

Ligninger for erhvervenes efterspørgsel efter maskinkapital og arbejdskraft

Resumé:

I dette papir præsenteres "næsten endelige" ligninger for faktorefterspørgslen, dvs. estimationsresultaterne for maskinkapital samt beskæftigelse.

Der er estimeret CES-funktioner for 16 erhverv, hvoraf de 11 baseres på 3. generationsdynamik, mens de 5 foreslås beskrevet mere ad-hoc. De sidste 2 private erhverv (e og h) er for alle praktisk formål til at overse. De 11 erhverv, hvor der er estimeret relationer baseret på 3. generationsdynamik, dækker godt 90% af den samlede private beskæftigelse.

Den gennemsnitlige substitutionselasticitet er fundet til ca. 0.45, svarende til en gennemsnitlig egenpriselasticitet i beskæftigelsesligningerne på -0.11 (-0.35 i kapitalligningerne). Substitutionselasticiteterne varierer en del over erhvervene – fra 0 til 0.81 – og generelt er der tilknyttet ret stor usikkerhed til de fundne estimater. Størst usikkerhed omkring estimationsresultaterne findes for de 5 erhverv, hvor ad-hoc tilgangen er anvendt (ne, ng, nn, qf og qs) samt for qq-, qt-, nq- samt nt-erhvervene.

At ligningerne er "næsten endelige" skal forstås på den måde, at de indholdsmæssigt er på plads, men at der i et kommende papir vil blive pudset lidt af på de anvendte effektivitetstrends med det formål at gøre fremskrivninger af disse enklere. Dette forventes kun at give ganske små ændringer i de endelige ligninger til den kommende modelversion.

fakt.wp

Nøgleord: faktorefterspørgsel beskæftigelse udbud kapital investeringer

Dette papir indeholder "næsten endelige" ligninger for erhvervenes efterspørgsel efter maskinkapital og arbejdskraft. Papiret er primært af opsummeringstypen, men estimationer af række nye erhverv præsenteres her for første gang. I øvrigt henvises til tidligere papirer om emnet.¹

I *afsnit 1* bringes en kort opsamling på, hvorledes erhvervenes efterspørgsel efter maskinkapital og arbejdskraft er specificeret. Der vises den vedtagne ligningsspecifikation for de erhverv, der estimeres i henhold til det oplæg, der hidtil har været arbejdet med. Dette drejer sig om 11 erhverv, *qq, qh, nm, qt, b, a, nq, nf, nb, nk* og *nt*, der tilsammen dækker godt 90% af den samlede private beskæftigelse. Der bringes endvidere en opsummerende tabel, der indeholder de væsentligste karakteristika for faktorefterspørgslen i samtlige 19 ADAM-erhverv.

Afsnit 2 diskuterer muligheden for modellering af de resterende 7 private erhverv, *qf, ne, qs, nn, ng, e* og *h*. Det foreslås at modellere 5 af disse erhverv med udgangspunkt i en langsigtet, statisk CES-funktion, hvorefter de anvendte faktorinput findes som et fordelt lag i de langsigtede, ønskede størrelser. Det foreslås, at disse ligninger formuleres i rene ændringer for at undgå problemer med den langsigtede niveausammenhæng (fx fejlspecifikation af trender eller lign.). I disse erhverv vil der ikke være konsistens på kort sigt, men langsigtssammenhængene vil være velspecificerede. For to erhverv, *e* og *h*, foreslås modelleringen af ændringen i beskæftigelse og investeringer at bestå i en simpel proportionalitetsantagelse over til ændringen i produktionen.

I *afsnit 3* gennemgås resultaterne for de enkelte erhverv, idet estimationsoutput og grafer præsenteres. Det bemærkes, at for flere erhverv er der tale om uændrede relationer i forhold til tidligere papirer.

I *bilag 1* bringes modelligninger.

1. Erhvervenes faktorefterspørgsel

Udgangspunktet for arbejdet med faktorefterspørgslen er følgende ligninger

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fK_m_j) &= \gamma_1 \text{Dlog}(fK_m_j^w) + \gamma_0 (\log(fK_m_j^{w_{-1}}) - \log(fK_m_{j,-1})) \\ &+ \rho_K [\text{Dlog}(fK_m_{j,-1}) - \gamma_1 \text{Dlog}(fK_m_j^{w_{-1}}) - \gamma_0 (\log(fK_m_j^{w_{-2}}) - \log(fK_m_{j,-2}))] \end{aligned} \quad (1.1)$$

¹Fx modelgruppepapirerne *Mere om faktorefterspørgslen* af John Smidt, Karsten Theil Hansen og Thomas Thomsen, d. 28. juli 1994, *Estimationer af faktorefterspørgslen på sektorniveau* af Karsten Theil Hansen, d. 27. september 1994, *Udkast til ligninger for faktorefterspørgslen* af John Smidt, d. 21. oktober 1994, *Mere om dynamik i faktorefterspørgslen* af Thomas Thomsen, d. 22. oktober 1994 og *Endnu mere om faktorefterspørgslen*, af John Smidt, Karsten Theil Hansen og Thomas Thomsen.

$$\begin{aligned}
\log(HQ_j) &= \alpha_1 \log(HQ_j n) + \alpha_2 \log(HQ_j n_{-1}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(HQ_j n_{-2}) \\
&+ (1 - \alpha_1) \log(Hgn1) - \alpha_2 \log(Hgn1_{-1}) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(Hgn1_{-2}) \\
&+ \rho_L [\log(HQ_{j,-1}) - (\alpha_1 \log(HQ_j n_{-1}) + \alpha_2 \log(HQ_j n_{-2}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(HQ_j n_{-3})) \\
&+ (1 - \alpha_1) \log(Hgn1_{-1}) - \alpha_2 \log(Hgn1_{-2}) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(Hgn1_{-3})]
\end{aligned} \tag{1.2}$$

hvor

$$fKm_{j,w} = \frac{1}{dfkm_j} \delta^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \frac{fyf_j}{\kappa} \left[\left(\frac{l_j}{uim_j} \frac{dtfkm_j}{dthq_j} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{1-\delta}{\delta} \right)^\sigma + 1 \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tag{1.3}$$

$$HQ_j n = \frac{1}{dthq_j} \left[\frac{1}{1-\delta} \left(\frac{fyf_j}{\kappa} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\delta}{1-\delta} (dtfkm_j \cdot fKm_j)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \tag{1.4}$$

Disse ligninger vil komme til at dække erhvervene qq , qh , nm , qt , b , a , nq , nf , nb , nk og nt . Ligning (1.1) og (1.2) er, som beskrevet i tidligere modelgruppe-papirer, estimeret med udtrykkene for $fKm_{j,w}$ samt $HQ_j n$ indsubstitueret.

Kapitalligningen, (1.1), beskriver den relative ændring i kapitalapparatet (svarende til nettoinvesteringerne) i en fejlkorrektionsmodel, hvor kapitalapparatet, fKm_j , på langt sigt går imod det ønskede, omkostningsminimerende niveau, $fKm_{j,w}$.

Arbejdskraftligningen, (1.2), beskriver beskæftigelsen, HQ_j , som et 3. års vægtet gennemsnit af den nødvendige arbejdskraft, $HQ_j n$. Denne sidste er, jf. (1.4), bestemt med udgangspunkt CES-produktionsfunktionen, idet det observerede kapitalapparat tages for givet. I tillæg indgår arbejdstiden, Hgn , i bestemmelsen af beskæftigelsen, idet en nedsættelse af Hgn på kort sigt giver anledning til en produktivitetstigning (der for given produktion vil reducere beskæftigelsen i antal hoveder). Beskæftigelsesligningen er specificeret således, at hvis arbejdstid og den nødvendige beskæftigelse ændres samtidigt, vil antallet af hoveder ikke påvirkes (de kortsigtede produktivitetseffekter af arbejdstids- hhv. produktionsændringer modsvarer fuldstændigt hinanden).

Både kapitalligningen og arbejdskraftligningen er suppleret med en såkaldt ρ -konstruktion, der primært har til funktion at reducere den positive autokorrelation, der ellers ville plage ligningerne. Tilstedeværelsen af ρ påvirker ikke i sig selv modelegenskaberne, og den eneste praktiske funktion er at sikre en blød overgang fra den historiske databanks sidste år til 1. fremskrivningsår.

I modelligningerne vil ρ_j ligge som eksogene variabler, $vrhok_j$ og $vrhoq_j$, idet databankværdien vil være den estimerede værdi af ρ_j . Da ligningerne vil blive forsynet med både J-led og eksogeniseringsmulighed, kan nogle brugere finde det enklere at sikre overgangen fra databank til fremskrivning ved hjælp af J-leddene. Hvis dette er tilfældet vil det være aktuelt at sætte $vrho$ -variablerne til 0. Det er klart, at dynamikken i ligningerne herved bliver noget enklere at overskue:

$$D\log(fKm_j) = \gamma_1 D\log(fKm_{j,w}) + \gamma_0 (\log(fKm_{j,w_{-1}}) - \log(fKm_{j,-1})) \quad (1.1')$$

$$\log(HQ_j) = \alpha_1 \log(HQ_{j,n}) + \alpha_2 \log(HQ_{j,n_{-1}}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(HQ_{j,n_{-2}}) \\ + (1 - \alpha_1) \log(Hgnl) - \alpha_2 \log(Hgnl_{-1}) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log(Hgnl_{-2}) \quad (1.2')$$

Det skal til denne mulighed bemærkes, at introduktionen af ρ i ligningerne *ideelt* eliminerer behovet for en sådan J-ledsgymnastik i forbindelse med almindelige fremskrivninger. Imidlertid vil kun erfaringer med brugen af faktorligningerne vise, om dette også holder i praksis.

Det skal endelig bemærkes, at variablerne $dtfkm_j$ og $dthq_j$ ligeledes vil indgå som eksogene variabler i modellen. Behandlingen og tolkningen af disse effektivitetsvariabler er nærmere beskrevet i modelgruppepapiret *Faktorefterspørgslens egenskaber – om effektivitetsindeks og lange fremskrivninger* af John Smidt, d. 17. januar 1995.

I omstående tabel 1 opsummeres egenskaberne i faktorefterspørgslen, idet vi tager forskud på de valg, der gøres i afsnit 2 omkring de "ikke-så gode" erhverv.

Det fremgår af tabellen, at substitutionselasticiteten i de private erhverv er omkring 0.45 (vægtet med beskæftigelsen). Dette svarer til en egenpriselasticitet i beskæftigelsen på -0.11 og i kapitalefterspørgslen på -0.35 . Disse gennemsnit dækker over relativt store forskelle mellem de enkelte erhverv, men generelt er der dog ikke stor forskel på egenskaberne for de viste aggregater.

Det fremgår ligeledes af tabellen, at det med en enkelt undtagelse er lykkedes at estimere CES-funktioner baseret på 3. generationsdynamik for alle erhverv med en andel af den samlede beskæftigelse på 0.02 og derover. Undtagelsen er *qf*-erhvervet, hvor det har været nødvendigt at anvende en mere ad hoc tilgangsvinkel, jf. det efterfølgende afsnit 2.

Som det vil fremgå af gennemgangen af de enkelte erhverv i afsnit 3, er der af forskellige grunde knyttet en vis usikkerhed til resultaterne for *qq*-, *qt*-, *nq*- og *nt*-erhvervene. Specielt for *qq*-erhvervet er dette uheldigt, da det beskæftigelsesmæssigt er det største private erhverv. Udover disse erhverv bør der ikke lægges stor vægt på de erhverv, hvor der er anvendt den i afsnit 2 beskrevne ad-hoc-tilgang. I praksis er dette dog mindre væsentligt, da der er tale om ret små erhverv.

Tabel 1. Oversigt over erhvervenes faktorefterspørgsel

Erhverv	Andele (1990)			Egenpris-		Substi- tutions- elasticitet	1. årseffekt af 1%’s ændring i produktion		Spredning	
	Beskæf- tigelse (HQ_j)	Maskin- kapital (fKm_j)	BFI (fYf_j)	elasticiteter			K	L	K	L
				K	L					
qq^1	0.14	0.18	0.12	-0.63	-0.18	0.81	0.32	0.48	3.65	2.08
qh^1	0.11	0.08	0.14	-0.13	-0.03	0.16	0.52	0.51	2.20	2.54
nm^1	0.08	0.07	0.06	-0.34	-0.08	0.42	0.29	0.63	1.47	2.38
qt^1	0.07	0.14	0.07	-0.36	-0.14	0.50	0.13	0.38	2.39	3.29
b^1	0.07	0.06	0.06	-0.29	-0.07	0.37	0.37	0.68	2.87	4.16
a^1	0.05	0.08	0.06	-0.50	-0.21	0.71	0.21	0.44	2.60	2.79
nq^1	0.04	0.04	0.03	-0.27	-0.06	0.33	0.23	0.58	1.47	2.02
qt^2	0.04	0.04	0.03	0.00	0.00	0.00	0.20	0.65	5.41	5.39
nf^1	0.03	0.04	0.04	-0.46	-0.15	0.61	0.23	0.43	1.72	3.33
nb^1	0.02	0.03	0.01	-0.22	-0.09	0.31	0.26	0.47	3.00	2.23
nk^1	0.02	0.04	0.02	-0.48	-0.21	0.69	0.20	0.45	2.33	2.86
nt^1	0.01	0.01	0.01	-0.27	-0.03	0.30	0.22	0.33	4.39	6.19
ne^2	0.01	0.01	0.02	-0.07	-0.03	0.10	0.20	0.65	3.96	4.93
qs^2	0.01	0.07	0.03	-0.15	-0.25	0.40	0.20	0.65	6.74	7.77
nn^2	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.20	0.65	4.04	3.54
ng^2	0.00	0.00	0.00	-0.07	-0.13	0.20	0.20	0.65	7.63	4.90
e	0.00	0.01	0.03	0.00	0.00	0.00	0.33	1.00	•	•
h	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.33	1.00	•	•
o	0.30	0.08	0.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	•	•
nx	0.20	0.24	0.17	-0.34	-0.10	0.44	0.25	0.54	•	•
qx	0.36	0.44	0.36	-0.35	-0.11	0.46	0.33	0.49	•	•
xx	0.68	0.82	0.65	-0.35	-0.11	0.46	0.30	0.52	•	•
<i>Private</i>	0.70	0.91	0.81	-0.35	-0.11	0.46	0.30	0.52	•	•

Anm. nx dækker over alle fremstillingserhverv undtagen ng og ne ;

qx dækker over alle tjenesteydende erhverv undtagen qs ;

xx dækker over nx , qx , a og b erhvervene

De sammenvejede størrelser er beregnet med beskæftigelsen som vægte

¹ Disse erhverv er estimeret med udgangspunkt i et-trinsestimation af CES-BFI-funktioner med baseret på 3. generationsdynamik

² Disse erhverv er estimeret med udgangspunkt i to-trinsestimation af CES-produktionsværdifunktioner baseret på 2. generationsdynamik; dynamikken i disse erhverv er restrikeret, jf. afsnit 2

2. Faktorefterspørgslen i de ikke-så-gode erhverv

For en række erhverv har det ikke været muligt at følge strategien med estimation af ligning (1.1) og (1.2). Dette drejer sig om erhvervene *qf*, *ne*, *qs*, *nn*, *ng*, *e* og *h*. Flere af disse erhverv må siges at være "specielle", hvorfor det måske ikke er så overraskende, at standard-fremgangsmåde ikke kører rent hjem. Under alle omstændigheder udgør erhvervene kun en meget lille del af økonomien; målt på beskæftigelsen drejer det sig om 6-7%.

