁹Er man således i en situation, hvor σ ikke er synderligt velbestemt, kunne man tænke sig, at tilføjelsen af en prisligning à la $p = MC^+$ ville gøre σ bedre bestemt. Eksempelvis ville en halvering af σ betyde en fordobling af kortsigtsudsvingene i MC^+ , hvilket klart ville kunne mærkes i prisligningen, hvis prisen, p , ikke udviser sådanne sving.

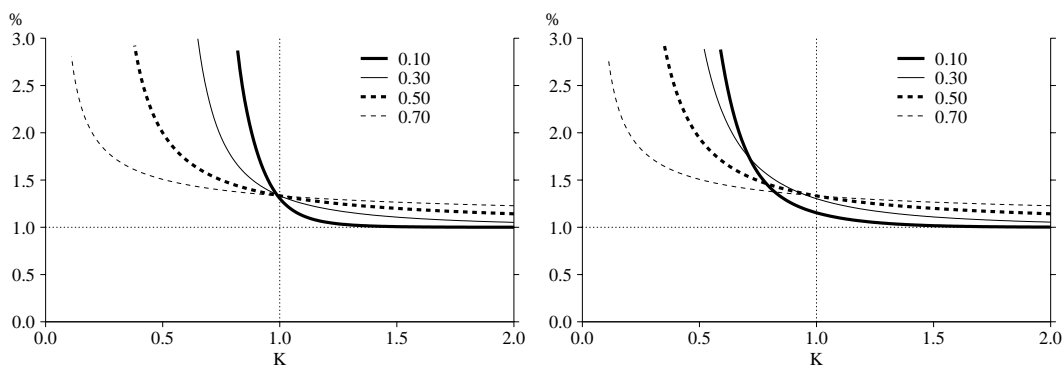
- L^+ hat's afledede mht. Y : Se formel (5.12) med K -hat på K 's plads.
- L^+ hat's afledede mht. K -hat: Se formel (5.8) med K -hat på K 's plads og L^+ hat på L^+ 's plads.
- K -hat's afledede mht. Y : Se formel (5.9)

Effekten på L^+ hat (L^+ givet at K udnyttelseskorrigeres) af at forøge Y med 1% kan beregnes til:

$$\varepsilon_{\hat{L}^+} = \left[1 + \frac{s_K^* \left(\frac{\hat{K}}{K^*} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{1 - s_K^* \left(\frac{\hat{K}}{K^*} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \right] + \left[\frac{\delta}{1-\delta} \left(\frac{\hat{L}^+}{\hat{K}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right] \cdot \left[\hat{K} \frac{\left(\frac{K}{\hat{K}} \right)^\gamma}{1 + \left(\frac{K}{\hat{K}} \right)^\gamma - \left(\frac{K}{K^*} \right)^\gamma} \right] \quad (5.15)$$

Formlen indebærer, at der er en direkte positiv effekt fra ændringer i Y til ændringer i L^+ hat, men at der samtidig er en modsatrettet effekt fra, at K -hat presses op, når Y øges (udnyttelseeffekten som følge af, at K rykker nærmere K).

Figur 5.8. ε_{L^+hat} som funktion af K for forsk. værdier af σ .
 $\gamma = 16$ $\gamma = 4$



Med $\gamma=16$ er der ikke store forskelle i forhold til figur 5.6 (venstre), og marginalegenskaberne i ligevægt ($K = K^* = 1$) er stort set de samme, som uden udnyttelseeffekter. For $\sigma = 0.10$ er det dog med $\gamma=16$ muligt at presse kapitalapparatet godt dobbelt så langt ned i forhold til situationen uden K -hat, før det giver voldsomme stigninger i L^+ hat. Med $\gamma=4$ kan man for $\sigma = 0.10$ presse K 30-40% ned under K^* , før marginalegenskaberne på L^+ hat bliver ekstreme, hvilket kan sammenlignes med ca. 10% uden udnyttelsekorrektion. Med $\gamma=4$ bemærkes det, at ε_{L^+hat} i ligevægt, $K = K^*$, er noget mindre (1.15%) med udnyttelsekorrektion end uden (1.33%).

Det fremgår således – ved sammenligning med figur 5.6 (venstre) – at effekten af udnyttelsekorrektionen i praksis er, at det "reelle" K (dvs. det K , hvor marginalegenskaberne bliver "ekstreme") flyttes nedad. Herved øges det interval for K/K^* -forholdet, hvor faktorblokken vil give resultater, som den øvrige model meningsfyldt kan "arbejde videre med", når σ er lille. For større σ 'er er

forskellen helt forsvindende, da \underline{K} under alle omstændigheder ligger langt under K^* .

Sættes $K = K^*$ i udtrykket for $\varepsilon_{L+\text{hat}}$ reducerer det til

$$\varepsilon_{L^+} = 1 + \frac{s_K^*}{1-s_K^*} \left(1 - \left(s_K^* \frac{\sigma}{1-\sigma} \right)^\gamma \right) \quad (5.16)$$

hvorved det er nemt at lave den følgende følsomhedsanalyse:¹⁰

Tabel 5.2. Effekt på L^+ af at Y forøges med én procent. Givet $K = K^*$

	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.3$	$\sigma = 0.5$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1$	1.05	1.15	1.25	1.32
$\gamma = 2$	1.09	1.23	1.31	1.33
$\gamma = 4$	1.15	1.30	1.33	1.33
$\gamma = 8$	1.24	1.33	1.33	1.33
$\gamma = 16$	1.30	1.33	1.33	1.33
ingen	1.33	1.33	1.33	1.33

Anm. Beregnet under antagelse af $s_K^* = 0.25$

En tilsvarende følsomhedsanalyse kan foretages for effekten på MC^+ , jf. nedenstående tabel 5.3.¹¹

Tabel 5.3. Effekt på MC^+ , når Y forøges med én procent. Givet $K = K^*$

	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.3$	$\sigma = 0.5$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1$	0.48	0.50	0.50	0.46
$\gamma = 2$	0.88	0.77	0.63	0.48
$\gamma = 4$	1.53	1.01	0.66	0.48
$\gamma = 8$	2.36	1.10	0.67	0.48
$\gamma = 16$	3.05	1.11	0.67	0.48
ingen	3.33	1.11	0.67	0.48

Anm. Beregnet under antagelse af $s_K^* = 0.25$

¹⁰Se evt. bilag B, for følsomhedstabeller med bevægelse i K .

¹¹Ved beregningen af tabel 5.3 er sammenhængen (5.13) anvendt også for "hat"-variabler. Marginalomkostningsudtrykket, MC^{hat} , er beregnet under forudsætning af, at udnyttelsesgraden ikke ændrer sig, når Y ændres. Dette svarer til, at virksomhederne, som nævnt, heller ikke tager højde for labour-hoarding-gevinsten, og kan evt. tolkes, således at udnyttelseseffekterne ikke er "gratis", men at det koster noget at udnytte kapitalapparatet ekstra.

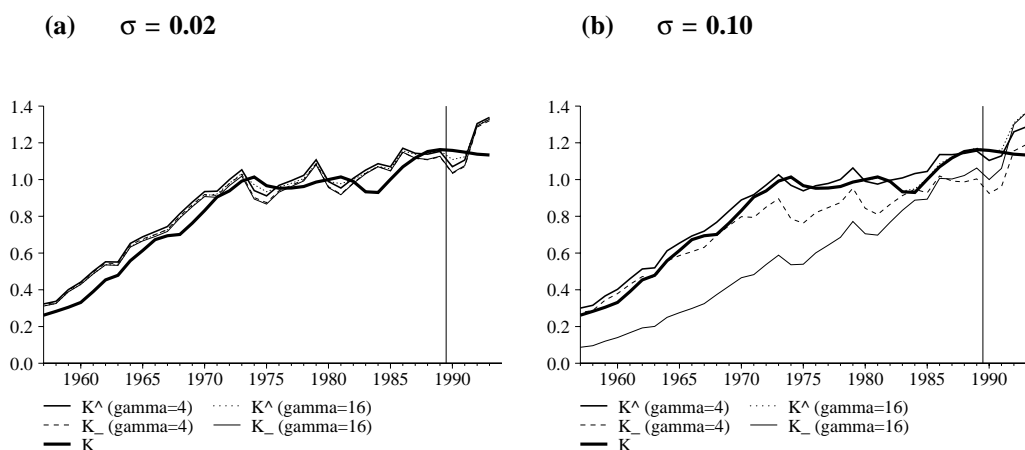
Som det fremgår af tabel 5.3 er det af væsentlig betydning for niveauet for $\varepsilon_{MC+\hat{K}}$, hvad γ sættes til. Små værdier af γ indebærer en kraftig udnyttelseskorrektion, der indebærer, at effekten på MC^+ ikke er særlig afhængig af værdien af σ (fx jf. 1. række i tabellen). Der vil i praksis ske det, at følsomheden af MC overfor ændringer i Y vil blive reduceret, specielt for små værdier af σ . Af tabellen ses det, at for små σ 'er (σ fx lig 0.10) er volatiliteten i marginalomkostningerne meget afhængig af størrelsen af γ . Hvis vi ønsker at anvende en CES-funktion med $\sigma = 0.10$ (og ikke bare vælge at binde σ til noget større), så vil MC have "amplituden" 3.05, når $\gamma = 16$ (hvor den "sande" værdi er 3.33), mens vi med $\gamma = 4$ halverer denne amplitude til 1.53.

5.4. Estimationseksempel

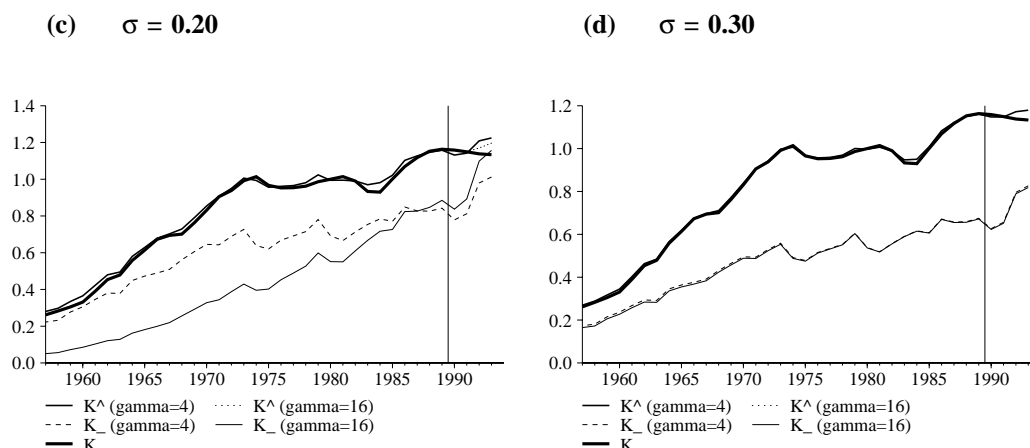
Generelt vil det gælde, at for relativt store σ -værdier (0.3-0.7) er der ingen forskel på K -hat (og derved på udnyttelseseffekten) om γ sættes til 4 eller 16 (jf. evt. figur 5.9 nedenfor); det vil typisk heller ikke være af betydning om man anvender udnyttelseskorrektion. Dette vil imidlertid ikke gælde for små σ 'er, hvilket nedenstående figurer illustrerer. Figureerne viser resultater fra estimationer af nb -erhvervet med $\gamma=4$ og $\gamma=16$, hvor σ er bundet til hhv. 0.02, 0.1, 0.2 og 0.3. Den højeste likelihoodværdi opnås i den konkrete specifikation ved $\sigma = 0.02$, så nb -erhvervet er et eksempel på et "lav-sigma-erhverv".¹²

I figureerne er vist det observerede kapitalapparat, K , samt K -hat og undergrænsen \underline{K} . Der mindes om, at K -hat er det kapitalapparat, som "puttes ind i L-ligningen" for at finde L^+ , så forskellen mellem K -hat og K er altså et udtryk for udnyttelseseffekten.