Forskellige muligheder er overvejet for disse "ikke-så-gode" erhverv.

- Maskininvesteringer og beskæftigelse kan være eksogene
- Maskininvesteringer og beskæftigelse kan bestemmes med udgangspunkt i ad-hoc ligninger med produktion og en trend. Udtrykket for produktionen kan være BFI eller produktionsværdi, idet der under alle omstændigheder pålægges homogenitet (konstant skala-afkast). Ligningerne kan evt. suppleres med mulighed for effekter fra faktorpriser
- Maskininvesteringer og beskæftigelse bestemmes med udgangspunkt i en *langsigtet* CES-estimation, der kan baseres på produktionsværdi eller BFI som produktionsbegreb. Den kortsigtede fastlæggelse af produktionsfaktorer kan ske som en tilpasning til disse langsigtetsniveauer.

Mulighed a) kan ikke opfattes som nogen god løsning. I praksis vil eksogene erhverv give anledning til problemer i fremskrivninger og multiplikatorer; i den nuværende model er beskæftigelsen i *a*, *e*, *ng* og *h* eksogen. Også den offentlige sektor, *o*, er eksogen i den nuværende version af ADAM, hvilket ikke foreslås ændret.

Mulighed b) ville kunne implementeres med udgangspunkt i variationer over følgende ligning:

$$X_j = \alpha_0 Y_j + \alpha_1 Y_{j-1} + \alpha_2 Y_{j-2} + \alpha_3 Y_{j-3} + \dots + trend \quad \sum_i \alpha_i = 1 \quad (2.1)$$

hvor X_j er (logaritmen til) maskinkapital hhv. beskæftigelse (fK_m_j hhv. HQ_j), Y_j er (logaritmen til) produktionen (målt som BFI eller produktionsværdi) og *trenden* kan formuleres som et tidspolynomium af ønsket grad. Ligningen for arbejdskraften kan suppleres med arbejdstidseffekter, jf. (1.2).

Tolkningen af (2.1) er, at der *ikke* er substitutionsmuligheder mellem maskinkapital og arbejdskraft; σ er implicit lig nul. Man kan sige, at vi har at gøre med en langsigtet Leontief-produktionsfunktion, og dynamikken kan kaldes 2. generation. Denne tilgangsvinkel vil altså sikre "konsistens" på langt sigt forstået på den måde, at der kan siges at være en produktionsfunktion, som vi på langt sigt vil være "på".

Ligning (2.1) kan evt. suppleres med de relative faktorpriser. Herved har man mulighed for, at fx investeringerne kommer til at reagere på renten (sådan som mange nok vil finde rimeligt):

$$X_j = \alpha_0 Y_j + \alpha_1 Y_{j-1} + \alpha_2 Y_{j-2} + \alpha_3 Y_{j-3} + \dots + \beta_0 \frac{pk_j}{pl_j} + \beta_1 \frac{pk_{j-1}}{pl_{j-1}} + \dots + trend \quad \sum_i \alpha_i = 1 \quad (2.1')$$

Problemet med (2.1') er imidlertid, at det ikke er let at forholde sig til, om priseffekten i kapital- hhv. beskæftigelsesligningen er i et passende indbyrdes størrelsesforhold. Ved anvendelse af (2.1') opstår således let det problem, som hele arbejdet med *konsistente* faktorefterspørgselsfunktioner netop forsøger at afhjælpe, nemlig at en forøgelse af én faktorpris reducerer forbruget af den ene faktor, men ikke øger forbruget af den anden produktionsfaktor (jf. de nuværende investerings- og beskæftigelsesligningers respons på en rentestigning). Relation (2.1') skal derfor ikke anbefales som udgangspunkt for de "ikke-så-gode" erhverv.

Mulighed c) indebærer en to-trinsindfaldsvinkel til problemstillingen. Først estimeres langsigtede CES-funktioner, dvs. statiske relationer til bestemmelse af de langsigtede faktorinput ($fKm_{j,w}$ og $HQ_{j,w}$). Udtrykket for kapitalapparatet er givet i (1.3), mens det langsigtede arbejdskraftforbrug er:

$$HQ_{j,w} = \frac{1}{dthq_j} (1-\delta)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \frac{fYf_j}{\kappa} \left[\left(\frac{uim_j}{l_j} \frac{dthq_j}{dtkm_j} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{\delta}{1-\delta} \right)^{\sigma} + 1 \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (2.2)$$

Det kan bemærkes, at estimation af (1.3) og (2.2) ofte kan lade sig gøre, selv om estimation af (1.3) og (1.2) ikke går godt. Typisk er det nemlig brugen af den nødvendige arbejdskraft, $HQ_{j,n}$, jf. (1.2), der følger af 3. generationsindgangsvinklen, som giver anledning til problemer. Herefter kan de fundne udtryk for $fKm_{j,w}$ og $HQ_{j,w}$ anvendes i ligninger af typen:

$$X_j = \alpha_0 X_j^* + \alpha_1 X_{j-1}^* + \alpha_2 X_{j-2}^* + \alpha_3 X_{j-3}^* + \dots \quad \sum_i \alpha_i = 1 \quad (2.3)$$

hvor X_j^* er (logaritmen til) det langsigtede faktorinput, $fKm_{j,w}$ hhv. $HQ_{j,w}$. Bemærk, at der her i modsætning til (2.1) *ikke* er brug for en trend, idet denne allerede indgår i estimationen af X_j^* , jf. effektivitetsindeksene i (1.3) hhv. (2.2). I øvrigt kan bemærkes, at hvis substitutionselasticiteten i estimationen af den langsigtede CES-funktion er fundet til 0, vil (2.3) have identiske egenskaber med (2.1).

Valg blandt mulighederne

Ved vurderingen af om mulighed *a)* (eksogenitet), *b)* (ad hoc ligninger) eller *c)* (langsigtet CES + kortsigtet ad hoc) skal foretrækkes, er det væsentligt dels at være opmærksom på, at der er tale om relativt *små, ubetydelige erhverv*, dels at være opmærksom på, at erhvervene typisk er "*specielle*" af den ene eller anden grund. Det første punkt indikerer, at ressourceindsatsen bør være begrænset, det andet, at ret kraftige a priori restriktioner kan være nødvendige.

I bilag 2 vises estimationer for *ne*, *ng*, *nn*, *qs* og *qf*-erhvervene. Der vises dels estimationerne baseret på kombinationer af estimation af langsigts CES-

funktioner, (1.3) og (2.2), med variationer over (2.3), dels estimationer baseret på variationer over ad-hoc-ligningen (2.1).

I praksis viser det sig muligt at foretage estimationer af en langsigtet CES-funktion for de nævnte 5 erhverv. Det kan bemærkes, at det for de disse erhverv ikke har været muligt at opnå rimelige resultatet (eller resultater overhovedet) med fremgangsmåden beskrevet i afsnit 1. Estimationerne er foretaget både med BFI og med produktionsværdi og i alle tilfælde med effektivitetsindeksene formuleret som en kvadratisk trend. Konkret er estimationerne foretaget vha. af grid-search over σ fra 0 til 0.9 med spring på 0.05.²

Generelt fremstår langsigtsestimationerne ikke overbevisende; specielt er forklaringsgraden i estimationerne af qs og qf -erhvervene (samt ng med BFI som produktionsmål) ekstremt ringe. Estimatet af σ bliver stort set det samme med de to produktionsmål, og for alle erhvervene med undtagelse af qs bliver σ meget lille: Mellem 0 og 0.20; for qs -erhvervet estimeres en værdi af σ på 0.40-0.45.

I andet trin er de beregnede størrelser for hhv. fKm_jw og HQ_jw anvendt i estimation af relationer af typen (2.3). Som følge af de generelt ringe resultater er det valgt at estimere i ændringer, hvorved problemer omkring den langsigtede niveausammenhæng minimeres:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fKm_j) = & \alpha_0 \text{Dlog}(fKm_jw) + \alpha_1 \text{Dlog}(fKm_jw_{-1}) + \alpha_2 \text{Dlog}(fKm_jw_{-2}) \\ & + \alpha_3 \text{Dlog}(fKm_jw_{-3}) + (1 - \alpha_0 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3) \text{Dlog}(fKm_jw_{-4}) \end{aligned} \quad (2.4)$$

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(HQ_j) = & \beta_1 (\text{Dlog}(HQ_jw) - \text{Dlog}(Hgnl)) + \beta_2 (\text{Dlog}(HQ_jw_{-1}) - \text{Dlog}(Hgnl_{-1})) \\ & + (1 - \beta_1 - \beta_2) (\text{Dlog}(HQ_jw_{-2}) - \text{Dlog}(Hgnl_{-2})) + \text{Dlog}(Hgnl) \end{aligned} \quad (2.5)$$

Som det fremgår, er beskæftigelsesligningen suppleret med arbejdstidseffekter analogt til de "gode" erhverv, således at en samtidig ændring i arbejdstid og produktion (HQ_jw) ikke påvirker antallet af hoveder.

Generelt giver estimationer af (2.4) og (2.5) statistisk set ikke overbevisende resultater, hvilket dog ikke kunne forventes, og i øvrigt ikke skal være afgørende. Generelt synes estimationer baseret på langsigtsestimationer med brug af produktionsværdi at være marginalt bedre, end når der anvendes estimationer baseret på BFI. I praksis er lagstrukturen ikke velbestemt, og der kan uden væsentlige indvendinger fra data pålægges følgende restriktioner:

²I estimationen med $\sigma=0$ er ikke anvendt (1.3) og (2.2), da der er et grænseovergangsproblem for CES-funktionen. Estimationsligningerne er i dette specialtilfælde:

$$\log(fKm_j) = \kappa_1 \cdot \log(Y_j) \cdot e^{(\lambda_{1Km} \cdot (tid-1980) + \lambda_{2Km} \cdot (tid-1980)^2)} \quad \text{hhv.} \quad \log(HQ_j) = \kappa_2 \cdot \log(Y_j) \cdot e^{(\lambda_{1HQ} \cdot (tid-1980) + \lambda_{2HQ} \cdot (tid-1980)^2)}$$

Lagstruktur i kapitalligning: $\alpha_0=\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0.20$
 Lagstruktur i arbejdskraftligning: $\beta_1=0.65 \beta_2=0.20$

Det kan bemærkes, at restriktionen på arbejdskraftligning med lige så stor (eller endda større) ret kunne være $\beta_1=\beta_2=1/3$. Supplerende estimationer viser i øvrigt, at laglængden i kapitalligningen gerne vil være længere, hvilket dog ikke skal foreslås forfulgt nærmere.

Som alternativ til disse totrins-estimationer er betragtet estimation af ligninger af typen (2.1). Disse er ligeledes estimeret i ændringer for at undgå problemer omkring niveausammenhængen. I de i bilag 2 viste estimationer er trenden specificeret kvadratisk³ og laglængden er (svarende til (2.4) og (2.5)) begrænset til 5 hhv. 3 år; arbejdstiden, Hgn , er medtaget i beskæftigelsesligningen svarende til i (2.5). Også disse estimationer giver generelt en lidt bedre forklaringssevne, når produktionsværdi anvendes frem for BFI.

Nedenstående tabel sammenligner udvalgte estimationsresultater:

Tabel 2. Udvalgte estimationsresultater, "ikke-så gode erhverv"

Erhverv	CES-estimation (1.3), (2.2), (2.4), (2.5)					Ad-hoc (2.1)			
	σ	Kapital- ligning		Beskæftigelses- ligning		Kapital- ligning		Beskæftigelses- ligning	
		s	DW	s	DW	s	DW	s	DW
<i>ne</i>	0.10 (0-0.40)	3.96	0.96	4.93	1.37	4.11	1.00	5.38	1.16
<i>ng</i>	0.20 (0-1)	7.63	1.66	4.90	1.47	8.27	1.77	3.69	1.47
<i>nn</i>	0.00 (0-0.15)	4.04	1.40	3.54	1.40	4.24	1.41	3.39	1.05
<i>qf</i>	0.00 (0-0.20)	5.41	0.82	5.39	1.11	5.65	0.83	4.66	0.65
<i>qs</i>	0.40 (0.25-0.55)	6.74	1.51	7.77	1.36	7.29	1.50	7.28	1.04

Anm. Alle estimationer er foretaget med produktionsværdi som produktionsmål; se evt. bilag 2. I CES-estimationerne er lagpolynomierne bundet som nævnt i teksten; i ad-hoc estimationerne er lagpolynomiet i kapitalligningen bundet til et simpelt 5 års glidende gennemsnit og frit estimeret i beskæftigelsesligningen.

Efter det angivne estimat af σ er i parentes angivet et approksimativt 95%-konfidensinterval (afskåret ved 0 og 1)

Estimationsperioden er for langsigts estimationerne 1955-1990 og for alle ændringsrelationerne 1960-1990 (for *ng* erhvervet 1970-1990 hhv. 1975-1990)

Generelt er forklaringskraften i kapitalligningen marginalt bedre i de estimationer, der baserer sig på CES-funktionerne. For arbejdskraftligninger er den historiske forklaringskraft til gengæld lidt ringere, hvilket dog udelukkende skyldes den pålagte restriktion på denne ligning i CES-tilfældet; estimeres lagstrukturen frit, fås en lidt bedre forklaringskraft end i ad-hoc-tilfældet (se evt. bilag 2).

³Dvs. en konstant og tiden indgår i ændringsspecifikationen.

Alt i alt ser det ikke ud til at der tabes væsentligt ved at anvende den modificerede CES-indfaldsvinkel. Under alle omstændigheder har vi ved at gå i ændringer, jf. (2.4) og (2.5), sikret os imod niveauproblemer, og vi opnår i modsætning til ad-hoc ligningen, (2.1), at der kan være effekter fra faktorpriserne. Konkret ville fravær af renteeffekter i investeringerne i *qs*-erhvervet nok kunne blive opfattet som et problem ved den alternative ad-hoc-indfaldsvinkel.⁴

Det kan argumenteres, at fremgangsmåden med først at estimere en statisk, langsigtet CES-funktion i niveau, og derefter anvende resultatet i rene ændringsrelationer er angribelig. Hertil skal (lidt) provokerende svares "ja, og hvad så?". Under alle omstændigheder skal erindres, at der er tale om små, specielle erhverv.

Det mest åbne spørgsmål er nok, om der skal anvendes BFI eller produktionsværdi som produktionsbegreb i de langsigtede CES-funktioner. Konkret er det valgt at anvende produktionsværdi, hvilket for i hvert fald *ng* forekommer oplagt (idet der i denne sammenhæng undtagelsesvis skal lægges en vis vægt på de statistiske resultater, der fremgik af bilag 2). Primært af hensyn til at have så få "typer" erhverv er det altså valgt at lade denne konklusion gælde for alle 5 erhverv. Valget af produktionsværdi kan dog ikke opfattes som velbegrundet, og argumenter for BFI kan uden videre ændre denne konklusion (uden at det i øvrigt vil få nogen mærkbare konsekvenser for modelegenskaberne).

Råstofudvinding og boligbenyttelse, e- og h-erhvervene

Med denne afhandling af *ne*, *ng*, *nn*, *qf* og *qs* tilbagestår kun to private erhverv, *e* og *h*.

Disse erhverv er beskæftigelsesmæssigt helt uinteressante, og må betragtes som endda særdeles "specielle". Det er konkret særdeles vanskeligt at gå ind på en tankegang, hvor en produktionsfunktion bestående af arbejdskraft og maskinkapital producerer BFI (eller produktionsværdi) i fx boligbenyttelse (hvor bygningskapitalen naturligvis er alt-afgørende).

Med mindre bedre forslag fremkommer, kan følgende ligninger anvendes for disse erhverv:

$$fIm_j = fIm_{j,-1} \cdot \left(\frac{fX_j}{fX_{j,-3}} \right)^{\frac{1}{3}} \quad (2.6)$$

$$HQ_j = HQ_{j,-1} \cdot \left(\frac{fX_j}{fX_{j,-1}} \right) \quad (2.7)$$

⁴Konkret viser supplerende estimationer af relationer af typen (2.1'), dvs. med faktorpriseffekter i ad-hoc-ligningerne, at der er signifikante usercosteffekter i investeringerne i *qs*-erhvervet.

idet $j = e, h$. Begge ligninger suppleres med j -led og eksogeniseringsmulighed.

3. Faktorefterspørgsel for de enkelte erhverv

I de følgende afsnit bringes resultaterne for de enkelte erhverv i samme rækkefølge som i tabel 1, dvs. ordnet efter beskæftigelsens størrelse.

3.1. Andre tjenester, qq -erhvervet

Estimationen af qq -erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.1. Estimation af qq -erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.63	0.63	0.32	0.69	0.85	0.59	7.1	-19.8	3.65	1.32	-2.58	$\sigma=0.81$
L	0.18	-0.18	0.48	0.80	1.00	0.79	0.2	5.6	2.08	1.62	-2.95	LL =148.73

Anm. De estimerede parametre er som følger (for trendparametrene angiver λ_1 koefficienten til $(tid-1980)$, λ_2 koefficienten til $(tid-1980)^2$).

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.812$ (0.212) $\delta=0.169$ (0.012) $\kappa=0.975$ (0.019)

Parametre i K -ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.536$ (0.212) $\gamma_1=0.321$ (0.121) $\rho=0.589$ (0.215)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.129$ (0.114) $\lambda_2=-0.0048$ (0.0061)

Parametre i L -ligning:

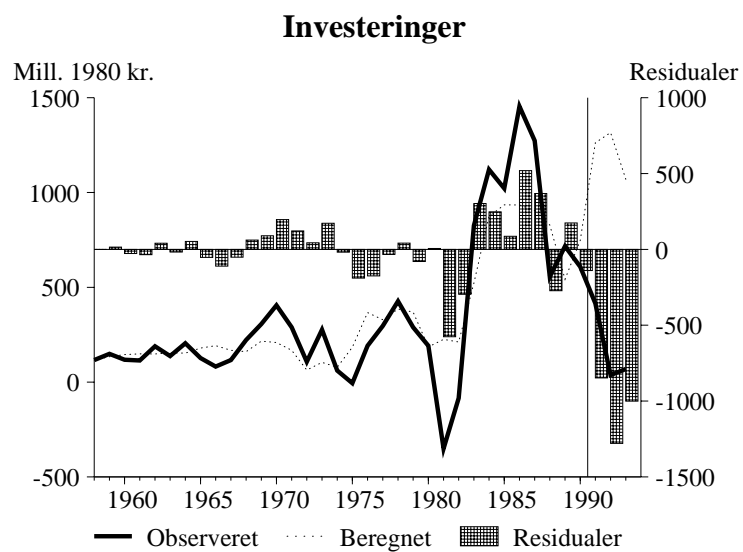
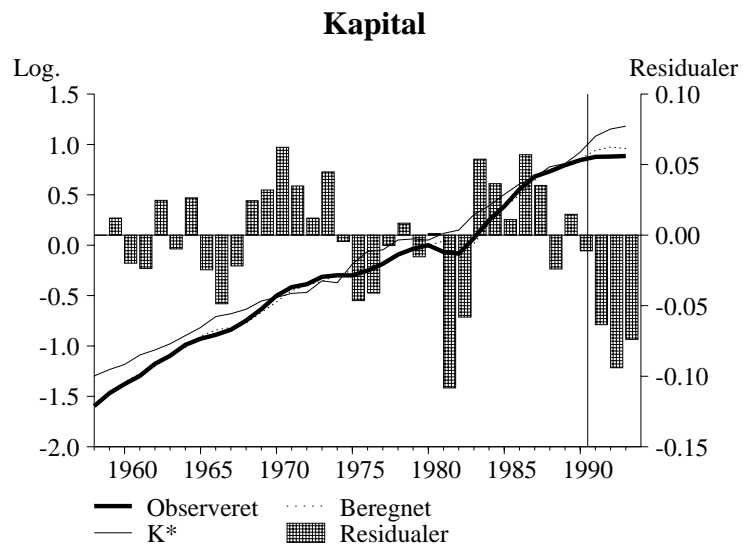
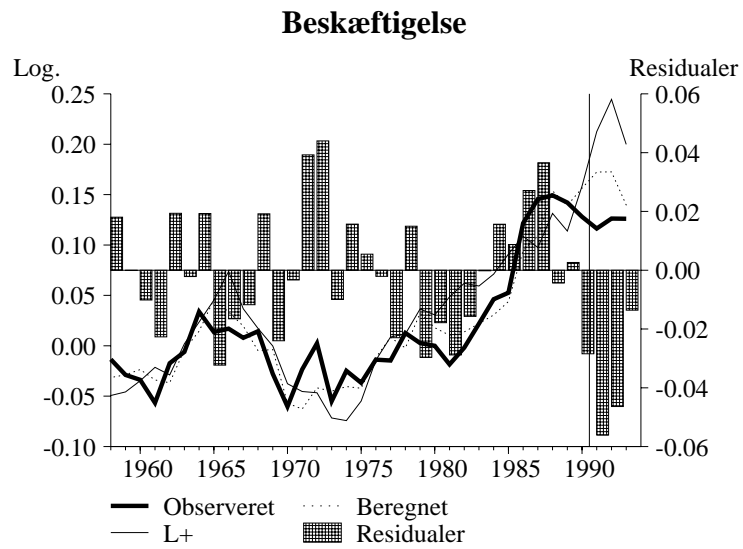
Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.485$ (0.133) $\alpha_2=0.310$ (0.136) $\rho=0.788$ (0.114)

Trendparametre: $\lambda_1=0.038$ (0.026) $\lambda_2=0.0009$ (0.0014)

I de omstående grafer er vist den historiske forklaringsevne, trendernes estimerede forløb samt en dekomponering af udviklingen i K^* og L^+ . Det bemærkes, at graferne for forklaringsevnen af kapital hhv. (netto)-investeringer naturligvis blot er to måder at bringe den samme information på. Helt tilsvarende grafer vises for de øvrige erhverv, der estimeres vha. (1.1) og (1.2). Det skal bemærkes, at residualerne efter estimationsperioden er beregnet på baggrund af en naiv fremskrivning af effektivitetsindeksene (dvs. at tids-polynomierne blot er fremskrevet mekanisk, idet tiden "går").

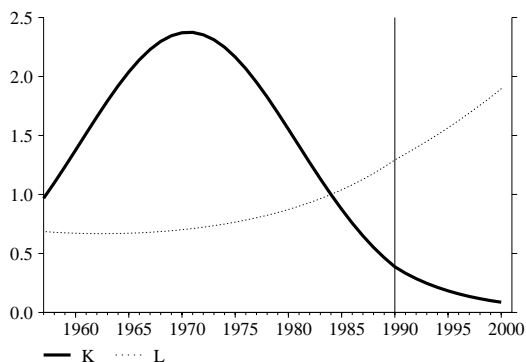
Substitutionselasticiteten er i qq -erhvervet estimeret til 0.81, hvilket er den højeste værdi blandt samtlige 19 erhverv, og man kan derfor se på denne størrelse med en vis skepsis.

Det viser sig, at likelihood-funktionen er ret flad i σ -dimensionen, og som det fremgår af den estimerede spredning går, konfidensintervallet ned til omkring 0.40. Foretages rene langsigtsestimationer fås et estimat af σ på 0 (!) med kvadratiske trender og på 0.35 med kubistiske trender. Likelihood-funktionen

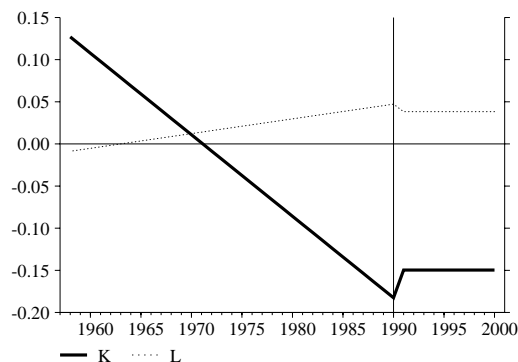
Figur 3.1a. *qq*-erhvervet. Historisk forklaringssevne

Figur 3.1b. *qq*-erhvervet. Trender og dekomponering

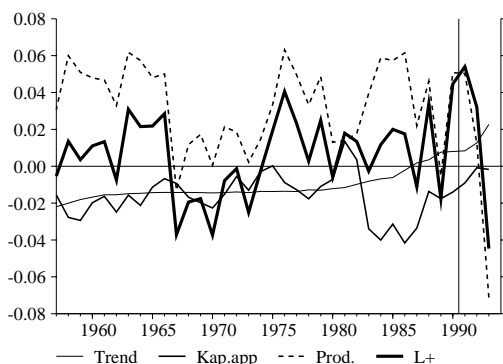
Effektivitetsindeks, niveau



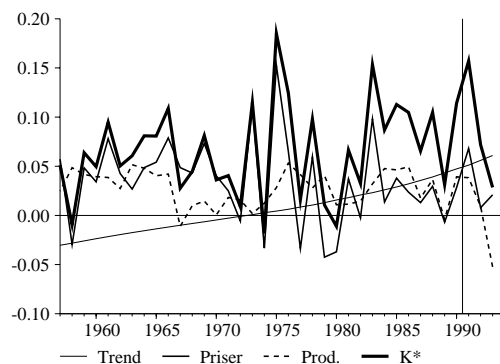
Effektivitetsindeks, vækstrater



**Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)**



**Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)**



er også relativt flad, når de rene langsigtsrelationer estimeres; $\sigma=0.35$ kan lige præcis accepteres med kvadratiske trender, mens konfidensintervallet med kubistiske går fra 0.05 til 0.70. En sidste måde at få en idé om σ 's værdi er at foretage simple, statiske OLS-estimer af faktorforholdet på relativ faktorpris. Herved fås (med lineær, kvadratisk eller kubistisk trend) et estimat af σ på omkring 0.40.

Alt i alt kan der altså råde en vis usikkerhed om, hvorvidt det ret høje estimat af σ i tabel 3.1 er holdbart. I bilag 3 er derfor vist en estimation af *qq*-erhvervet, hvor σ er bundet til 0.35, hvilket ligger nærmere de øvrige refererede estimater; restriktion er lige på grænsen til det statistisk signifikante i forhold til den frie estimation i tabel 3.1. Som det frem af bilaget er egenskaberne stort set de samme (bortset fra naturligvis prisfølsomheden); den eneste større ændring er estimatet af trenderne, der får et mere troværdigt forløb.

Fastholdes estimationen i tabel 3.1, bør fremskrivningen af effektivitetsindekset i kapital ligningen overvejes. Den i figurene viste metode (gennemsnittet af de sidste 10 års vækstrate) forekommer ikke særlig hensigtsmæssig i dette erhverv.