Figur 5.9 K -hat, \underline{K} og K for forskellige σ , nb -erhvervet



¹²Dette resultat fås kun med K -hat, idet estimation uden bryder sammen ($K < \underline{K}$).

Figur 5.9 K -hat, \underline{K} og K for forskellige σ , *nb*-erhvervet (forts.)

I figur 5.9 (a), hvor σ er 0.02, ses det, at op til 1973 ligger det observerede kapitalapparat konstant under undergrænsen \underline{K} for begge γ -værdier. Dette betyder, at K -hat er større end K i hele denne periode. Det ses, at $K_{\underline{}}$ og \hat{K} følger hinanden meget tæt, og der er ikke forskel på $\gamma=4$ og $\gamma=16$. Årsagen til dette er, at σ er meget tæt på 0, og i grænsen ($\sigma=0$) vil det gælde, at $\underline{K}=K^*=K$ -hat. De meget kraftige udnyttelseseffekter i (a), skyldes altså, at K -hat uanset værdien af γ følger udviklingen i K^* og er stort set uafhængig af K . For σ tæt på nul, er der altså ingen reel forskel på at bruge $\gamma=4$ eller $\gamma=16$.

I (b), hvor σ er 0.10, ses der at være en vis forskel på de to γ -værdier, specielt ses de to \underline{K} -serier at udvikle sig forskelligt. For $\gamma=16$ er der ingen forskel på serierne for K -hat og K , mens der stadig er kraftige udnyttelseseffekter for $\gamma=4$. For $\sigma=0.1$ er der altså betydelig forskel på $\gamma=4$ og $\gamma=16$. I dette tilfælde ser vi, modsat tilfældet for $\sigma=0.02$, at $\gamma=16$ reelt betyder, at der ikke er nogen udnyttelseseffekt.

I (c) er $\sigma=0.20$, og nu ses udnyttelseseffekterne for $\gamma=4$ at være mindsket. I enkelte år er der dog stadig en forskel på de to K -hat-serier, og \underline{K} er ligesom for $\sigma=0.10$ stærkt afhængig af γ -værdi.

I (d) er $\sigma=0.30$, og forskelle mellem K -hat for $\gamma=4$ og $\gamma=16$ er nu helt væk, og begge serier ligger klinet til det observerede kapitalapparat K . Yderligere ses \underline{K} også at være sammenfaldende for de to γ -værdier, hvilket kan tages som udtryk for, at de strukturelle parametre i praksis er ens uanset værdi af γ .

Vi kan på baggrund af ovenstående konkludere følgende. For *meget* små σ 'er (mindre end 0.10) er der reelt ingen forskel på udnyttelseseffekterne uanset hvad γ sættes til. K -hat vil i dette tilfælde stort set følge K^* , hvilket betyder, at der vil være kraftige udnyttelseseffekter også for store γ -værdier. For σ 'er i størrelsesordenen 0.10-0.20 er der praktisk taget ingen udnyttelseseffekter, så længe γ sættes til 16 (eller derover). For $\gamma < 16$ vil der være udnyttelseseffekter af en vis størrelse. For $\sigma > 0.20$ er det stort set uden betydning, hvad γ sættes til.

5.5. Sammenfattende om udnyttelseskorrektion af kapitalapparatet

Det er i de foregående afsnit blevet vist, at udnyttelseskorrektion af kapitalapparatet reelt ikke har nogen betydning for store værdier af σ (fx $> 0.20-0.30$).¹³

For meget små værdier af σ (fx < 0.10) er det derimod helt afgørende, om der udnyttelseskorrigeres eller ej. Hvis der ikke opereres med K -hat, vil estimationerne typisk bryde sammen (fordi L^+ ikke eksisterer i nogle år). Selv om estimationer var mulige, ville 3. generationseffekterne i simulationer med modellen i praksis blive ekstreme (fordi \underline{K} er tæt på K^* , når σ er lille), og modellen ville bryde ned – enten fordi L^+ ikke vil eksistere eller fordi signalerne i form af fx MC , der sendes ud fra faktorblokken til den øvrige model, vil blive ekstreme.

Hvis K -hat derimod anvendes, vil estimationerne normalt "gå godt" fordi L^+ altid eksisterer, selv om σ er meget lille. Det er i praksis ligegyldigt, hvilken funktionsform (værdi af γ), der anvendes, idet \underline{K} med små værdier af σ under alle omstændigheder ligger så tæt på K^* , at K -hat vil følge K^* tæt. Dette vil ske uafhængig af størrelsen af det fysiske kapitalapparat, og de implicerede udnyttelseseffekter på kapitalapparatet (K/K -hat-forholdet) er derfor potentielt meget store (og utolkelige). Samtidig vil L^+ være tæt på L^* , og modellen vil derfor reelt reducere til 2. generation, hvor der ikke er nogen (kortsigtet) effekt fra det fysiske K til arbejdskraften, L . Dette indebærer, at der reelt er grænser for, hvor små værdier af σ , der kan accepteres – formelt løser K -hat problemerne med eksistens af L^+ , men i praksis er omkostninger i form af ufortolkelighed nok for store. Hvis σ virkelig er så lille må man enten tvinge den til at være større, eller forlade CES-funktionen (eller mere præcis 3. generations-tilgangen) til fordel for simple K - og L -ligninger, der evt. udelukkende baseres på produktionen (og ikke fx relative priser).

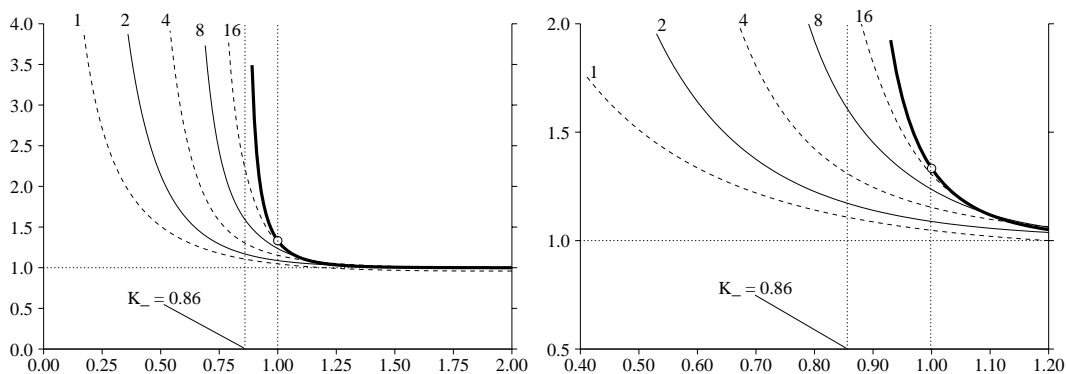
I en eller anden forstand står intervallet $0.10 < \sigma < 0.20-0.30$ tilbage. For værdier af σ i dette interval har det både betydning om der udnyttelseskorrigeres, og i givet fald, hvordan det gøres (værdien af γ). Nedenstående figurer 5.10-5.12 illustrerer betydningen af udnyttelseskorrektion.

Det fremgår af figur 5.10, at for $\sigma=0.10$ vil effekten på L^+ uden udnyttelseskorrektion hurtigt øges, når K reduceres i forhold til K^* og kapitalapparatet dermed nærmer sig \underline{K} (der i dette tilfælde er $= 0.86 \cdot K^*$). Jo mindre γ sættes, jo mere er det muligt at reducere K i forhold til K^* ; sættes γ eksempelvis til 1, kan K reduceres med mere end 50% i forhold til K^* uden at effekten på L^+ bliver ekstrem. Dette kan formuleres således, at den "reelle" undergrænse for K flyttes

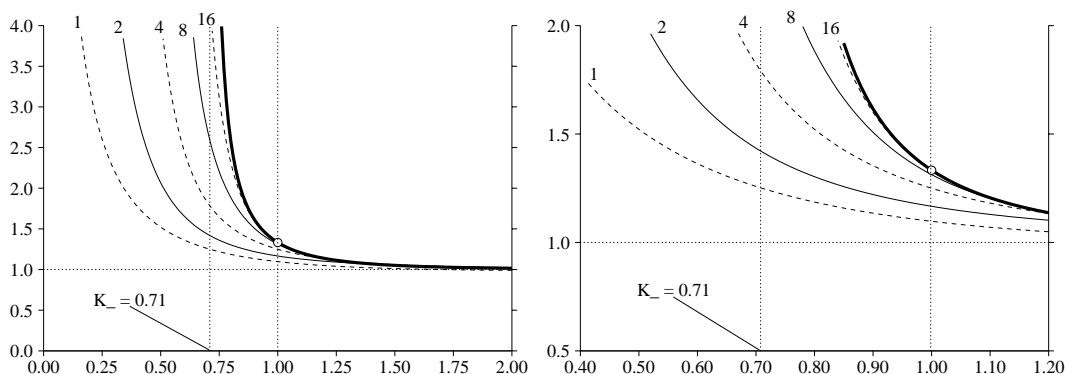
¹³Selv med store værdier af σ kan udnyttelseskorrektion være af betydning, hvilket dog vil kræve meget små værdier af γ . Dette er der imidlertid meget tilbage fra i praksis af flere årsager, bl.a. for at undgå for store effekter i ligevægt.

nedad, når der udnyttelseskorrigeres; herved forøges det meningsfulde variationsområde for K , således at man både i estimationen og i fremskrivninger/multiplikatoreksperimenter kan "tillade" relativt mindre værdier af K/K^* -forholdet, før det går galt. Det fremgår også af figuren, at "prisen" for dette større, tilladte variationsområde bl.a. er, at effekten på L^+ i ligevægt påvirkes.¹⁴

Figur 5.10. Effekten på L^+ af at hæve Y 1%, $\sigma = 0.10$, forskellige γ 'er.

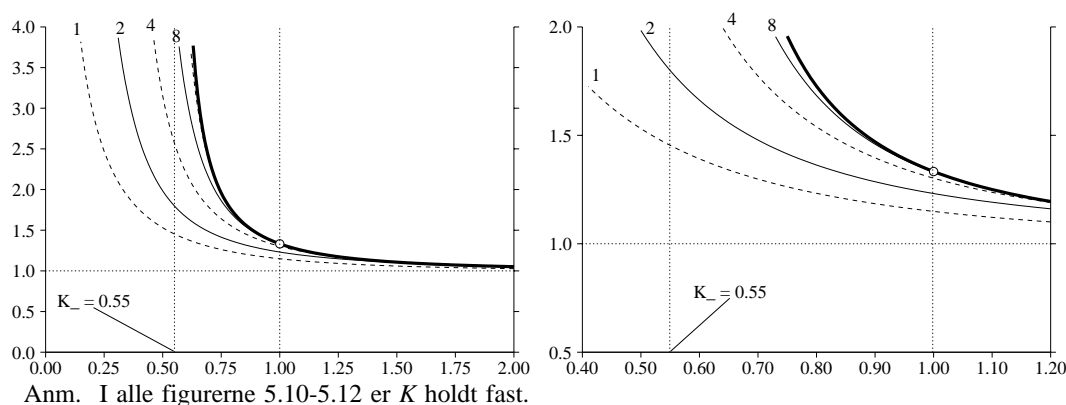


Figur 5.11. Effekten på L^+ af at hæve Y 1%, $\sigma = 0.20$, forskellige γ 'er.



¹⁴Dette hænger dog sammen med den konkrete funktionsform for K -hat. I modelgruppepapiret *Om udnyttelseskorrigeret kapitalapparat i faktorefterspørgslen* af John Smidt, d. 27. september 1994, er en anden funktionsform fremlagt, der sikrer, at marginalegenskaberne ikke påvirkes i punktet $K=K^*$ (jf. en logistisk transformation).

Figur 5.12. Effekten på L^+ af at hæve Y 1%, $\sigma = 0.30$, forskellige γ 'er.



Af figurerne 5.11 og 5.12 fremgår, at betydningen af udnyttelsekorrektion mindskes, når σ øges. Dette hænger snævert sammen med, at \underline{K} flytter nedad, og man vil derfor i praksis sjældnere støde ind i de kraftige ikke-lineariteter, der ligger omkring \underline{K} . Det fremgår dog, at selv for $\sigma=0.30$ kan en værdi af γ på 4 sænke den "reelle" \underline{K} (fx defineret som, hvornår effekten på L^+ er større end 2) fra omkring 75% af K^* til omkring 65%; sættes γ endnu lavere fås et praktisk anvendeligt variationsområde for K , der er endnu større.

Det bør bemærkes, at den illustrerede problemstilling kun er relevant i en 3. generationssammenhæng, dvs. når L^+ ønskes benyttet. En løsning ville derfor være at anvende 2. generationsdynamik, hvilket konkret ville indebære, at L skulle tilpasse sig L^* i stedet for L^+ . Dette ville indebære, at man kunne tillade vilkårligt små værdier af σ . Imidlertid ville denne løsning bl.a. indebære store fortolkningsproblemer, herunder vedr. labour-hoarding, ligesom der eksempelvis ikke vil være effekter på kort sigt på L af at ændre K . Denne løsning skal derfor ikke forfølges.

I praksis er problemet ved K -hat-konstruktionen nok, at vi er usikre på det *ønskelige* i udnyttelsekorrektionen. Vi har derfor en tendens til at vælge en konstruktion, der har så lille en betydning som muligt, hvilket konkret vil sige en høj værdi af γ . Herved elimineres i realiteten tolkningen som "ledig kapital" – der ellers kunne være god grund til at fremføre – i alle erhverv med en bare mellem-stor værdi af σ .

Givet, vi således i realiteten opgiver en egentlig tolkning af udnyttelse-effekterne, står vi nærmest tilbage med en "en redning på målstregen", der skal sikre, at L^+ altid eksisterer, men som ikke må påvirke modellens marginalegenskaber (for meget). En måde at formulere gevinsten ved anvendelse af K -hat er, som nævnt, at vi "vinder" intervallet $0.10 < \sigma < 0.20$. Spørgsmålet er, om dette i praksis er af betydning. I de erhverv, der estimeres i dette papir, jf. afsnit 8, er det *ikke* af betydning om K -hat anvendes eller ej – i hvert fald ikke, når γ sættes så højt, at marginalegenskaberne ikke påvirkes, dvs. $\gamma=16$. Tilbage står derfor muligheden for, at andre erhverv "gerne vil have", at σ skal være meget

lav. Bruges K -hat ikke i sådanne erhverv, tvinges vi til at binde σ til fx 0.20, hvis vi vil bibeholde produktionsfunktionstilgangen; hvis den "sande" σ er mindre, vil dette naturligvis være af betydning for modelegenskaberne (den langsigtede rente- og lønfølsomhed).

En konklusion må nok være, at hvis der ikke fremkommer erhverv, der "meget gerne vil have", at σ skal være meget lav, så droppes K -hat-konstruktionen (i alle erhverv). Hvis K -hat er oplagt nødvendig (i en række erhverv), så anvendes K -hat-konstruktionen (i alle erhverv). I førstnævnte tilfælde bliver undergrænsen for tilladelige værdier af σ måske omkring 0.20, mens den i sidstnævnte tilfælde sandsynligvis kan sænkes, måske til omkring 0.10. Disse grænser vil i begge tilfælde give et variationsområde for K/K^* -forholdet i lav- σ -erhvervene ned til omkring 0.85-0.90, før effekterne på L^+ (og MC) bliver for ekstreme.

6. Om afskrivningsraten og effektivitetstrend i kapitalapparatet

I estimationer for xx -erhvervet fås typisk en *negativ trend* i effektivitetsindekset for kapitalapparatet, hvilket lidt provokerende kan tolkes som tekniske *tilbageskridt*. Dette svarer til, at man i en situation med konstante relative faktorpriser og konstant produktion vil bruge mere og mere K som tiden går (fordi K bliver mindre effektivt). Dette fænomen er ikke helt let at fortolke, for hvordan kan det være, at kapitalapparatet ikke bliver *mere* effektivt i takt med den teknologiske udvikling?

Den negative trend i kapitalapparatet hænger sammen med, at væksten i K/Y -forholdet historisk har været for kraftig til at kunne forklares af de relative faktorpriser. Der har derfor været røster om, at den (for) kraftige vækst i K/Y -forholdet kunne skyldes, at afskrivningsraten var valgt "forkert". I de tal, vi estimerer på, er afskrivningsraten sat til 15%, og givet denne afskrivningsrate, bruttoinvesteringerne, I , og et benchmark for kapitalapparatet er kapitalapparatet beregnet vha. den dynamiske ligning

$$K = (1-0.15) K_{-1} + I \quad (6.1)$$

hvor "startværdien" for K_{-1} er benchmark-kapitalapparatet. Dette benchmark er dannet som summen af de sidste seks års bruttoinvesteringer, således at $K(1953) = I(1948) + \dots + I(1953)$. I perioden 1948-52 beregnes kapitalapparatet "baglæns" vha.

$$K_{-1} = \frac{K - I}{1-0.15} \quad (6.2)$$

som blot er (6.1) løst for K_{-1} . Afskrivningsraten er sat til 15%, fordi det kan vises, at der er følgende sammenhæng mellem afskrivningsrate og levetid, hvis der er vækst i investeringerne:¹⁵

¹⁵Se evt. modelgruppepapiret Thomas Thomsen 10.08.94: *Kort dokumentation af udbudsdata*, s. 3.

$$\delta = \frac{v}{(1+v)^n - 1} \quad \left(\rightarrow \frac{1}{n} \text{ for } v \rightarrow 0 \right) \quad (6.3)$$

hvor δ er afskrivningsraten, v er væksten i investeringerne og n er levetiden. Sættes væksten i investeringerne fx til 4% ($v = 0.04$) – hvilket svarer til væksten i de private maskininvesteringer i perioden 1966-90 – bliver δ med levetiderne fire, seks og otte år følgende:

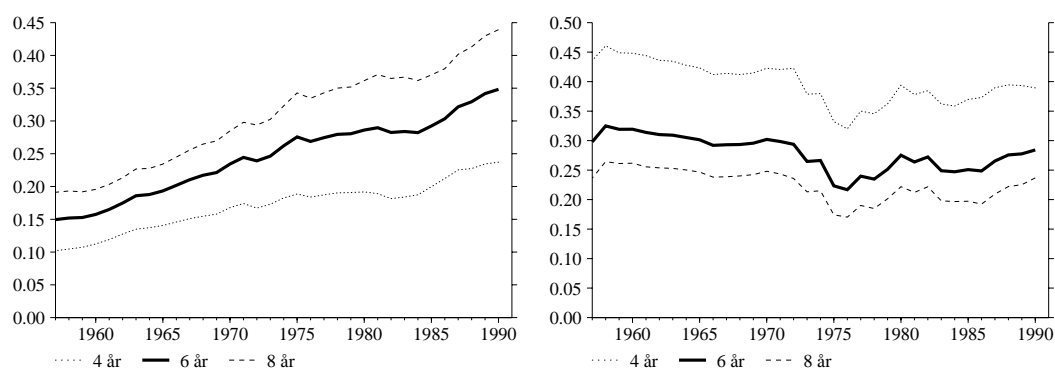
Tabel 6.1. Sammenhængen mellem afskrivningsrate og levetid, givet 4% vækst i investeringerne

Års levetid (n)	Afskrivningsrate (δ)
4	23.5%
6	15.1%
8	10.9%

Nedenfor vises tre kapitalapparater; det sædvanlige med 15% afskrivningsrate – svarende til seks års gennemsnitlig levetid – og benchmark i 1953 som summen af investeringerne fra 1948-53. Hertil kommer et kapitalapparat med fire års levetid ($\delta = 11\%$, benchmark i 1951 som summen af investeringerne i 1948-51) og ét med otte års levetid ($\delta = 24\%$, benchmark i 1955 som summen af investeringerne i 1948-55).

Svarende til de to nye (alternative) kapitalapparater (fire hhv. otte års levetid) er der beregnet usercosts på præcis samme måde, som usercost normalt beregnes – nemlig ved for hvert erhverv at udregne en risikopræmie, så profitraten er nul i gennemsnit over perioden 1957-90.

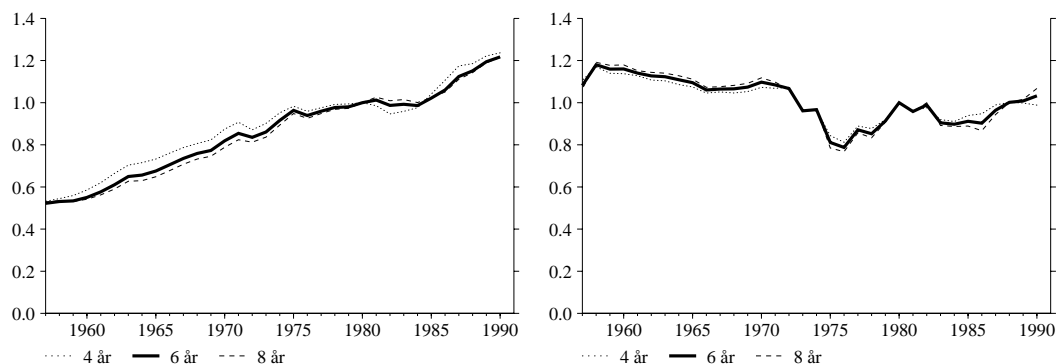
Figur 6.1. Kapitalkvote (fK_{mxx}/fX_{xx}) og reale usercost (u_{imxx}/p_{xx}) med forskellig levetid.



Det ses ikke overraskende, at niveauet for kapitalapparatet er des større, desto længere levetiden er. Tilsvarende er usercost større, jo kortere levetiden er, hvilket afspejler, at jo kortere tid en maskine holder, desto dyrere må den alt andet lige være målt som omkostning pr. år. I den følgende figur er serierne indekseret med 1980 = 1, hvorved det tydeligt fremgår, at væksten i

K er den samme uanset levetid.

Figur 6.2. Kapitalkvote (fK_{mxx}/fX_{xx}) og reale usercost (u_{imxx}/p_{xx}) med forskellig gennemsnitlig levetid, 1980 = 1.



Det fremgår tydeligt, at afskrivningsraten (eller: den gennemsnitlige levetid) ikke har betydning for vækstraten i kapitalapparatet, når man ser på estimationsperioden som helhed. Hvad kortsigtsudsvingene angår, har afskrivningsraten til gengæld stor betydning, idet serien med fire års gennemsnitlig levetid er meget livligere (fluktuerende), end når levetiden er seks eller otte år. Desuden ses det også, at kapitalapparatet med de fire års levetid vokser kraftigere i begyndelsen af 1960-erne, end de to andre kapitalapparater, som er længere tid om at "komme i omdrejninger". Hvad usercost angår, er forskellene beskedne.