3.2. Handel, *qh*-erhvervet

Estimationen af *qh*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.2. Estimation af *qh*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
<i>K</i>	-0.13	0.13	0.52	0.84	0.95	0.55	-6.8	-0.1	2.20	1.81	-2.05	$\sigma=0.16$
<i>L</i>	0.03	-0.03	0.51	0.84	1.00	0.52	6.8	2.8	2.54	1.34	-3.55	LL =154.35

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.161$ (0.132) $\delta=0.160$ (0.028) $\kappa=1.027$ (0.011)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.664$ (0.218) $\gamma_1=0.523$ (0.098) $\rho=0.546$ (0.267)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.023$ (0.005) $\lambda_2=0.0012$ (0.0002)

Parametre i L-ligning:

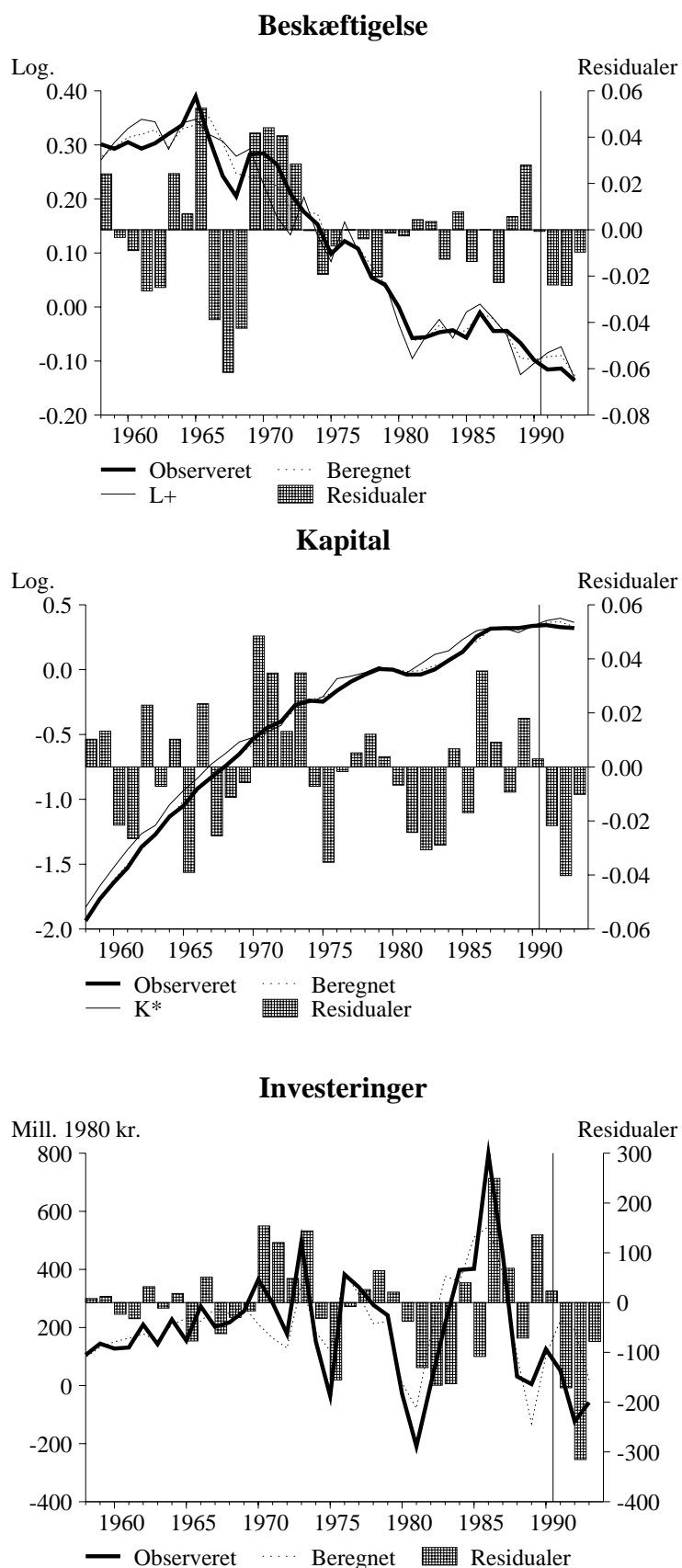
Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.514$ (0.091) $\alpha_2=0.323$ (0.091) $\rho=0.517$ (0.142)

Trendparametre: $\lambda_1=0.040$ (0.002) $\lambda_2=-0.0006$ (0.0001)

Estimatet af σ er meget lavt. Med udgangspunkt i tidligere analyser af behovet for udnyttelseskorrektur af kapitalapparatet og under-grænser for σ kan det umiddelbart undre, at så lav en værdi ikke giver anledning til problemer med 3. generationstilgangen. Imidlertid er kapitalens omkostningsandel i *qh*-erhvervet relativt lille, hvorfor det i praksis ikke er noget stort problem med så ringe substitutionsmuligheder. I estimationsperioden har "minimums-kapitalapparatet" typisk ligget omkring 30% under det observerede.

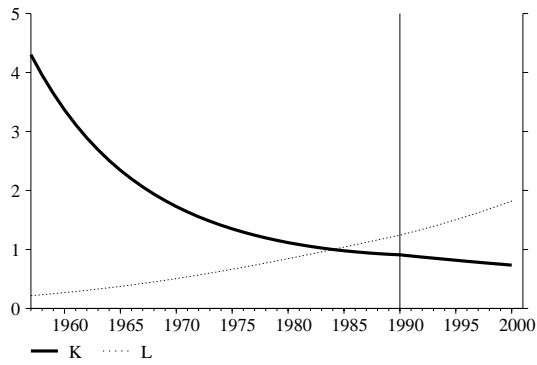
Estimatet af σ er, som det fremgår, ikke signifikant forskellig fra 0 og kunne omvendt være fx 0.30. Estimationer af rene langsigtsligninger giver et estimat i størrelsesordenen 0.30 (med et konfidensinterval fra 0.15-0.55); statiske OLS-estimationer giver tilsvarende et estimat af σ omkring 0.30 (i øvrigt med en ret lille spredning).

Alt i alt er der dog ikke grund til at stille væsentlige spørgsmålstegn ved det i tabel 3.2 viste estimat af σ , der dog nok (om noget) må betegnes som en underkantsskøn.

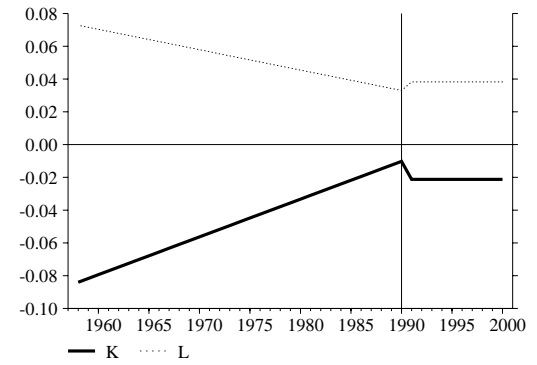
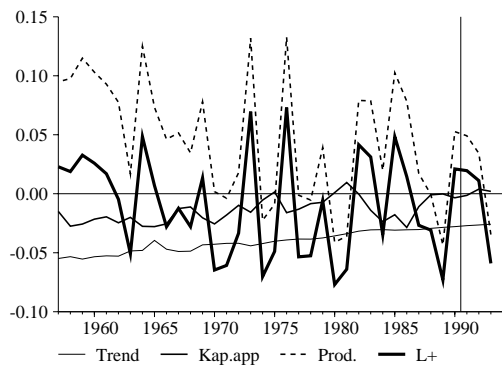
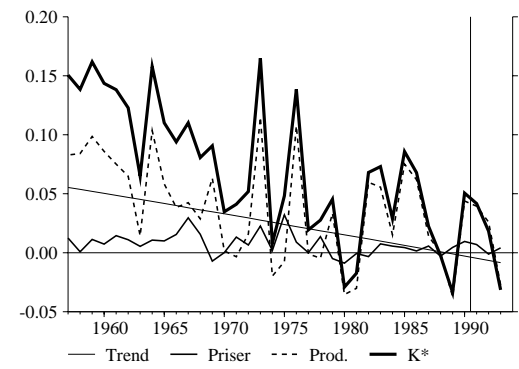
Figur 3.2a. *qh*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.2b. *qh*-erhvervet. Trender og dekomponering

Effektivitetsindeks, niveau



Effektivitetsindeks, vækstrater

Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)

3.3. Jern- og metalindustri, *nm*-erhvervet

Estimationen af *nm*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.3. Estimation af *nm*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
<i>K</i>	-0.34	0.34	0.29	0.66	0.84	0.64	2.9	-5.5	1.47	2.01	-2.70	$\sigma=0.42$
<i>L</i>	0.08	-0.08	0.63	0.87	1.00	0.74	10.2	-0.5	2.38	1.69	-4.08	LL =169.52

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.424$ (0.127) $\delta=0.151$ (0.011) $\kappa=0.957$ (0.018)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.523$ (0.083) $\gamma_1=0.291$ (0.053) $\rho=0.643$ (0.131)

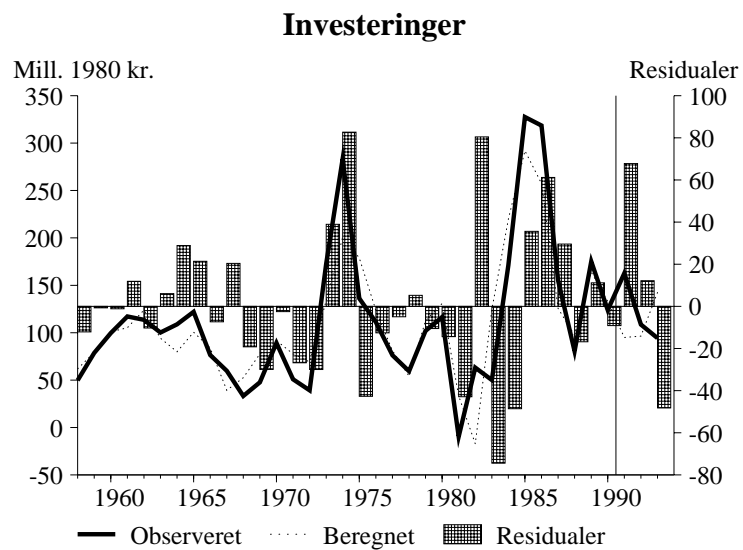
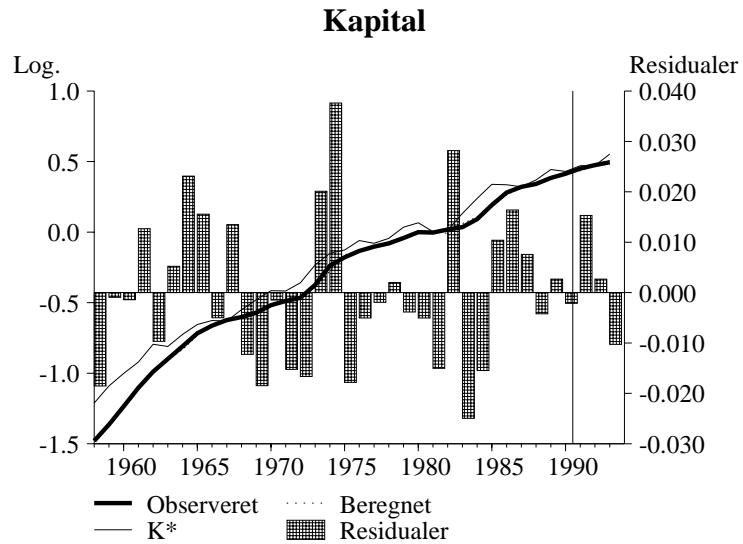
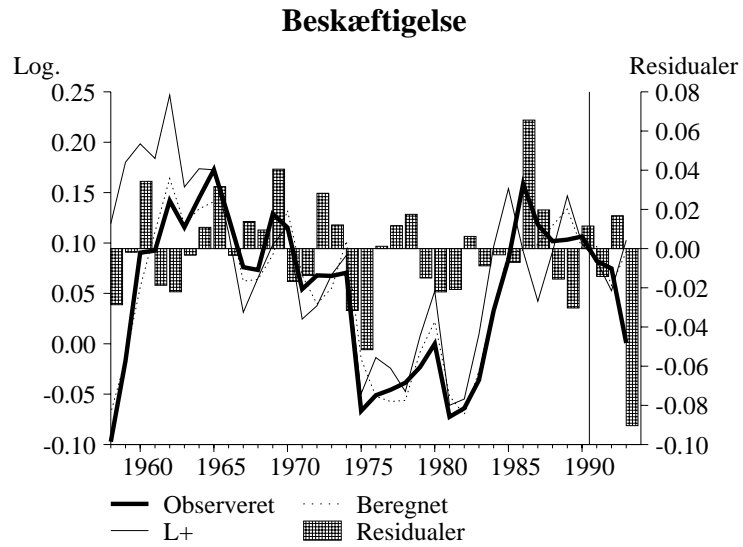
Trendparametre: $\lambda_1=-0.029$ (0.008) $\lambda_2=-0.0014$ (0.0005)

Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.632$ (0.059) $\alpha_2=0.233$ (0.060) $\rho=0.737$ (0.093)

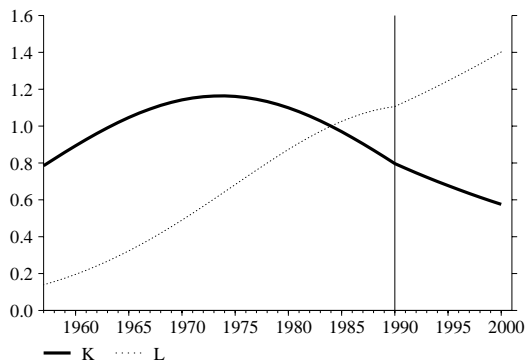
Trendparametre: $\lambda_1=0.027$ (0.003) $\lambda_2=-0.0017$ (0.0003)

Estimationen af *nm*-erhvervet forekommer særdeles robust. Estimatet af σ synes således velbestemt uanset brug af knækkede trender eller tiden i 3. i effektivitetsindeksene, estimation af langsigtsrelationer eller statiske OLS-estimationer. I alle disse tilfælde kommer estimatet af σ ud i størrelsesordenen 0.35-0.50, så de 0.42, der er angivet i tabel 3.3, kan på flere måder opfattes som et centralt skøn.