Estimeres med de viste kapitalapparater og usercosts, fås følgende resultat:

Tabel 6.2. xx -erhvervet, fire års levetid ($\delta = 24\%$)

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	$\rho = 0.84$ $\sigma = 0.45$
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{0i}			
K	-0.36	0.36	-1.0%	-3.7%	0.50	0.70	2.1%	1.46	
L	0.09	-0.09	6.5%	1.3%	0.62	0.35	1.6%	1.70	LogL = 178.36

Anm. Estimationerne er foretaget med udnyttelsesparameteren, γ , lig 4, og med fejlkorrektionsspecifikation af både K - og L -ligningen; der er anvendt en ρ -konstruktion i K -ligningen.

Tabel 6.3. xx -erhvervet, seks års gennemsnitlig levetid ($\delta = 0.15$)

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	$\rho = 0.74$ $\sigma = 0.25$
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{0i}			
K	-0.20	0.20	-2.9%	-2.3%	0.40	0.60	1.3%	1.71	
L	0.05	-0.05	7.0%	0.9%	0.65	0.36	1.6%	1.70	LogL = 192.99

Anm. Som tabel 6.2

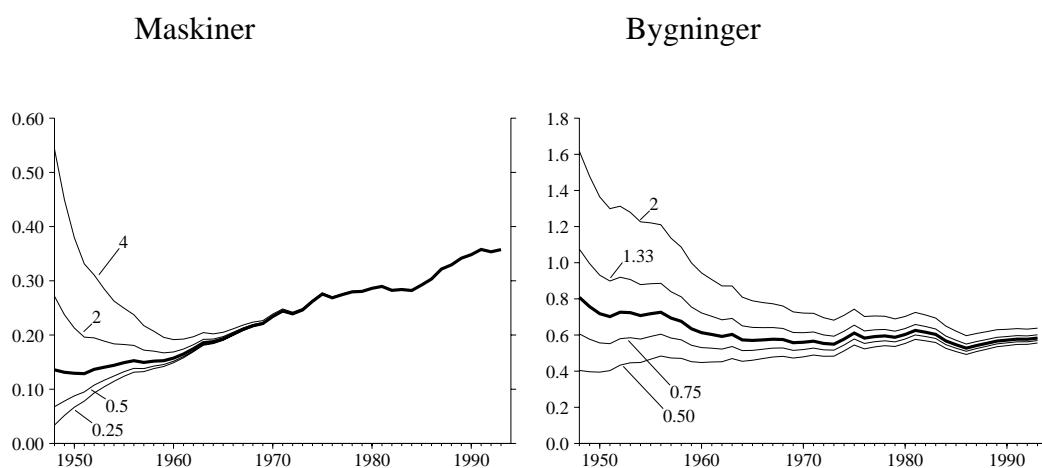
Tabel 6.4. *xx*-erhvervet, otte års gennemsnitlig levetid ($\delta = 0.11$)

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.13	0.13	-3.1%	-2.1%	0.35	0.52	1.0%	1.73	$\rho = 0.55$ $\sigma = 0.16$
<i>L</i>	0.04	-0.04	7.0%	0.8%	0.66	0.31	1.6%	1.72	LogL = 202.03

Anm. Som tabel 6.2

Der er i alle estimationerne negative effektivitetsudviklinger i *K*, så konklusionen må blive, at det ikke umiddelbart er til at slippe af med dette fænomen ved at skrue på afskrivningsraterne. Statistisk set klarer *K*-ligningen sig bedre, jo længere levetiden er, men dette går ud over substitutionselasticiteten σ , som ser ud til at være omvendt proportional med levetiden.

Hvis man *virkelig* ønsker at gøre noget ved væksten i *K/Y*-forholdet – og ikke er bleg for at svindle – er der den mulighed, at man postulerer et benchmark i starten af perioden, som er tilpas afsindigt stort. Dette er vist nedenfor (venstre), hvor det for maskinernes vedkommende er antaget, at kapitalapparatet i 1948 er dobbelt/firedobbelt hhv. halvt/kvart så stort som det, der ligger i databanken (den tykke linje).

Figur 6.3. Maskiner og bygninger; forskellige benchmarks ($\delta = 0.15$ hhv. 0.03). fK_{mxx}/fX_{xx} hhv. fK_{bxx}/fX_{xx} .

Som det fremgår af figurene, har benchmark for maskinernes vedkommende kun betydning på ret "kort sigt", idet alle serierne ultimativt konvergerer mod det samme forløb. Dette ses ved at køre formel (6.1) k perioder tilbage, hvorved den bliver

$$K_t = (1-0.15)^k K_{t-k} + \sum_{i=0}^{k-1} (1-0.15)^i I_{t-i} . \quad (6.4)$$

Hvis periode $t-k$ er benchmark-året, betyder det, at jo længere vi bevæger os

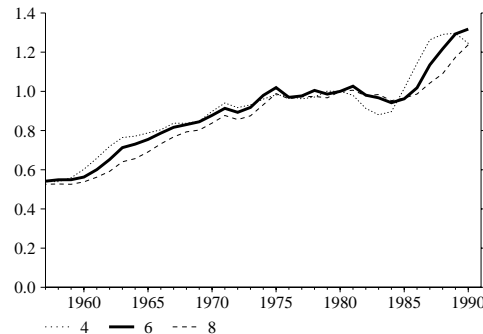
væk fra dette år (dvs. jo større k bliver), jo mindre betydning har størrelsen af benchmark-kapitalapparatet, K_{t-k} , idet denne størrelse vægtes ned med $(1-0.15)^k$. Men er afskrivningsraten beskeden (den er kun 3% for bygninger), er de forskellige serier for kapitalapparatet meget længe om at "konvergere", så hvad bygningskapitalen angår, er der langt bedre muligheder for at fikle med udviklingen vha. benchmarks.¹⁶

Sammenfattende ser der ikke ud til at være nogen nem måde at rekonstruere kapitalapparatet på, så det vokser mindre kraftigt. At danne kapitalapparatet som et "sudden-death"-kapitalapparat, dvs.

$$K = \sum_{i=0}^{n-1} I_{t-i} \quad (6.5)$$

hvor n er levetiden, løser i hvert fald ikke noget, som det ses nedenfor, hvor der er vist tre sudden-death-kapitalapparater: med fire hhv. seks hhv. otte års levetid. Sammenlignes med figur 6.2 (venstre), ses det, at sudden-death-kapitalapparaterne er mere livlige, end dem med fast afskrivningsrate, men at den langsigtede vækst i K/Y -forholdet er den samme.¹⁷

**Figur 6.4. Kapitalkvote (fK_{mxx}/fX_{xx}) med sudden death.
Forskellig levetid, 1980 = 1.**



Tilbage står vi så med nogle tekniske tilbageskridt i K -ligningen, som ikke er rare, men som er signifikante. For det lader sig ikke gøre at sætte trenden i K -ligningen ud af kraft uden at ødelægge forklaringsgraden katastrofalt. Estimeres dette for xx -erhvervet, bliver ρ i K -ligningen lig 0.98 (reelt svarende til fravær af langsigtsammenhæng), kombineret med absurde K^*/K -forhold. For at give en bedre idé om problemerne, er det derfor valgt at vise, hvad en estimation af

¹⁶Figuren viser desuden med al ønskelig tydelighed, hvorfor man bør danne sit benchmark *først* i perioden. For dannede man det for maskinernes vedkommende fx i 1990 (ved at summe bruttoinvesteringerne i 1985-1990), ville man kunne få absurde forløb for K , når man regner tilbage i tiden vha. formel (6.2). Afviger benchmark i 1990 blot marginalt fra den størrelse, der ses i figuren i 1990, giver det uhyrlige ændringer i forløbet, nærmest svarende til kaosteoriens sommerfugleeffekt.

¹⁷I bilag C er sudden-death-kapitalapparaterne tegnet op mod kapitalapparaterne med fast afskrivningsrate.

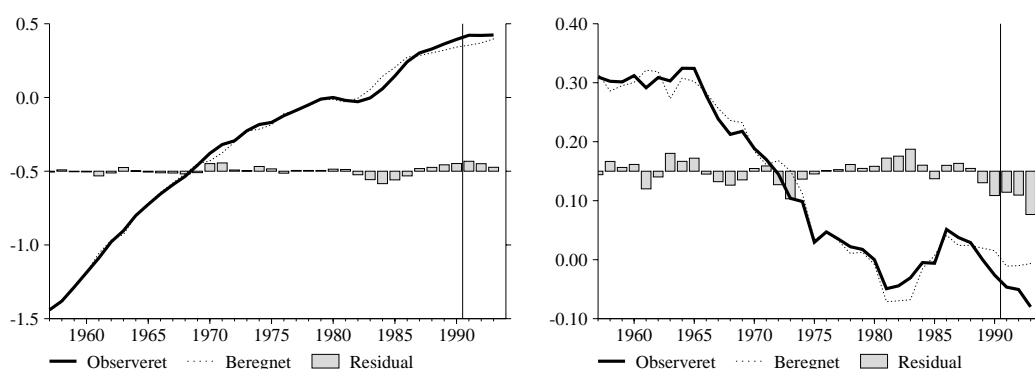
rene langsigtsligninger giver:

Tabel 6.5. Langsigtsestimater med og uden trend i K -ligningen

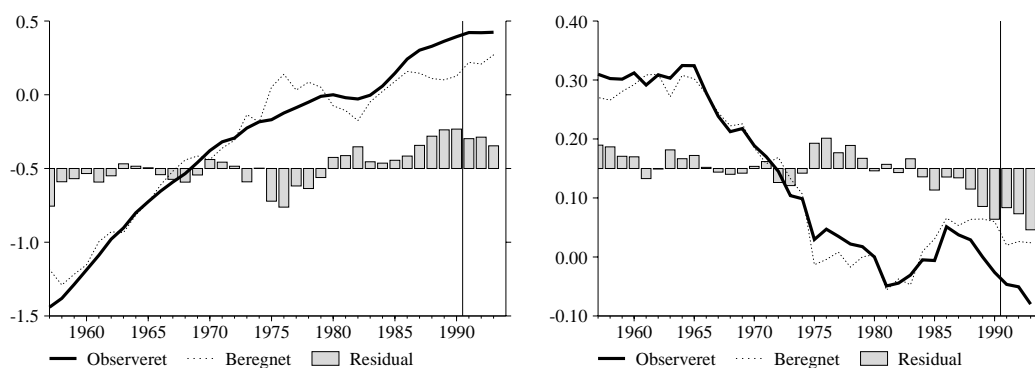
Trends i:	$R(e_K)_{1960}$	$R(e_K)_{1990}$	$R(e_L)_{1960}$	$R(e_L)_{1990}$	σ	LogL
K og L	-3.8%	-1.8%	7.0%	0.9%	0.23	156.80
Kun L	0%	0%	6.3%	0.5%	1.54	107.40

Uden trend i K tvinges estimationen til at gøre σ meget stor ($\sigma = 1.54$), for på den måde at gøre det muligt at lade det faldende P_K/P_L -forhold forklare stigningen i K/Y -forholdet. Det går imidlertid så meget ud over forklarings-evnen, at estimationen uden trend i K reelt er ubrugelig. Sættes trenden i K til nul, stiger spredningen i langsigts- K -ligningen således fra 3.0% til 12.6% (og fra 1.9% til 3.0% i L -ligningen), som det også ses nedenfor.

Figur 6.5. Langsigtsestimater, xx -erhvervet, logaritmer



Figur 6.6. Langsigtsestimater uden trend i K , xx -erhvervet, logaritmer



Konklusionen må altså blive, at trenden i K er signifikant (og ikke er ukorreleret med σ), og selv om σ stiger helt til $1\frac{1}{2}$, når den slås ihjel, er modellen tydeligvis fejlspecificeret uden denne trend.