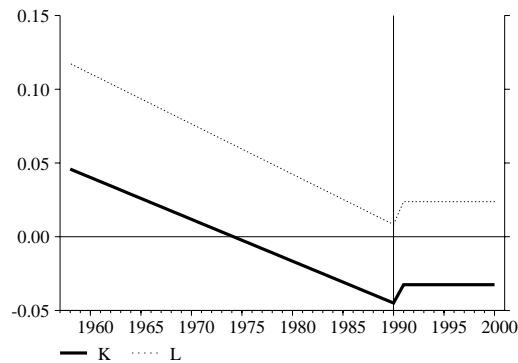
Figur 3.3a. *nm*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.3b. nm-erhvervet. Trender og dekomponering

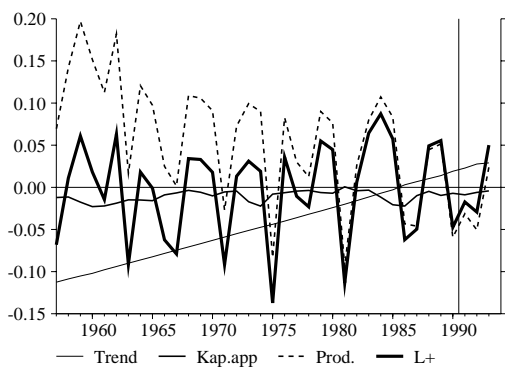
Effektivitetsindeks, niveau



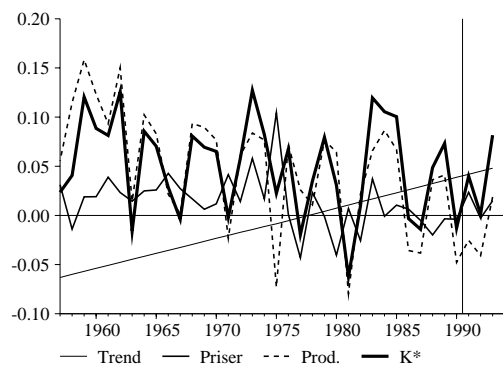
Effektivitetsindeks, vækstrater



**Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)**



**Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)**



3.4. Anden transport, *qt*-erhvervet

Estimationen af *qt*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.4. Estimation af *qt*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.36	0.36	0.13	0.42	0.62	0.57	-1.3	-4.8	2.39	1.89	-1.94	$\sigma=0.50$
L	0.14	-0.14	0.38	0.76	1.00	0.83	1.2	2.3	3.29	1.36	-3.87	LL = 142.24

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.499$ (0.385) $\delta=0.260$ (0.053) $\kappa=0.981$ (0.031)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.339$ (0.146) $\gamma_1=0.130$ (0.102) $\rho=0.572$ (0.194)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.038$ (0.021) $\lambda_2=-0.0006$ (0.0020)

Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.375$ (0.080) $\alpha_2=0.384$ (0.080) $\rho=0.828$ (0.122)

Trendparametre: $\lambda_1=0.020$ (0.009) $\lambda_2=0.0002$ (0.0011)

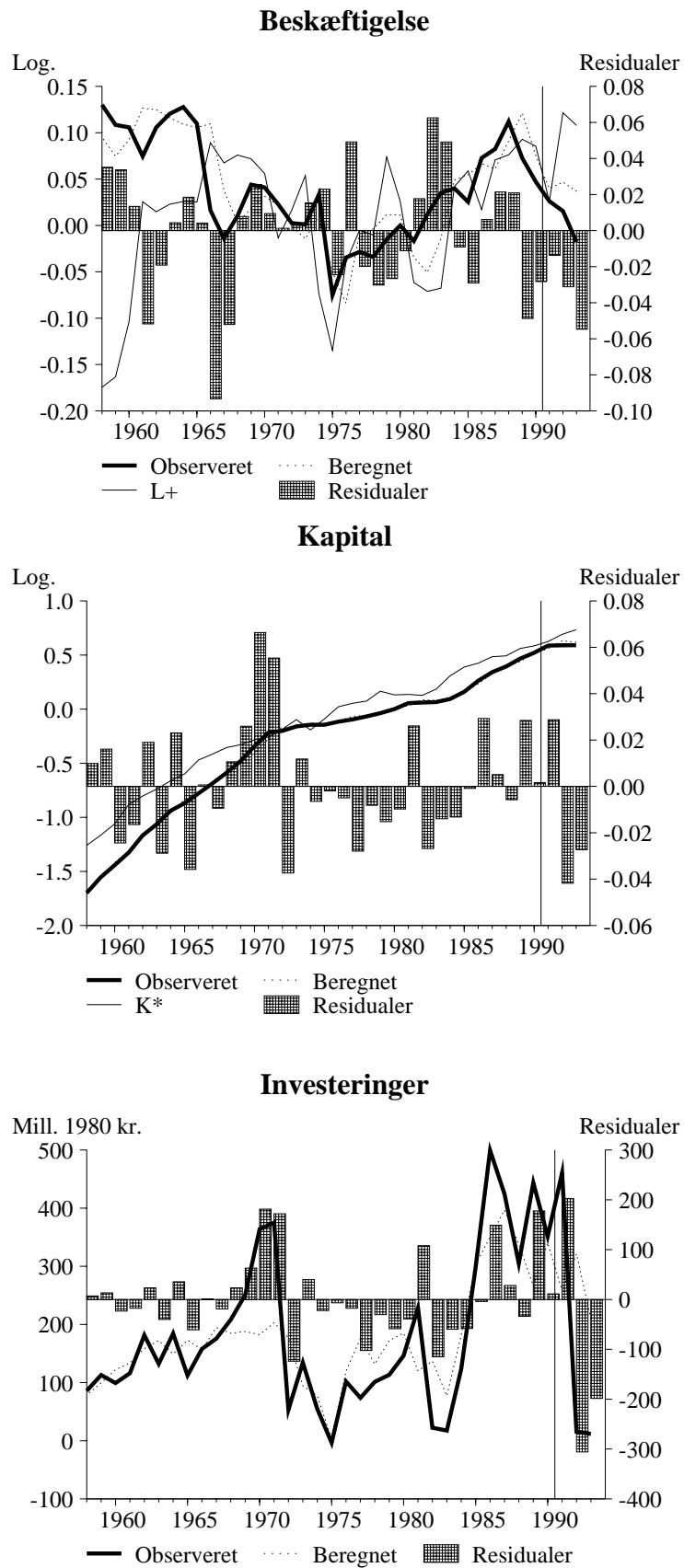
Estimationen må opfattes som særdeles usikker, hvilket bl.a. fremgår af den store spredning på estimatet af σ ; alt mellem 0 og 1 (og mere til i begge ender) synes således i overensstemmelse med data.

Det kan til sammenligning anføres, at rene langsigtsestimater giver noget lavere værdier af σ – omkring 0-0.10 – ligesom statiske OLS-estimater giver anledning til stærkt svingende estimater af σ afhængig af trendspecifikation; eksempelvis fås et *negativt* estimat af σ i en OLS-estimation med kvadratisk trend.

Et andet aspekt, der giver anledning til skepsis er den i forhold til flere øvrige erhverv ret langsomme tilpasningshastighed i kapitalligningen (0.34) og det ret høje estimat af ρ i arbejdskraftligningen. Begge forhold indikerer, at niveau-sammenhængen mellem $fKmq$ og $fKmqw$ hhv. mellem $HQqt$ og $HQqtn$ er ret ringe. På figur 3.4a bemærkes da også en meget stor afvigelse mellem den observerede beskæftigelse og L^+ ($HQqtn$) i begyndelsen af estimationsperioden.

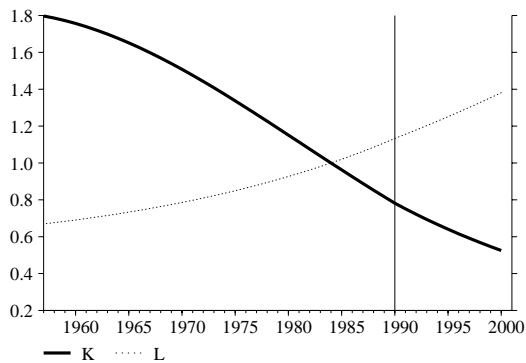
Alt i alt er det vanskeligt at påpege oplagte muligheder for forbedringer af estimationen, idet der tilsyneladende er en grundlæggende mangel på information om primært σ i data. Det kan dog bemærkes, at introduceres tiden i tredie i effektivitetsindeksene, forbedres den historiske forklaringssevne noget (specielt i beskæftigelsesligningen), ρ i beskæftigelsesligningen falder betragteligt, og – nok så bemærkelsesværdigt – estimatet af σ er uforandret (=0.49) med en væsentlig mindre spredning. På denne baggrund kan estimatet af σ på 0.50 være (mindst lige) så godt som noget andet.

Figur 3.4a. *qt*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

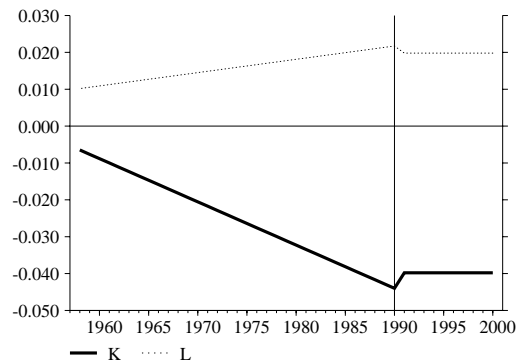
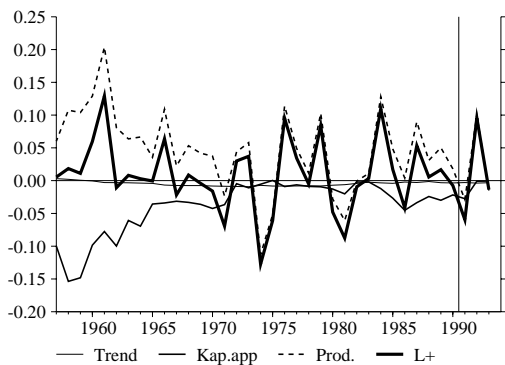
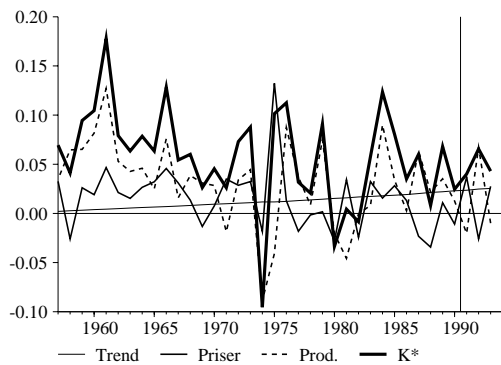


Figur 3.4b. *qt*-erhvervet. Trender og dekomponering

Effektivitetsindeks, niveau



Effektivitetsindeks, vækstrater

Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)

3.5. Bygge- og anlæg, b -erhvervet

Estimationen af b -erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.5. Estimation af b -erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.29	0.29	0.37	0.66	0.81	0.56	-6.3	-2.8	2.87	1.58	-1.51	$\sigma=0.37$
L	0.07	-0.07	0.68	0.89	1.00	0.80	2.8	0.1	4.16	1.52	-2.93	LL = 138.49

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.368$ (0.278) $\delta=0.181$ (0.029) $\kappa=1.019$ (0.039)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.455$ (0.099) $\gamma_1=0.367$ (0.078) $\rho=0.564$ (0.149)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.040$ (0.013) $\lambda_2=0.0006$ (0.0006)

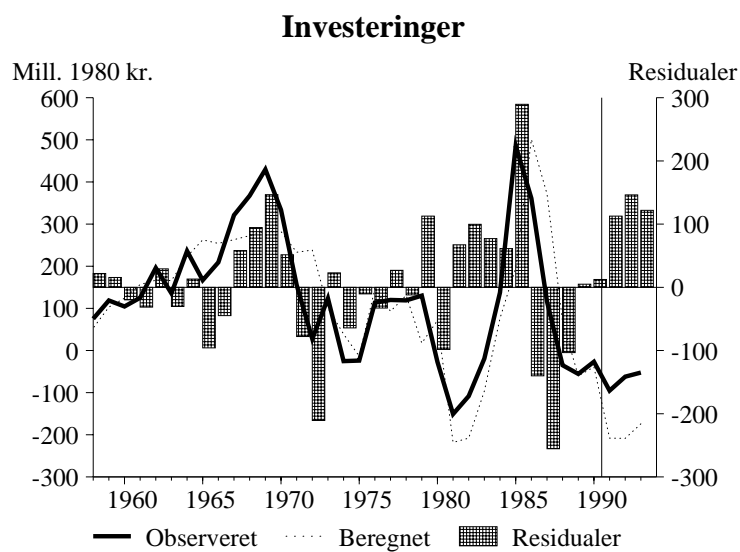
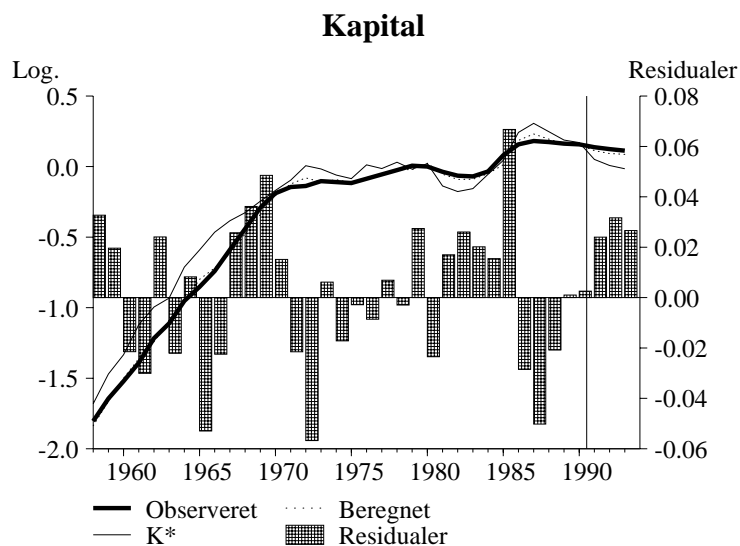
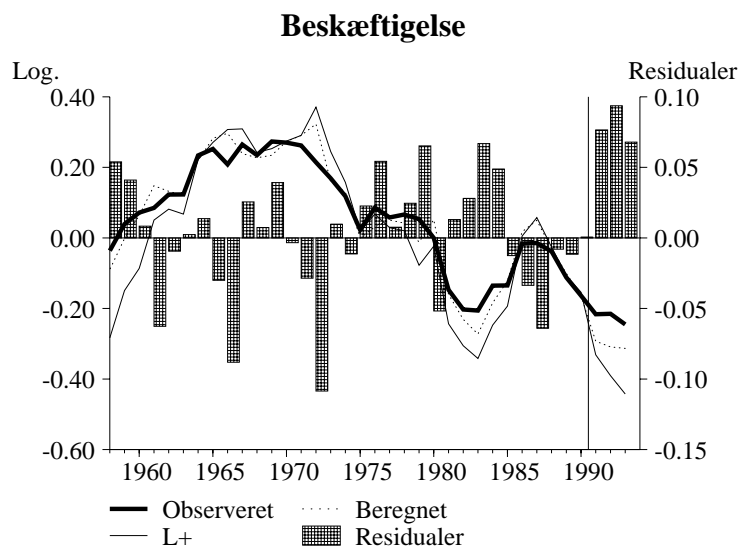
Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.682$ (0.090) $\alpha_2=-0.210$ (0.079) $\rho=0.797$ (0.098)

Trendparametre: $\lambda_1=0.009$ (0.005) $\lambda_2=-0.0005$ (0.0005)

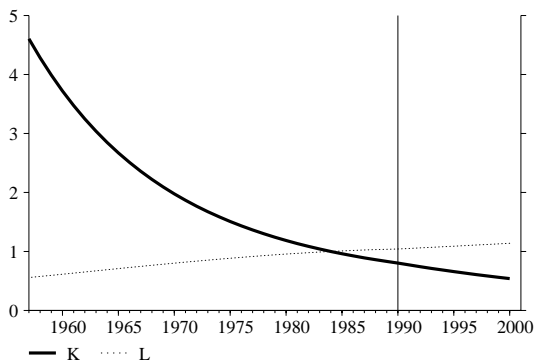
Estimationen af b -erhvervet synes acceptabel.

Estimatet af σ på 0.37 har en ret stor spredning, men er dog rimeligt i overensstemmelse med estimationer af rene langsigtsammenhænge. Introduceres tiden i tredje i effektivitetsindekset fås en væsentlig forbedring af den historiske beskrivelse i beskæftigelsesligningen (en reduktion i s til 3.55), lavere estimater af ρ , og næsten samme estimat af σ (0.40).

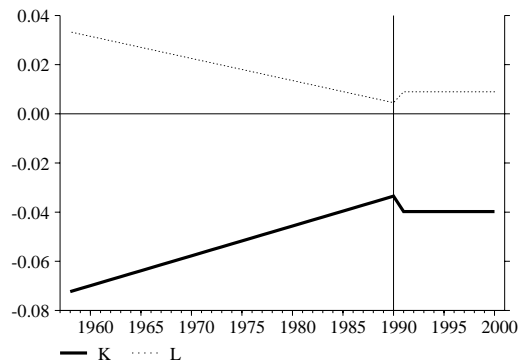
Figur 3.5a. *b*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.5b. *b*-erhvervet. Trender og dekomponering

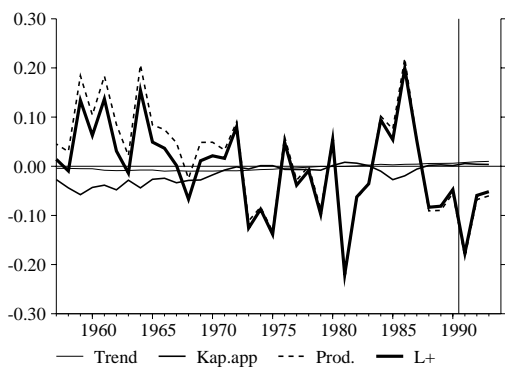
Effektivitetsindeks, niveau



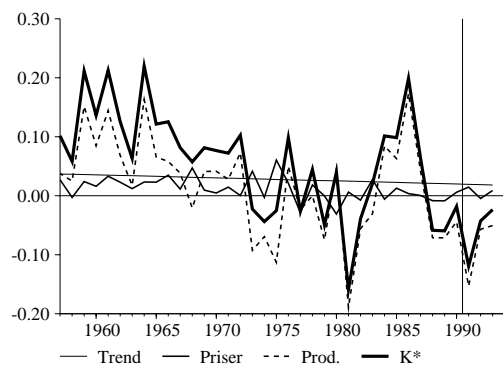
Effektivitetsindeks, vækstrater



Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)



Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)



3.6. Landbrug, a -erhvervet

Estimationen af a -erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.6. Estimation af a -erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.50	0.50	0.21	0.48	0.65	0.57	4.0	5.6	2.60	1.63	-2.51	$\sigma=0.71$
L	0.21	-0.21	0.43	0.72	1.00	0.70	18.0	11.6	2.78	1.77	-4.75	LL = 148.31

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.707$ (0.354) $\delta=0.245$ (0.015) $\kappa=1.087$ (0.019)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.334$ (0.106) $\gamma_1=0.214$ (0.068) $\rho=0.567$ (0.137)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.007$ (0.050) $\lambda_2=0.0013$ (0.0018)

Parametre i L-ligning:

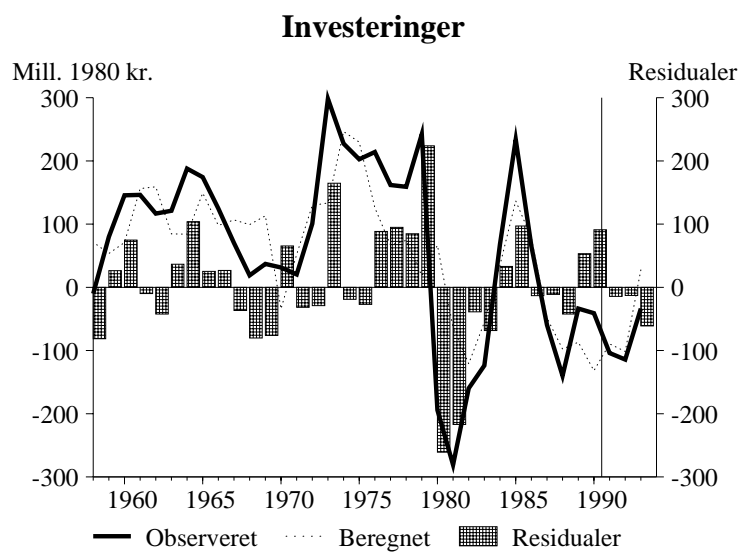
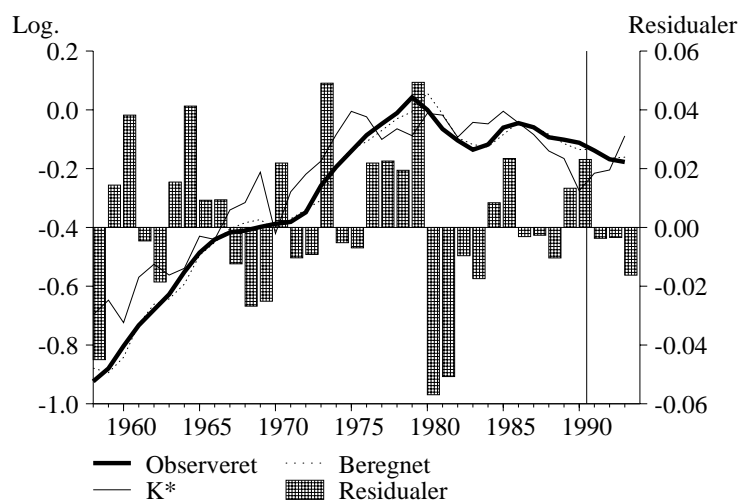
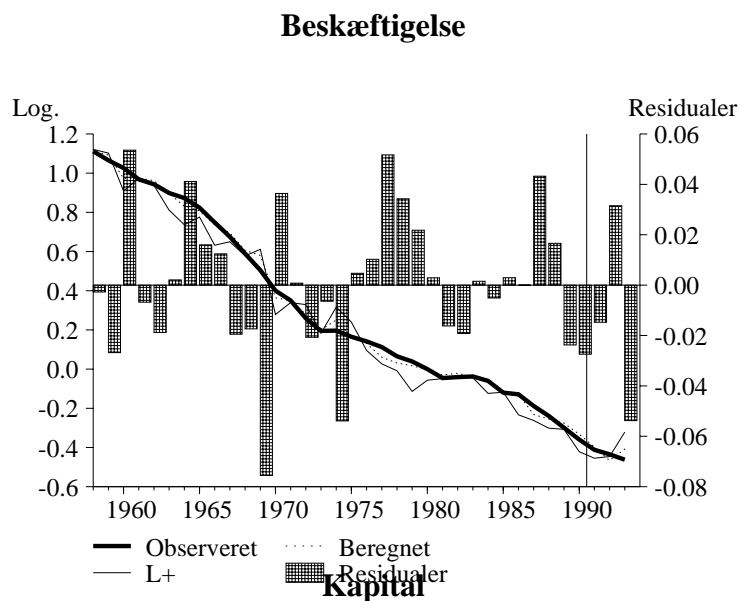
Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.435$ (0.044) $\alpha_2=0.289$ (0.036) $\rho=0.704$ (0.071)

Trendparametre: $\lambda_1=0.071$ (0.017) $\lambda_2=0.0001$ (0.0007)

I estimationen af landbrugserhvervet er høstens afvigelse fra normalen introduceret i begge produktionsfaktorernes effektivitetsindeks. Konkret er det antaget, at effektiviteten af produktionsfaktorerne forøges med 0.65% pr. % høsten overstiger normalen;⁵ i praksis svarer dette til at anvende den høst-korrigerede BFI i stedet for den observerede. Korrektionen indebærer, at efterspørgslen efter produktionsfaktorer *ikke* reagerer på ændringer i BFI, der skyldes høstens afvigelse fra normalen. Introduktionen af høstkorrektionen er foretaget dels af praktiske årsager (estimationerne konvergerer ikke uden), dels fordi det forekommer urimeligt, at en unormal stor høst skulle afføde store investeringer og arbejdskraftforbrug.

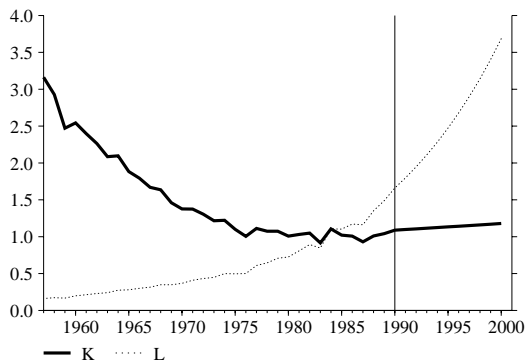
Estimatet af σ er højt i landbruget, og den estimerede spredning ret høj. Tilsyneladende er estimatet dog rimeligt velbestemt, idet rene langsigts-estimationer giver et estimat i størrelsesordenen 0.60-0.70 afhængig af trendspekifikation; tilsvarende giver statiske OLS-estimationer også estimater af σ i den relativt høje ende af spektret. Man bemærker i øvrigt en ekstrem høj vækstrate i arbejdskraftens effektivitetsindeks, hvilket for 1960-værdien primært afspejler en overnormal høst (se også figur 3.6b). Den underliggende vækst i arbejdskraftens effektivitetsindeks er dog også relativt højt i a -erhvervet, hvilket ganske enkelt er spejlbilledet af det faldende L/Y -forhold i erhvervet – afvandringen fra landbruget.

⁵Jf. modelgruppepapiret *Høstkorrektion af produktionen i landbruget*, af John Smidt, Finn Knudsen, Karsten Theil Hansen og Asger Olsen, d. 25 januar 1995. I dette papir foreslås det at høstkorrigere på en marginalt forskellig måde end beskrevet hér, nemlig ved at trække 10000 *vhstk1* fra *fYfa*. Estimeret på den måde fås næsten 100% samme estimation og residualer som i teksten (σ bliver 0.70 i stedet for 0.71).

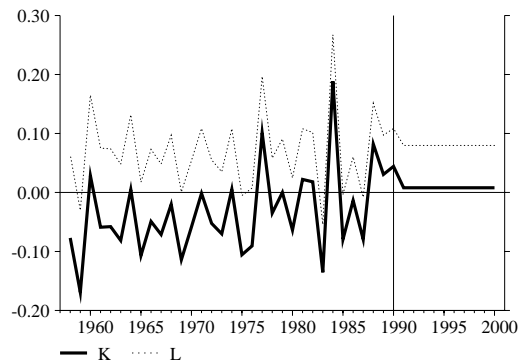
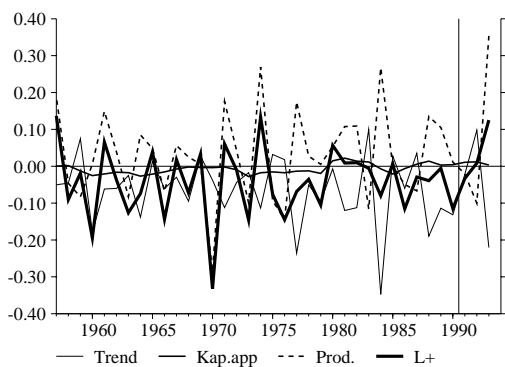
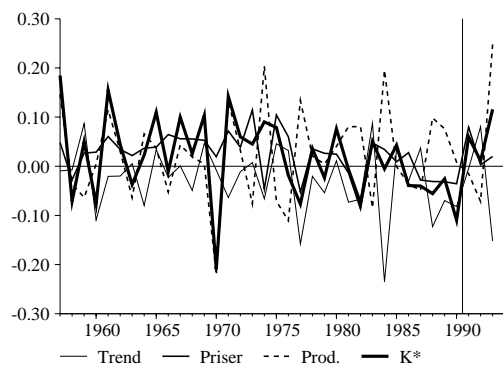
Figur 3.6a. *a*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.6b. *a*-erhvervet. Trender og dekomponering

Effektivitetsindeks, niveau



Effektivitetsindeks, vækstrater

Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)

3.7. Anden fremstilling, nq -erhvervet

Estimationen af nq -erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.7. Estimation af nq -erhvervet

	Priselastisitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.27	0.27	0.23	0.67	0.85	0.01	-4.8	-13.5	1.47	1.73	-2.43	$\sigma=0.33$
L	0.06	-0.06	0.58	0.84	1.00	0.73	5.7	-3.0	2.02	1.10	-2.82	LL = 177.14

Anm. De estimerede parametre er som følger (for trendparametrene angiver λ_3 koefficienten til (tid-1980)³)