7. Valg af specifikation og "succes-kriterier"

På baggrund af de tidligere afsnit skal det vælges at betragte følgende ligninger som *standard-specifikationen*:

$$D\log(fKm_j) = \gamma_1 D\log(fKm_j w) + \gamma_0 (\log(fKm_j w_{-1}) - \log(fKm_{j-1})) \\ + \rho_K [D\log(fKm_{j-1}) - \gamma_1 D\log(fKm_j w_{-1}) - \gamma_0 (\log(fKm_j w_{-2}) - \log(fKm_{j-2}))]$$

$$\log(HQ_j) = \alpha_1 \log(HQ_j n) + \alpha_2 \log(HQ_j n_{-1}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(HQ_j n_{-2}) \\ + (1 - \alpha_1) \log(Hgn) - \alpha_2 \log(Hgn_{-1}) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(Hgn_{-2}) \\ + \rho_L [\log(HQ_{j-1}) - (\alpha_1 \log(HQ_j n_{-1}) + \alpha_2 \log(HQ_j n_{-2}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(HQ_j n_{-3})) \\ + (1 - \alpha_1) \log(Hgn_{-1}) - \alpha_2 \log(Hgn_{-2}) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(Hgn_{-3})]$$

Kapitalligningen er identisk med (2.1), mens arbejdskraftligningen svarer til (4.2), dog med en ρ -konstruktion; det bemærkes, at restriktionen om, at arbejdstidsændringer skal svare til ændringer i produktionen, for så vidt angår effekten på timeproduktiviteten, er pålagt ($\beta_1 = (1 - \alpha_1)$, $\beta_2 = -\alpha_2$). Ved beregningen af den nødvendige arbejdskraft, $HQ_j n$, anvendt det udnyttelses-korrigerede kapitalapparat, $fKm_j k$, idet γ er sat til 16.

Dette valg af specifikation er til en vis grad et resultat af en afvejning mellem modelegenskaber og statistiske egenskaber. Væsentligste diskussionspunkt er, jf. afsnit 5, brugen af det udnyttelses-korrigerede kapitalapparat. Som nævnt er der i de erhverv, der estimeres i afsnit 8, *ikke* behov for denne konstruktion.

"Succes-kriterier"

Modellens kvalitative egenskaber er fastlagt gennem den valgte specifikation og de parameterrestriktioner, der er pålagt modellen. Eksempelvis er varigheden af labour-hoarding-effekterne bundet til maksimalt 2 år, K er bundet til at følge K^* på langt sigt osv. osv. Til trods for alle disse restriktioner er der imidlertid yderligere betingelser, der må være opfyldt for, at ligningerne kan opfattes som tilfredsstillende; disse betingelser kan typisk opstilles som restriktioner på størrelsesordenen af parametrene i modellen. Følgende "succeskriterier" kan opstilles – i tilfældig rækkefølge:

- Overordnet skal *forklaringskraften* være god og der må ikke være for kraftig *systematik i residualerne*. I praksis må vi dog nok acceptere DW-værdier i L-ligningen ned til 1.3-1.5, og generelt må egenskaber veje tungere end R^2 .
- Substitutionselasticiteten*, σ , må ikke være for stor og ikke for lille. Bliver σ for stor øges fortolkningsproblemerne med trenderne og tidligere analyser har vist, at estimater tæt på 1 bør betragtes med skepsis. Små værdier af σ indebærer kortsigtede effekter (3. generationseffekter), der er ekstreme. De matematiske problemer kan formelt løses ved brug af udnyttelseskorrektion (K -hat), men næppe på en helt tilfredsstillende måde.

Løsning: Estimeres $\sigma < \text{ca. } 0.15$ eller $> \text{ca. } 0.80$ bindes den til 0.15 hhv. 0.80. Valget af undergrænse for σ vil afhænge af om K -hat anvendes.

- c) *Kortsigtdynamikken* i L-ligningen kan blive utroværdigt (jf. afsnit 3).
Løsning: Hvis α_2 i fri estimation bliver mindre end $(1-\alpha_1-\alpha_2)$ pålægges en lineær Almon-restriktion: $\alpha_2=(1-\alpha_1-\alpha_2) \Leftrightarrow \alpha_2 = (1-\alpha_1)/2$
- d) *Effektivitetsindeksene* (trenderne) skal helst have et fortolkeligt forløb, men det bør dog ikke tolkes for håndfast. Fortolkeligheden af effektivitetstrenden i L-ligningen er bør have større vægt end den i K-ligningen. *Fremskrivningen* af effektivitetsindeksene bør ske under hensyntagen til estimationsresultatet (fx gennemsnittet af vækstraten de sidste 10 år af estimationsperioden).
Løsning: Hvis trend-estimerne ikke er ødelæggende for ligningernes øvrige egenskaber, accepteres store vækstrater i trend-estimerne – specielt i begyndelsen af estimationsperioden. Opstår der problemer bindes effektivitetsindeksene efter behov, eller de gøres modsat mere fleksible (kubistiske), hvis det "hjælper". Fremskrivningen af L-trenden (dvs. den korrigerede arbejdsproduktivitet) bør indebære vækstrater i intervallet ca. 0-4% (uanset estimationsresultatet).
- e) *Tilpasningshastigheden* i kapitalligningen, γ_0 , bør være tilstrækkelig stor til at sikre rimelig overensstemmelse mellem K og K^* både i estimationsperioden og i fremskrivninger.
Løsning: γ_0 bindes om nødvendigt. Typisk vil værdier under 0.20-0.30 ikke blive accepteret.
- f) *1. årseffekten* i arbejdskraftligningen bør være større end i kapitalligningen, da det er kapitalen, der er træg!
Løsning: Der kan pålægges restriktioner på α_1 og γ_1
- g) *Autokorrelationsparametrene*, ρ_L og ρ_K , bør ikke være for store. Værdier af ρ tæt på 1 vil i praksis indebære, at ligningernes niveausammenhæng (mellem L og L^+ hhv. K og K^*) bliver meget svag og må generelt opfattes som tegn på fejlspecifikation. Overgangen fra en historisk databank vil blive særdeles langtrukket (men også mere jævn), mens multiplikatoregenskaberne vil ikke påvirkes direkte.
Løsning: ρ bindes om nødvendigt. Typisk vil større værdier end 0.70-0.80 ikke kunne accepteres. Det kan evt. overvejes, at anvende to-trinsestimation, idet langsigtstniveauerne herved forhindres i at drive fra hinanden.

Det må forventes at en række erhverv ikke meningsfyldt kan estimeres med udgangspunkt i en CES-produktionsfunktion – fx qf , h og de energiproducerende erhverv. Det er endnu ikke besluttet, hvorledes disse erhverv skal modelleres. Én mulighed er at holde beskæftigelse og investeringer eksogene, hvilket dog ikke forekommer tiltrækkende. Den mest sandsynlige mulighed er at både beskæftigelse og kapitalapparat simpelt følger produktionen/BFI (evt. med en trend) uden effekter fra relative priser og uden effekter fra kapital-

apparat på beskæftigelse. Dette svarer for arbejdskraftligningernes vedkommende til de nuværende beskæftigelsesligninger, og vil kunne tolkes som langsigtede Leontief-funktioner, svarende til en substitutionselasticitet på 0; dynamikken i sådanne ligningerne kan opfattes som 2. generation.

8. Estimationsresultater

I dette afsluttende afsnit vises estimationsresultater for de 6 tidligere nævnte erhverv samt for xx -erhvervet. Resultaterne er generelt tilfredsstillende, dvs. de lever i det store og hele op til de i afsnit 7 skitserede "succes-kriterier".

Estimationsresultaterne fremgår af omstående tabel 8.1, hvorefter der på de følgende sider vises figurer med historisk forklaringsevne og de estimerede trender. Residualerne kan både for K og L tolkes som %-vise fejl, mens niveauerne for observeret og beregnet m.v. er tegnet i logaritmer (1980=0).

I figurerne med trenderne er disse fremskrevet efter estimationsperioden dels "naivt" (dvs. med det estimerede tidspolynomium), dels med den gennemsnitlige vækstrate i de sidste 10 år (benævnt MA-10), dels med vækstraten i det sidste estimationsår. Som bemærket tidligere indebærer den sidste fremskrivningsform, at væksten i effektivitetsindekset i fremskrivningen vil blive den historisk set største (eller mindste). Da kurverne kun er ført frem til 1993 er forskellen i niveau ikke så stor, men det er klart, at længere fremskrivninger vil udvise væsentlige forskelle. Det bemærkes, at residualerne efter 1990 er beregnet med udgangspunkt i de "naive" fremskrivninger, hvorfor fremskrivningsfejlene ikke bør tages for bogstaveligt.

De enkelte estimationsresultater skal ikke kommenteres nærmere, idet der henvises til konfrontation med de skitserede "succes-kriterier" fra afsnit 7, og i øvrigt til kommentarerne i de tidligere afsnit.

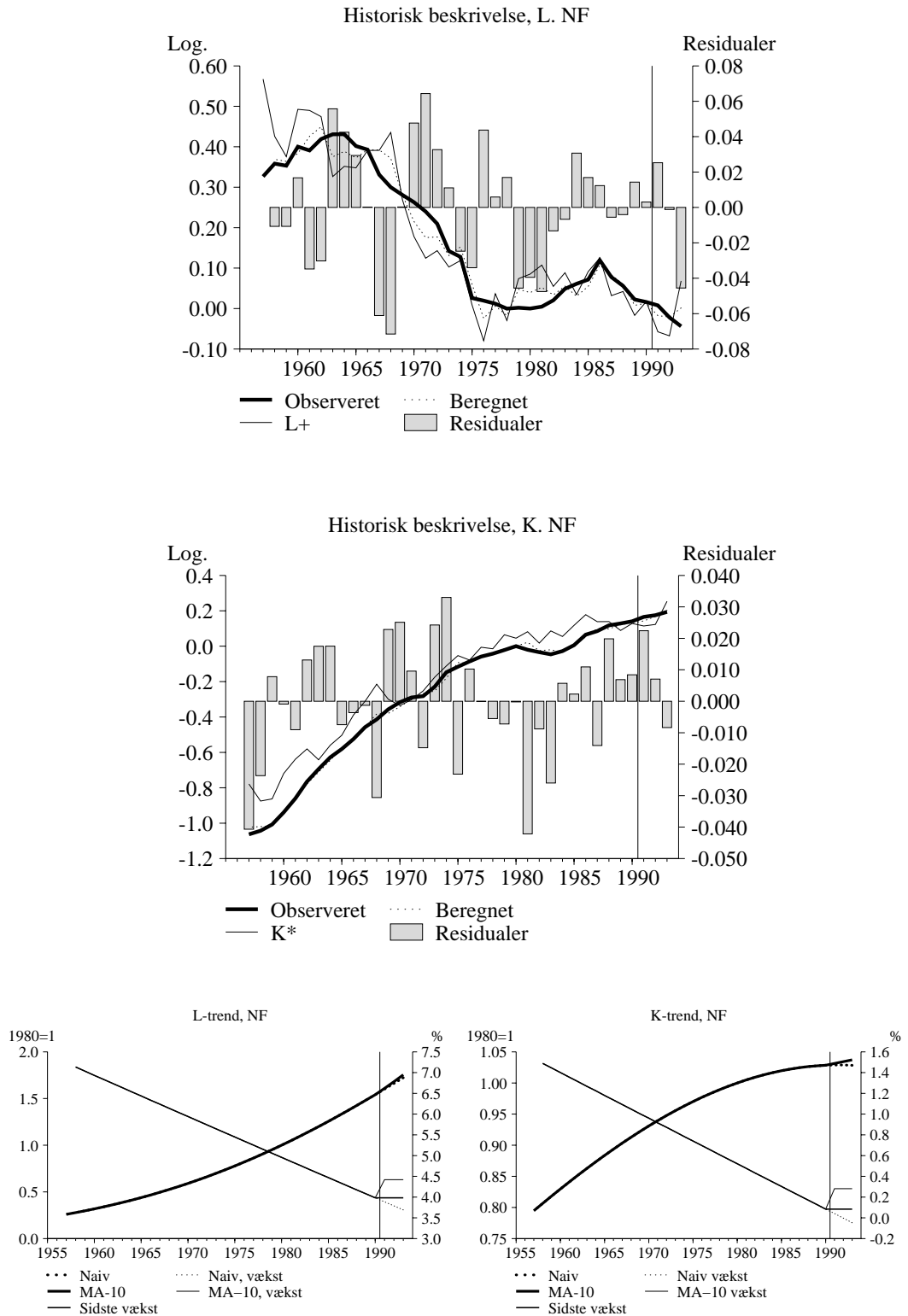
Dog synes bemærkninger til estimationen af nq -erhvervet påkrævet. Det fremgår af figur 8.5, at niveausammenhængen mellem L og L^+ og mellem K og K^* er stort set ikke-eksisterende i begyndelsen af estimationsperioden. Dette kan umiddelbart undre: Arbejdskraften, L , beskrives som et 3 års glidende gennemsnit af L^+ , og kapitalen, K , er formuleret som fejlkorrektionsform mod K^* med en tilpasningskoefficient på næsten $\frac{1}{2}$. Baggrunden for problemet skal nok findes i de høje ρ -estimer, der tillader, at niveausammenhængene driver fra hianden. En "løsning" på problemet viser sig at være at anvende kubistiske trends (tiden i tredje) i effektivitetsindeksene. En sådan estimation er gengivet i tabellen og i figur-form, figur 8.5a. Det viser sig, at der tilsyneladende er "brug for" lidt ekstra sving i effektivitetsindeksene uden dog, at trenderne bliver specielt utroværdige af den grund. De fleste parametre påvirkes ikke væsentligt af, at der anvendes kubistiske trends, blot bemærkes at ρ_K stort set bliver lig 0. Eneste minus er den lave DW-værdi i L -ligningen, men det grafiske indtryk synes trods alt acceptabelt.

Tabel 8.1. Estimationsresultater, standard-spesifikation.

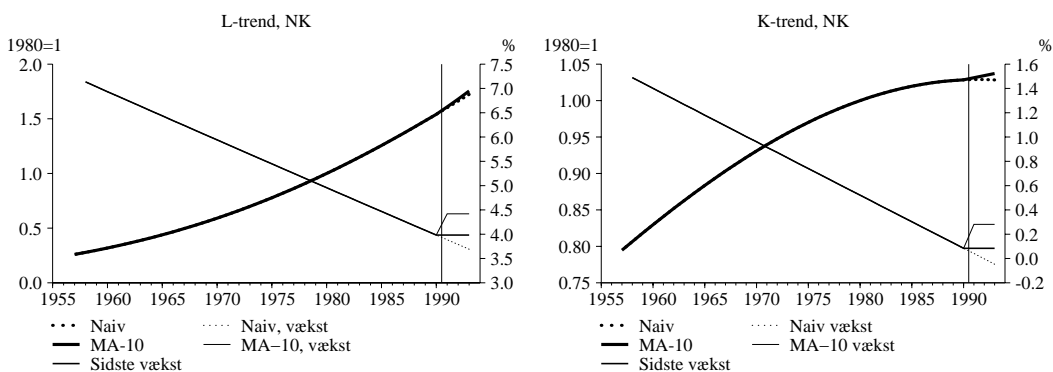
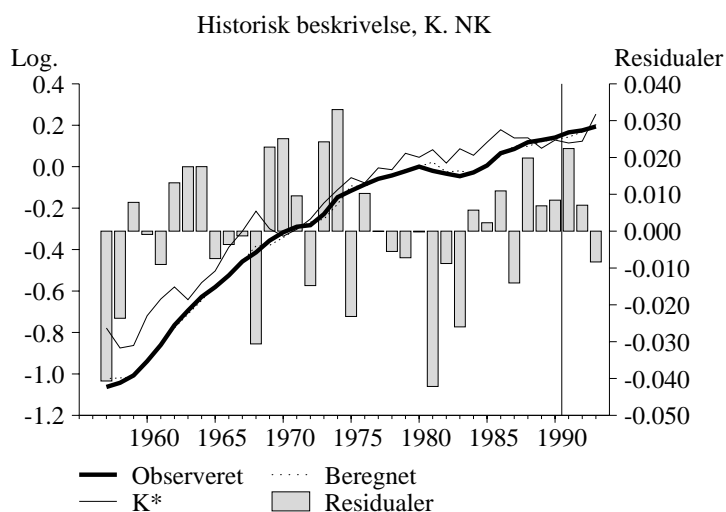
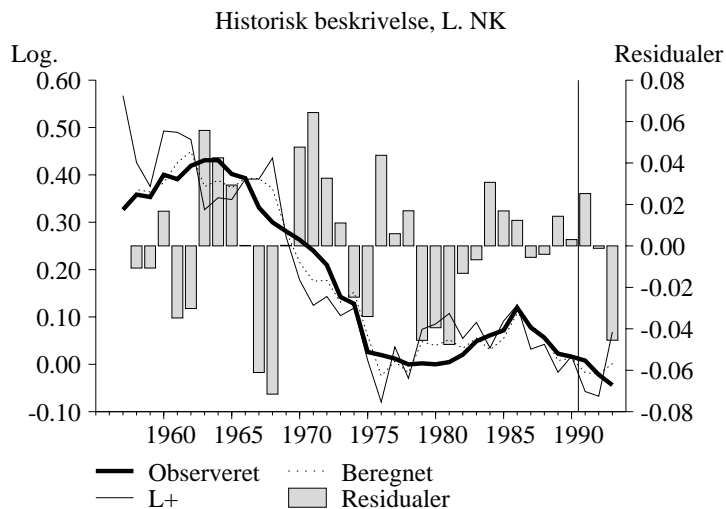
	Priselasticitet (1990)		1. års effekt	2. års effekt	Tilpasn. hast.	ρ	Vækst i effek- tivitetsindeks		s	DW	
	pk	pl	α_1 / γ_0	α_2	γ_1	ρ_K / ρ_L	1960	1990			
<i>nf</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.46	0.46	0.23	•	0.36	0.59	1.4	0.1	1.72	1.96	$\sigma = 0.61 (0.21)$ $\log l = 156.8$
<i>L</i>	0.15	-0.15	0.44	0.31	•	0.61	6.9	4.0	3.33	1.14	
<i>nk</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.48	0.48	0.20	•	0.55	0.74	1.1	-5.8	2.33	2.10	$\sigma = 0.69 (0.25)$ $\log l = 154.0$
<i>L</i>	0.21	-0.21	0.45	0.36	•	0.70	14.0	0.8	2.86	1.25	
<i>nm</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.34	0.34	0.29	•	0.52	0.64	2.9	-5.5	1.47	2.01	$\sigma = 0.42 (0.13)$ $\log l = 169.5$
<i>L</i>	0.08	-0.08	0.63	0.23	•	0.74	10.2	-0.5	2.38	1.69	
<i>nq</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.29	0.29	0.26	•	0.43	0.82	9.1	-7.5	1.88	2.08	$\sigma = 0.35 (0.05)$ $\log l = 171.0$
<i>L</i>	0.06	-0.06	0.54	0.28	•	0.80	17.4	-2.8	1.81	1.52	
<i>nq</i> -erhvervet (kubistisk trend)											
<i>K</i>	-0.27	0.27	0.23	•	0.57	0.01	-4.8	-13.5	1.47	1.73	$\sigma = 0.33 (0.07)$ $\log l = 177.0$
<i>L</i>	0.06	-0.06	0.58	0.26	•	0.73	5.6	-3.0	2.02	1.10	
<i>b</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.29	0.29	0.37	•	0.46	0.56	-6.3	-2.8	2.87	1.58	$\sigma = 0.37 (0.28)$ $\log l = 138.5$
<i>L</i>	0.07	-0.07	0.68	0.21	•	0.80	2.8	0.1	4.16	1.52	
<i>qh</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.13	0.13	0.53	•	0.67	0.55	-6.8	-0.1	2.20	1.81	$\sigma = 0.16 (0.14)$ $\log l = 154.4$
<i>L</i>	0.03	-0.03	0.52	0.33	•	0.52	6.8	2.8	2.54	1.34	
<i>xx</i> -erhvervet											
<i>K</i>	-0.23	0.23	0.40	•	0.62	0.71	-2.1	-2.9	1.22	1.83	$\sigma = 0.29 (0.13)$ $\log l = 196.0$
<i>L</i>	0.06	-0.06	0.57	0.26	•	0.63	6.7	1.2	1.30	1.21	

Anm. Estimationsperioden er 1958-1990

Figur 8.2. Estimationsresultater, *nf*-erhvervet

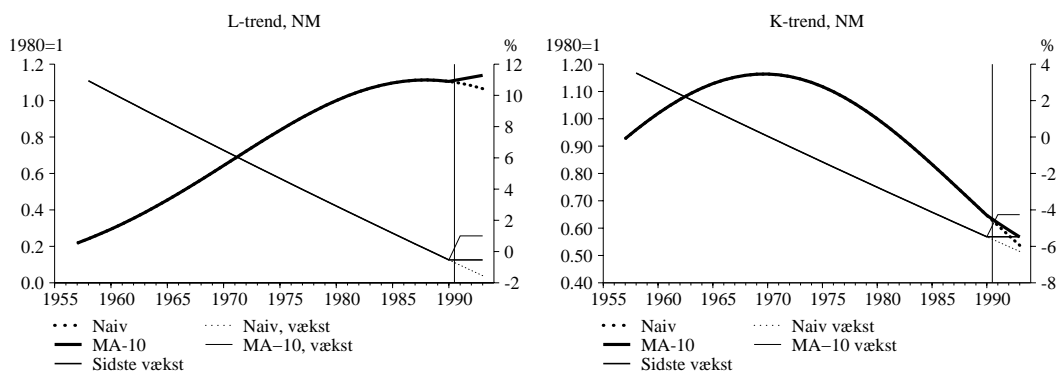
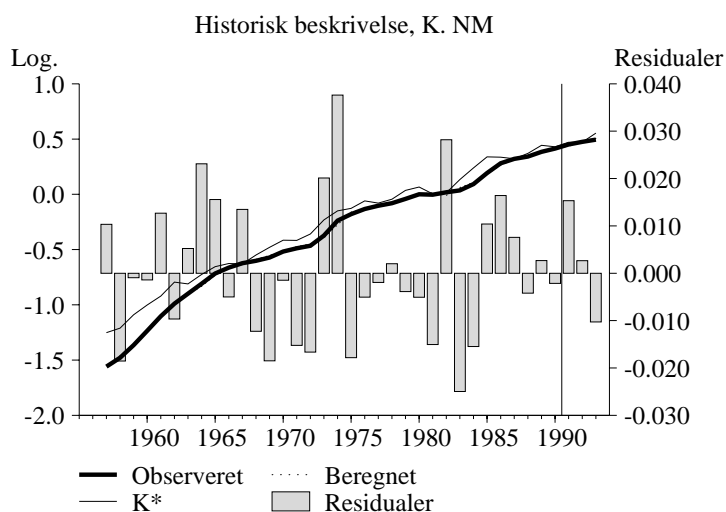
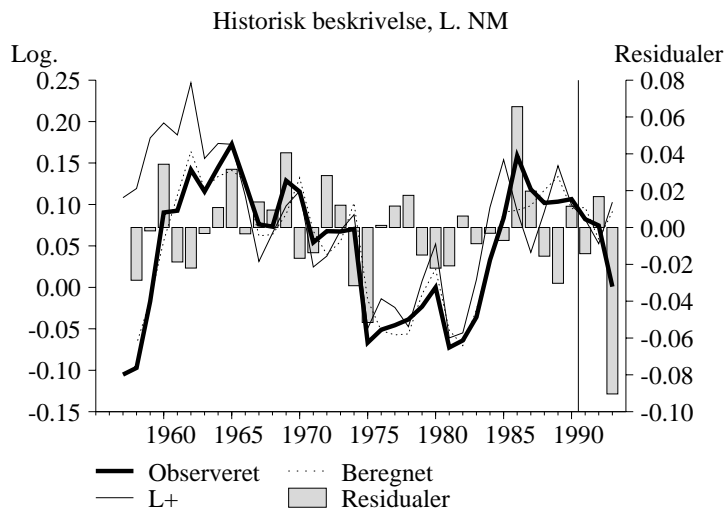