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.332$ (0.074) $\delta=0.117$ (0.006) $\kappa=0.986$ (0.019)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.565$ (0.062) $\gamma_1=0.232$ (0.059) $\rho=0.007$ (0.212)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.015$ (0.002) $\lambda_2=-0.0044$ (0.0006) $\lambda_3=-0.00017$ (0.00002)

Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.575$ (0.062) $\alpha_2=0.267$ (0.058) $\rho=0.734$ (0.129)

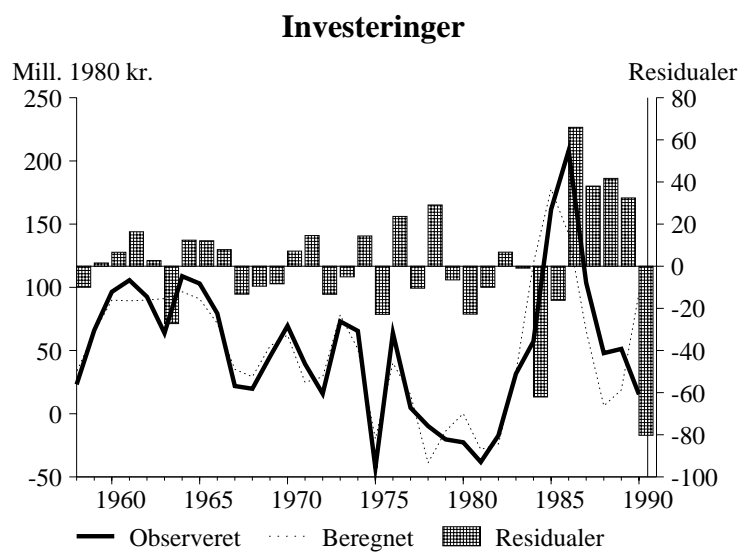
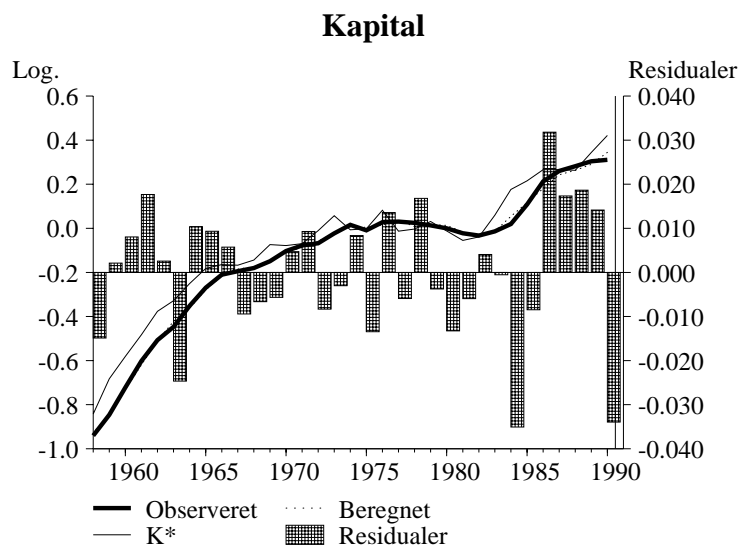
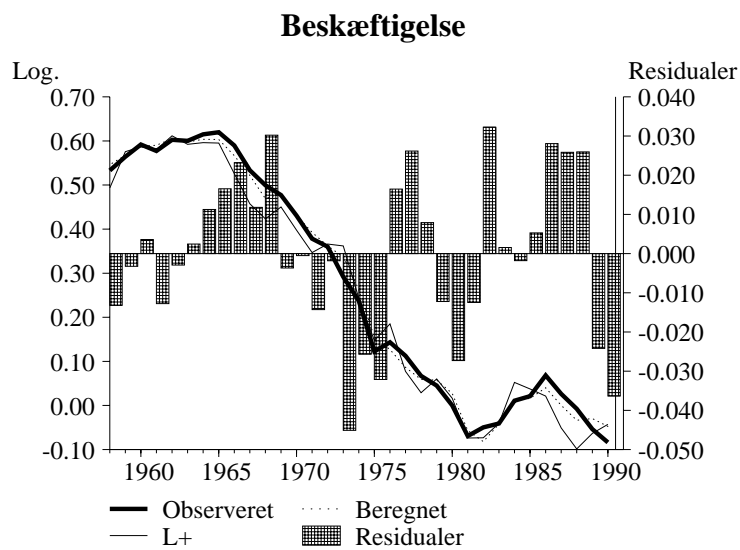
Trendparametre: $\lambda_1=0.033$ (0.003) $\lambda_2=-0.0025$ (0.0004) $\lambda_3=-0.00006$ (0.00002)

Det bemærkes, at det i dette erhverv (som det eneste) har været nødvendigt at introducere tiden i 3. i effektivitetsindeksene. Estimationer, hvor kun tiden i 2. indgår, indebærer bl.a. en meget ringe sammenhæng mellem $fKmnq$ og $fKmnqw$ samt mellem $HQnq$ og $HQnqw$.

Estimatet af σ synes rimeligt velbestemt, idet det i nogen grad bekræftes af statiske OLS-estimationer og af langsigtestimationer; i sidstnævnte fås et estimat af σ på 0.40-0.45 afhængig af trendspecifikation. Det kan bemærkes, at forsøg med knækkede, lineære trender giver et væsentlig højere estimat af σ (størrelsesordenen 0.85-0.90), men disse estimationer er dog væsentlig ringere både hvad angår forklaringsevne, og hvad angår blot rimelig trendudvikling.

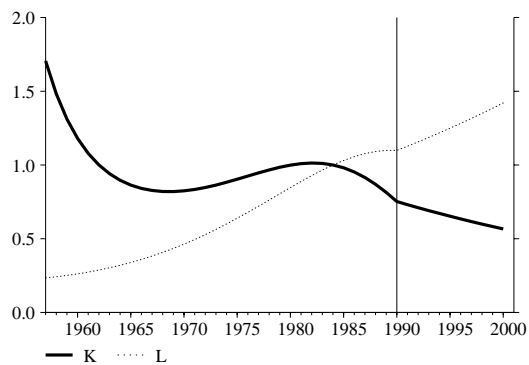
Det er bemærkelsesværdigt, at estimatet af ρ i kapitalligningen er næsten 0, men det er klart, at de voldsomme vækstrater i kapitalens effektivitetsindeks ikke maner til begejstring.

Det skal i øvrigt bemærkes, at de omstående figurerne er "skåret af" efter estimationsperioden, fordi residualerne med den automatiske (naive) trendfremskrivning udviser helt uacceptable størrelser. Det bør derfor overvejes, om trendfremskrivningen for dette erhverv bør afvige fra den vedtagne praksis, nemlig gennemsnittet af de sidste 10 års vækstrate – eller om der er andre problemer med estimationen.

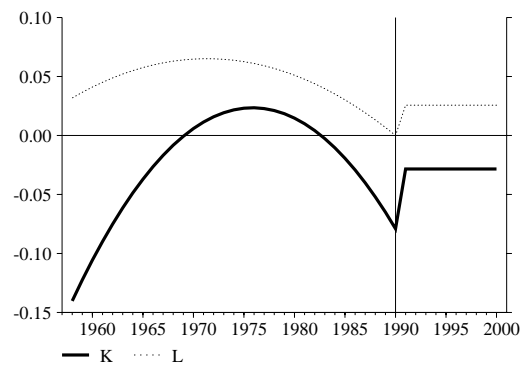
Figur 3.7a. *nq*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.7b. *nq*-erhvervet. Trender og dekomponering

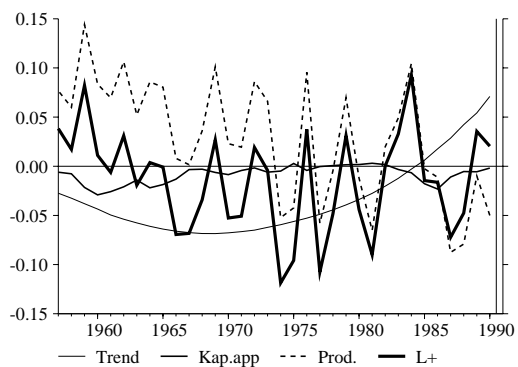
Effektivitetsindeks, niveau



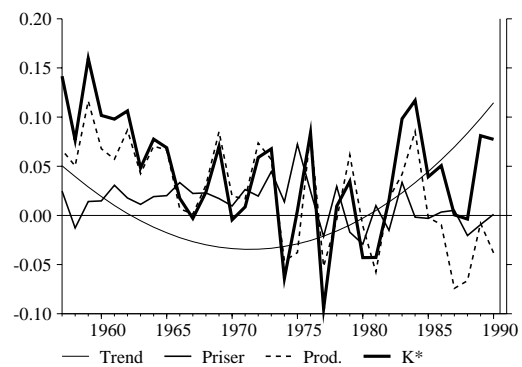
Effektivitetsindeks, vækstrater



**Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)**



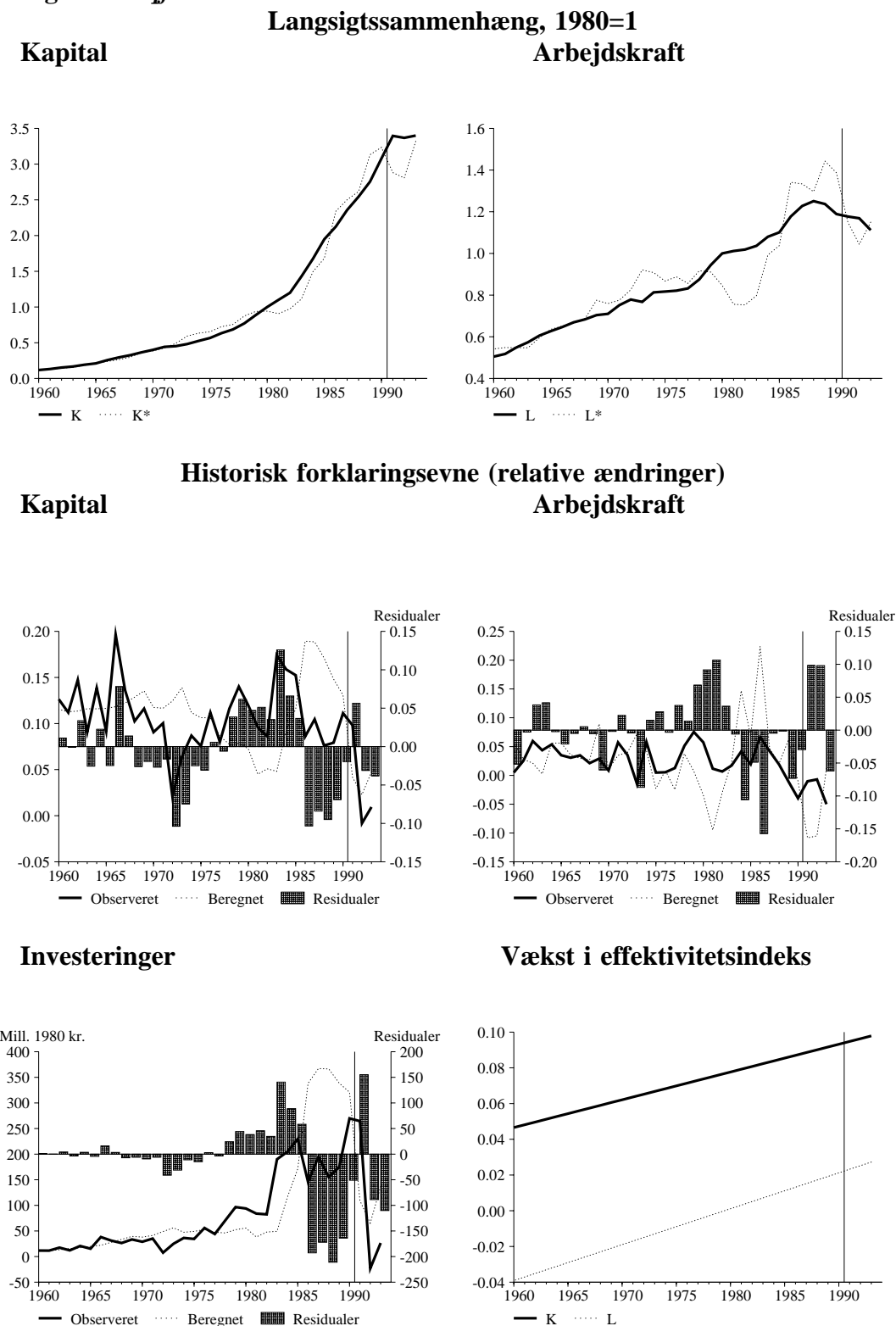
**Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)**



3.8. Finansielle tjenester, *qf*-erhvervet

Estimationen af *qf*-erhvervet er baseret på fremgangsmåden beskrevet i afsnit 2. Selve estimationen fremgår af bilag 2. De følgende grafer illustrerer:

Figur 3.8. *qf*-erhvervet



3.9. Næringsmiddelindustri, *nf*-erhvervet

Estimationen af *nf*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.9. Estimation af *nf*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.46	0.46	0.23	0.51	0.69	0.59	1.4	0.1	1.72	1.96	-2.42	$\sigma=0.61$
L	0.15	-0.15	0.43	0.74	1.00	0.61	6.9	4.0	3.33	1.14	-3.09	LL =156.82

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.613$ (0.212) $\delta=0.212$ (0.010) $\kappa=0.935$ (0.015)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.360$ (0.085) $\gamma_1=0.232$ (0.053) $\rho=0.590$ (0.152)

Trendparametre: $\lambda_1=0.005$ (0.013) $\lambda_2=-0.0002$ (0.0011)