Figur 8.3. Estimationsresultater, nk-erhvervet



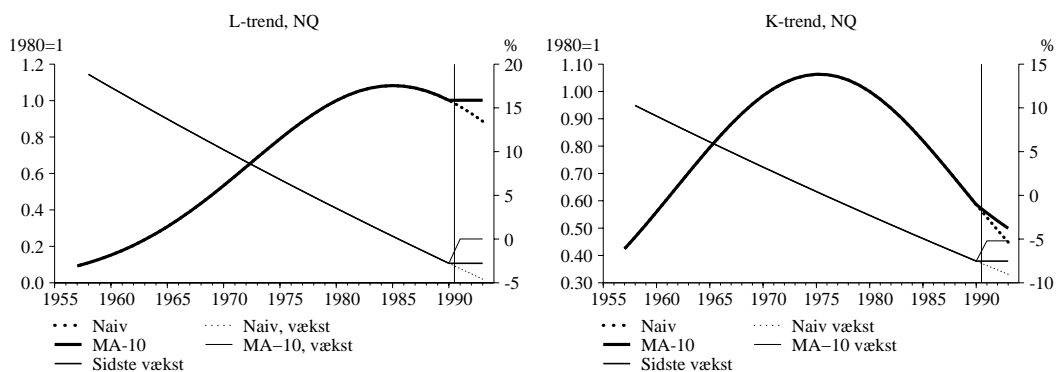
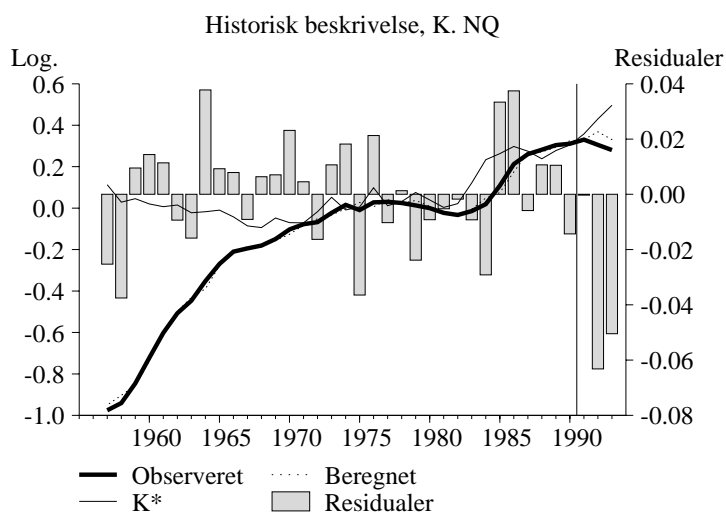
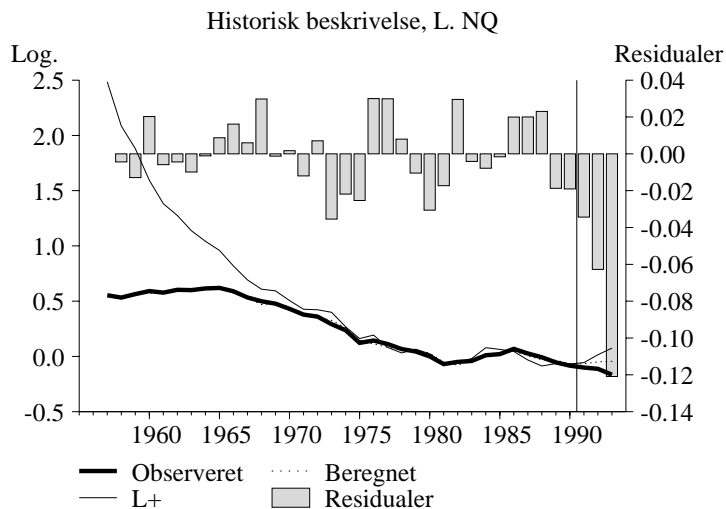
Anm. Bemærk, at niveauerne for trenderne er angivet på venstre akse, vækstraterne på højre

Figur 8.4. Estimationsresultater, nm-erhvervet



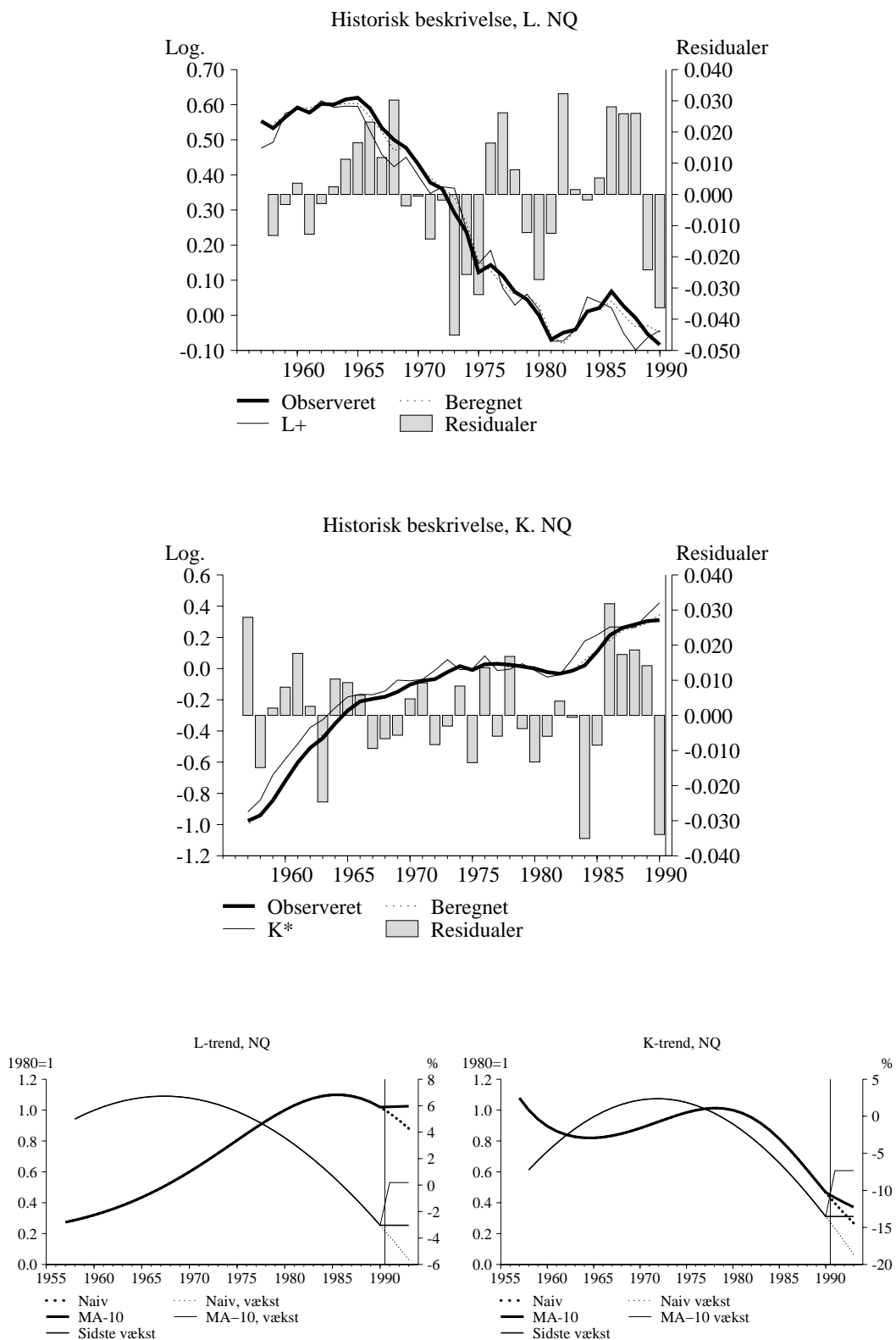
Anm. Bemærk, at niveauerne for trenderne er angivet på venstre akse, vækstraterne på højre

Figur 8.5. Estimationsresultater, nq-erhvervet

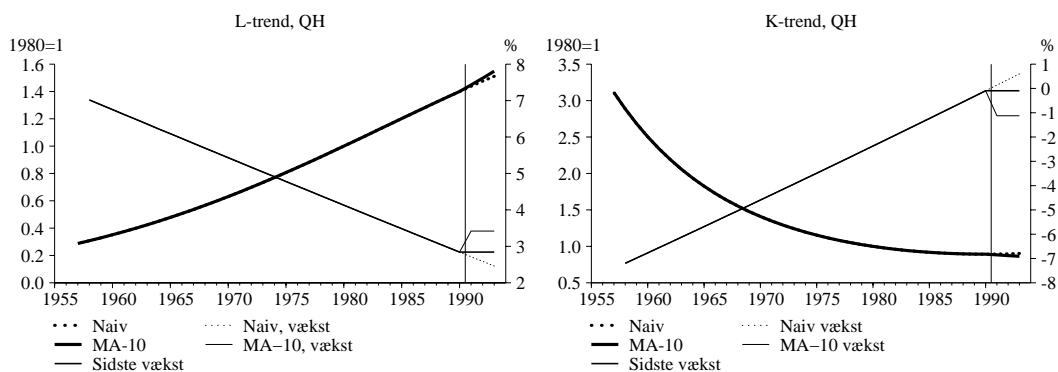
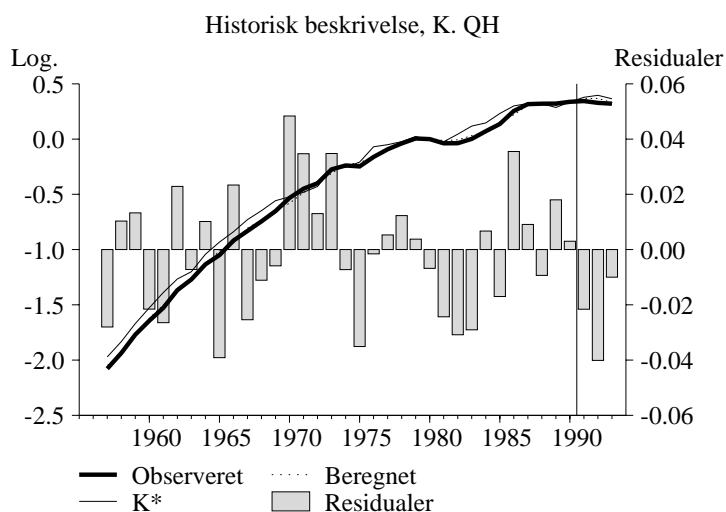
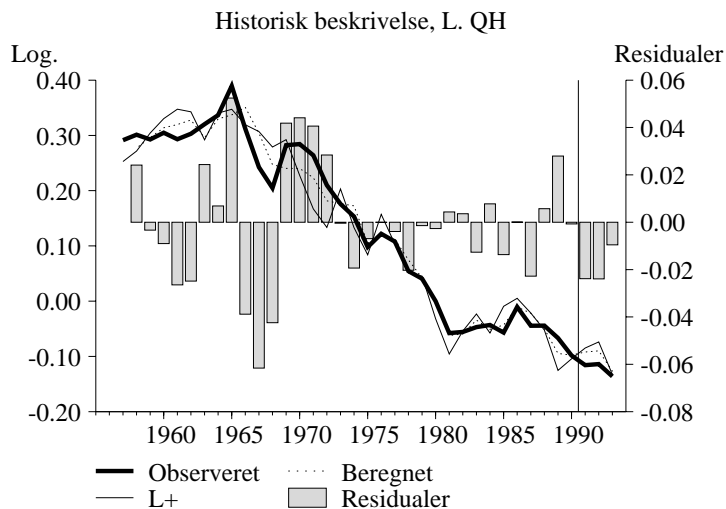


Anm. Bemærk, at niveauerne for trenderne er angivet på venstre akse, vækstraterne på højre

Figur 8.5a. Alternativ estimation, nq -erhvervet. Kubistisk trend.

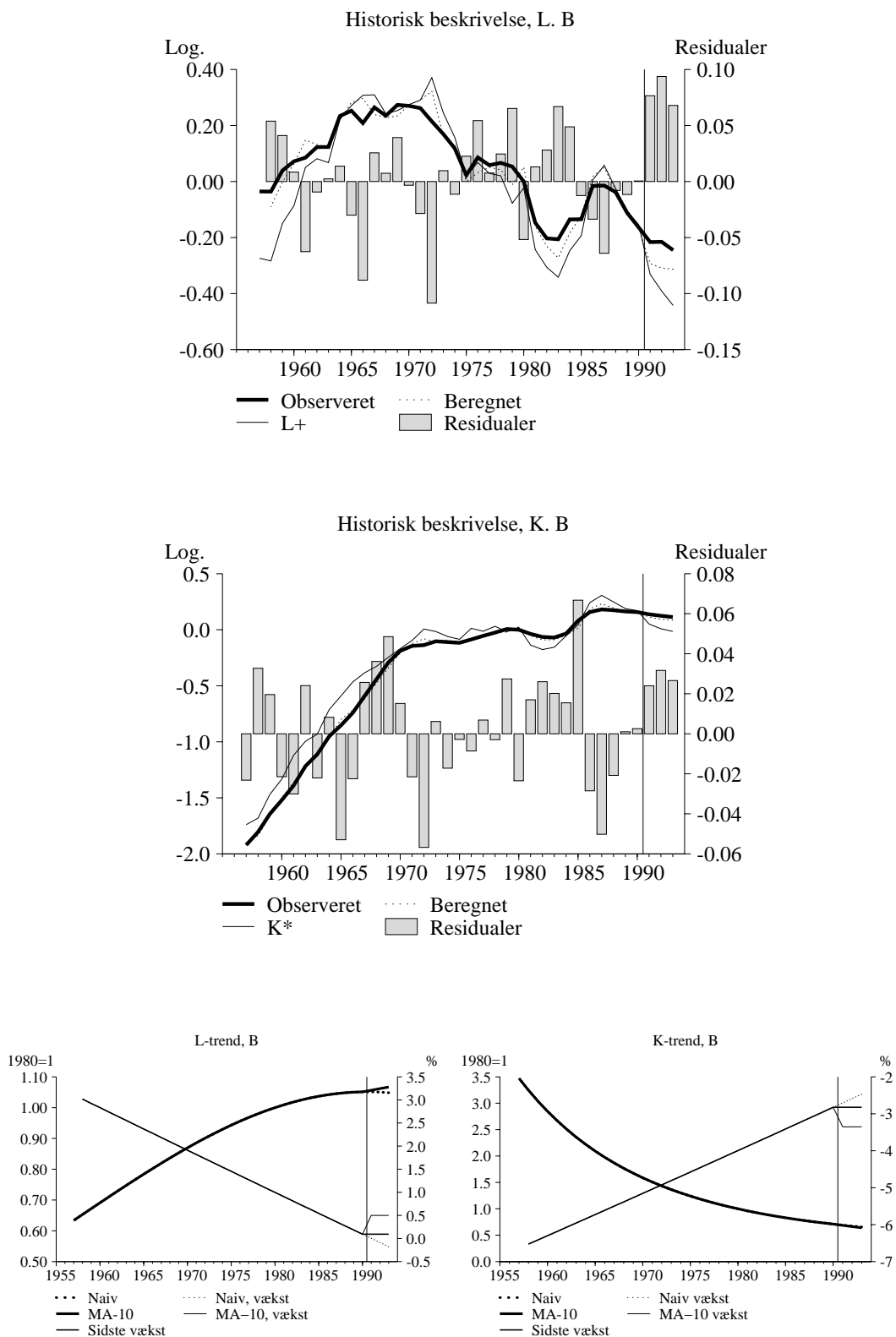


Figur 8.6. Estimationsresultater, *qh*-erhvervet



Anm. Bemærk, at niveauerne for trenderne er angivet på venstre akse, vækstraterne på højre

Figur 8.7. Estimationsresultater, b-erhvervet



Anm. Bemærk, at niveauerne for trenderne er angivet på venstre akse, vækstraterne på højre

Bilag A. Estimationsresultater, forskellige L-ligninger.**Tabel A1. Diverse erhverv**

Model	Lag-koefficienter				ρ_L	s	DW	σ	logl
	1.år	2.år	3.år						
b MA	0.75	0.10	0.15	•	3.88	1.60	0.20	127.9	
MA m. Almon	0.75	0.125	0.125	•	3.88	1.53	0.20	127.9	
Fejlkorr.	0.54	0.05	0.04	•	3.30	2.25	0.63	143.5	
MA m. ρ	0.73	0.15	0.12	0.79	4.25	1.67	0.43	136.7	
MA m. ρ og Almon	0.73	0.135	0.135	0.59	4.25	1.71	0.42	136.7	
nf MA	0.48	0.18	0.34	•	4.42	0.83	0.59	147.6	
MA m. Almon	0.47	0.265	0.265	•	4.54	0.74	0.60	147.4	
Fejlkorr.	0.23	0.19	0.14	•	2.37	2.05	0.74	167.9	
MA m. ρ	0.45	0.32	0.23	0.60	3.47	1.29	0.62	156.4	
MA m. ρ og Almon	0.45	0.275	0.275	0.58	3.44	1.38	0.62	156.1	
nk MA	0.60	0.20	0.20	•	4.39	0.77	0.96	142.9	
MA m. Almon	0.60	0.20	0.20	•	4.39	0.77	0.96	142.9	
Fejlkorr.	0.29	0.23	0.15	•	2.87	1.92	0.87	152.0	
MA m. ρ	0.46	0.34	0.20	0.61	3.29	1.66	0.71	150.1	
MA m. ρ og Almon	0.48	0.26	0.26	0.59	3.34	1.74	0.77	149.7	
nm MA	0.59	0.27	0.14	•	3.93	0.58	0.54	153.9	
MA m. Almon	0.61	0.195	0.195	•	3.94	0.57	0.55	153.8	
Fejlkorr.	0.58	0.15	0.10	•	2.64	1.75	0.46	167.0	
MA m. ρ	0.64	0.20	0.16	0.70	2.50	1.99	0.44	168.2	
MA m. ρ og Almon	0.64	0.18	0.18	0.70	2.49	2.00	0.44	168.2	
nq MA	*	*	*	*	*	*	*	*	
MA m. Almon	*	*	*	*	*	*	*	*	
Fejlkorr.	0.47	0.08	0.06	•	2.31	1.89	0.41	165.7	
MA m. ρ	0.55	0.27	0.18	0.75	2.11	2.06	0.37	166.1	
MA m. ρ og Almon	0.56	0.22	0.22	0.77	2.11	2.16	0.36	165.8	
qh MA	0.51	0.30	0.19	•	3.11	1.04	0.23	148.3	
MA m. Almon	0.53	0.235	0.235	•	3.12	1.09	0.23	148.2	
Fejlkorr.	0.40	0.29	0.15	•	2.53	1.62	0.11	154.4	
MA m. ρ	0.51	0.42	0.07	0.51	2.64	1.43	0.15	152.9	
MA m. ρ og Almon	0.54	0.23	0.23	0.42	2.78	1.60	0.18	151.4	

Det bemærkes, at Almon-restriktionen kun ville kunne komme på tale i *b*- og *nf*-erhvervet uden ρ -konstruktionen.

Bilag B. Effekter på L^+ og MC^+ , når der indregnes bevægelse i K ($\gamma_{KI} = 0.40$)

Tabel B1. Hvor meget ændres L^+ , når Y forøges med én procent, givet $s_K^* = 0.25$ og givet $K = K^*$ som udgangspunkt

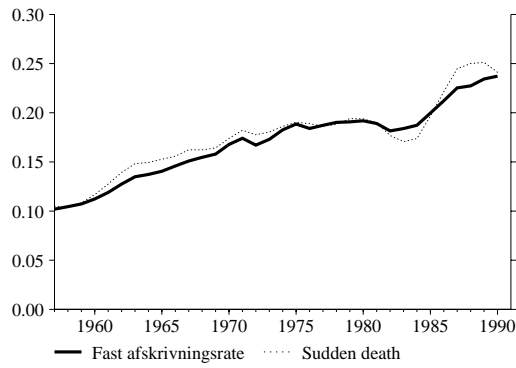
	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.3$	$\sigma = 0.5$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1$	1.03	1.09	1.15	1.19
$\gamma = 2$	1.05	1.14	1.19	1.20
$\gamma = 4$	1.09	1.18	1.20	1.20
$\gamma = 8$	1.14	1.20	1.20	1.20
$\gamma = 16$	1.18	1.20	1.20	1.20

Tabel B2. Hvor meget ændres MC^+ , når Y forøges med én procent, givet $s_K^* = 0.25$ og givet $K = K^*$ som udgangspunkt

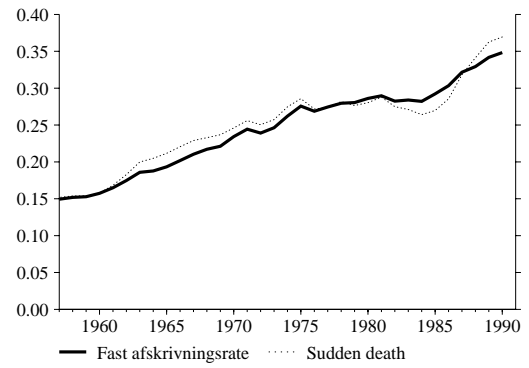
	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.3$	$\sigma = 0.5$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1$	0.29	0.30	0.30	0.27
$\gamma = 2$	0.53	0.46	0.38	0.29
$\gamma = 4$	0.92	0.60	0.40	0.29
$\gamma = 8$	1.42	0.66	0.40	0.29
$\gamma = 16$	1.83	0.67	0.40	0.29

Bilag C. Sammenligning af kapitalapparater med fast afskrivningsrate hhv. sudden death

Fire år, $\delta=24\%$



Seks år, $\delta=15\%$



Otte år, $\delta=11\%$