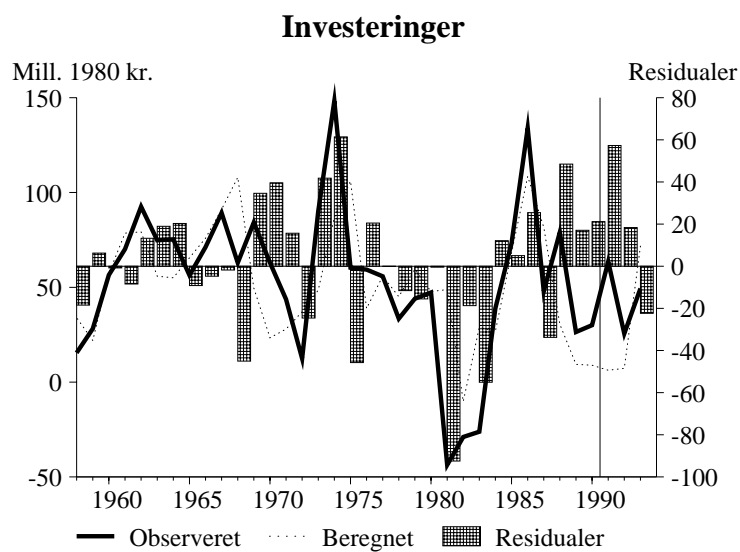
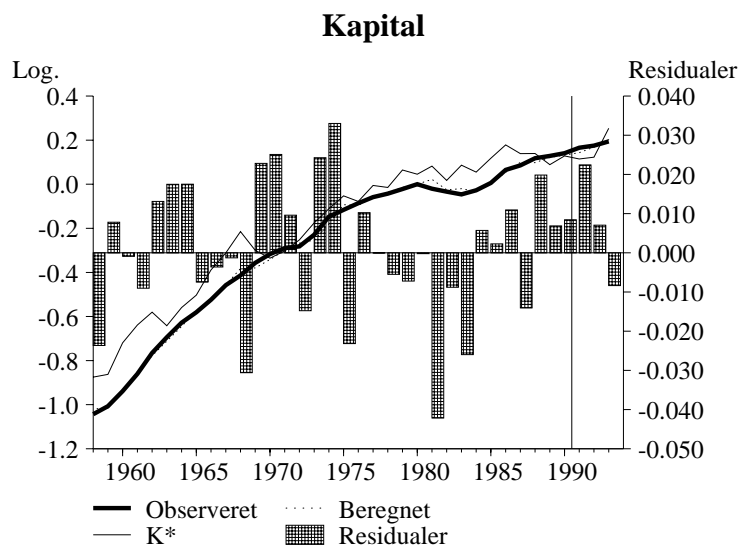
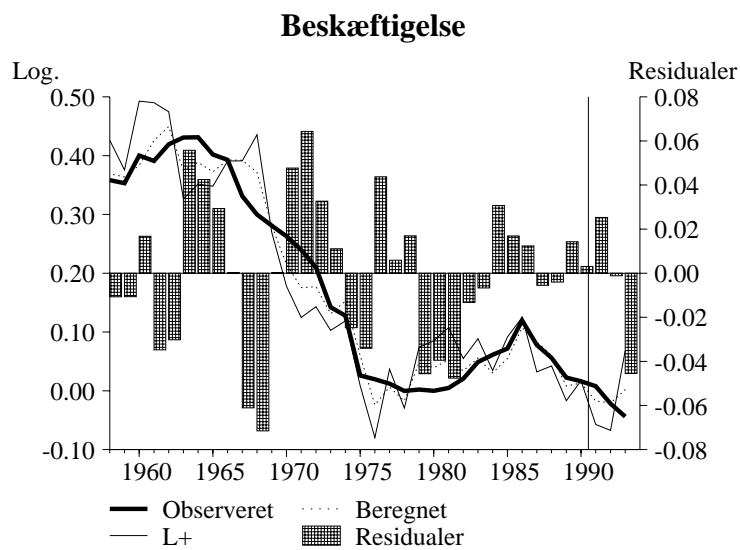
Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.435$ (0.082) $\alpha_2=0.310$ (0.071) $\rho=0.612$ (0.131)

Trendparametre: $\lambda_1=0.048$ (0.004) $\lambda_2=-0.0005$ (0.0004)

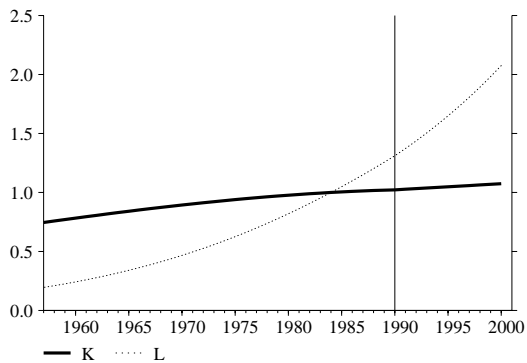
Estimationen forekommer generelt tillidsvækkende, bortset fra den lave DW-statistik i beskæftigelsesligningen.

Det bemærkes, at estimatet af σ i *nf*-erhvervet er blandt de højeste. Estimatet bekræftes af statiske OLS-estimationer, der udviser stor uafhængighed af trendspecifikation (lineær, kvadratisk, kubistisk). Forsøg med knækkede, lineære trender har dog afsløret en usikkerhed omkring σ -estimatet, men disse estimationer kan dog af forskellige grunde ikke foretrækkes fremfor den præsenterede estimation med kvadratiske trender.

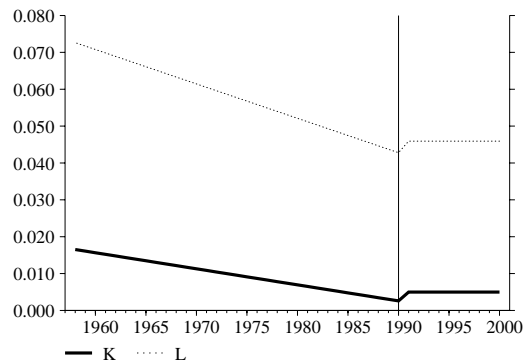
Figur 3.9a. *nf*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.9b. *nf*-erhvervet. Trender og dekomponering

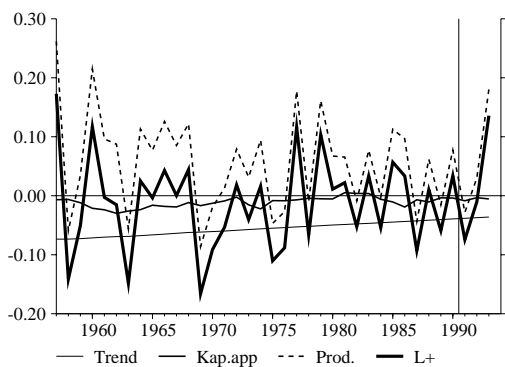
Effektivitetsindeks, niveau



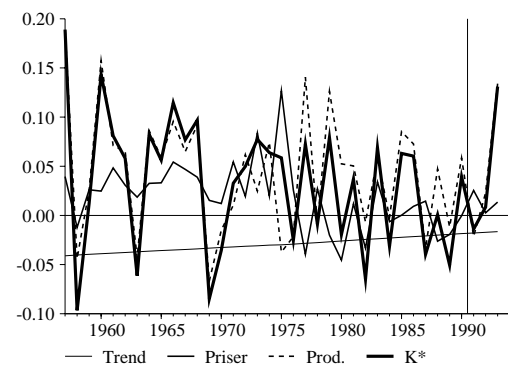
Effektivitetsindeks, vækstrater



**Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)**



**Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)**



3.10. Leverandører til byggeri, *nb*-erhvervet

Estimationen af *nb*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.10. Estimation af *nb*-erhvervet

	Priselastisitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	p_k	p_l	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
<i>K</i>	-0.22	0.22	0.26	0.61	0.80	0.39	-0.9	-1.9	3.00	1.76	-2.19	$\sigma=0.30$
<i>L</i>	0.09	-0.09	0.47	0.79	1.00	0.72	9.0	-0.6	2.23	1.60	-3.55	LL =148.93

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.313$ (0.157) $\delta=0.257$ (0.023) $\kappa=1.044$ (0.015)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.482$ (0.120) $\gamma_1=0.256$ (0.082) $\rho=0.386$ (0.200)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.016$ (0.006) $\lambda_2=-0.0002$ (0.0004)

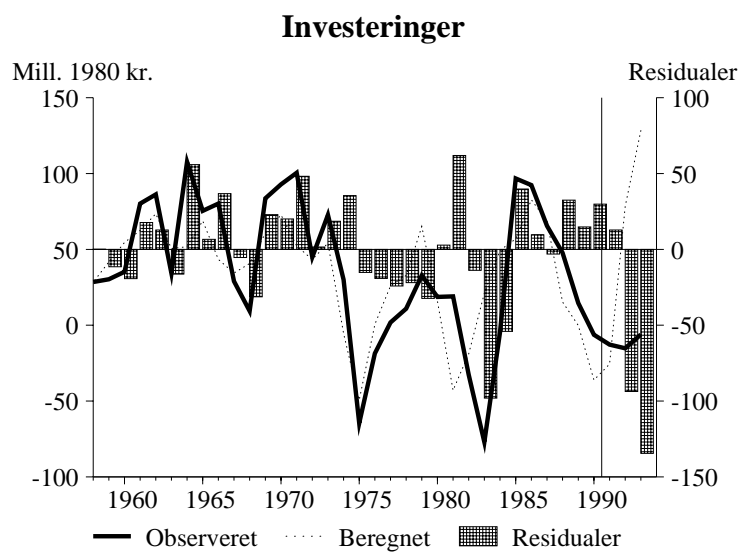
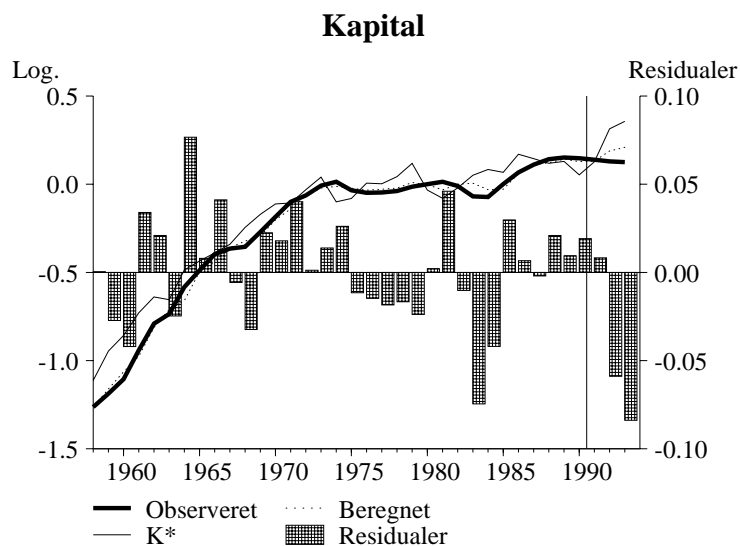
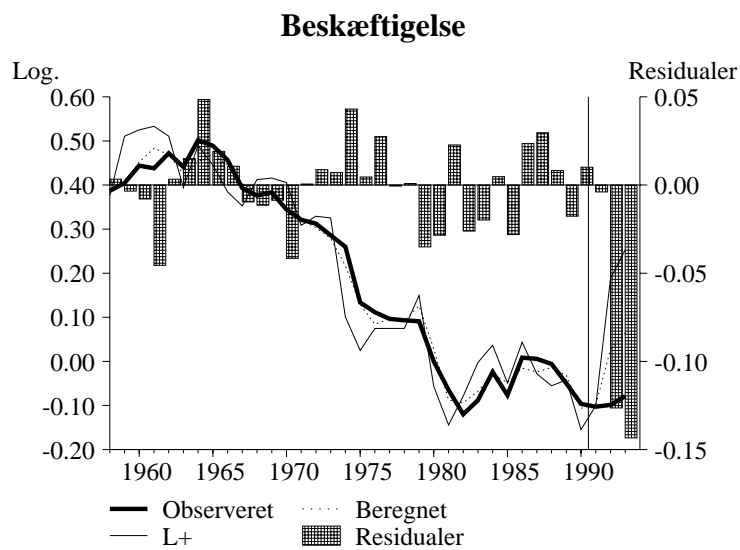
Parametre i L-ligning:

Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.470$ (0.041) $\alpha_2=0.317$ (0.042) $\rho=0.715$ (0.124)

Trendparametre: $\lambda_1=0.023$ (0.003) $\lambda_2=-0.0015$ (0.0002)

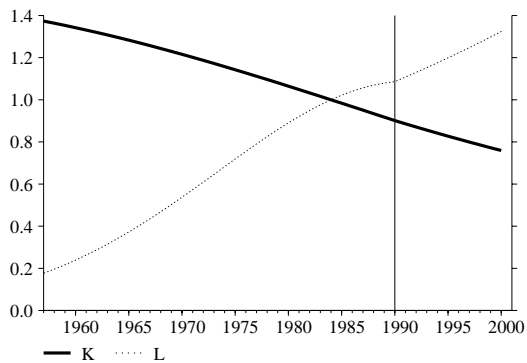
Estimationen af *nb*-erhvervet ser fornuftigt ud med et estimat af σ lidt under gennemsnittet. Estimatet modsiges ikke markant af rene langsigtsestimater, der giver en værdi af σ på 0.10 med konfidensinterval fra 0 til 0.25; statiske OLS-estimater giver tilsvarende et ret lavt (insignifikant) estimat af σ .

Af figur 3.10a bemærkes i øvrigt ret store residualer efter estimationsperioden, specielt for beskæftigelsen.

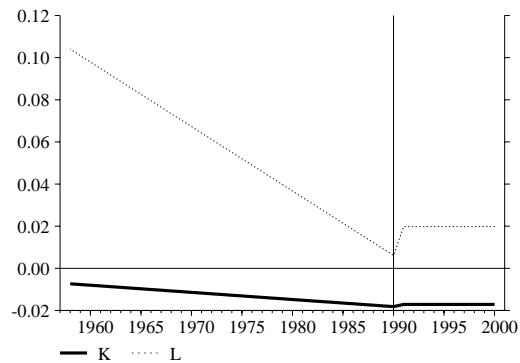
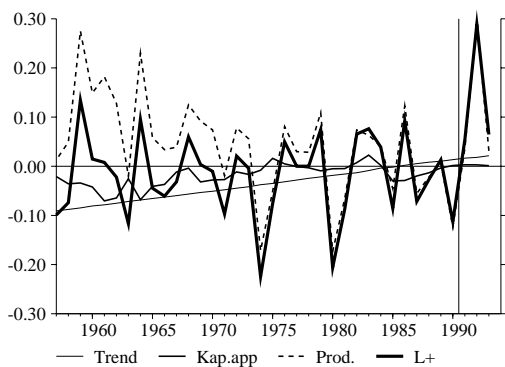
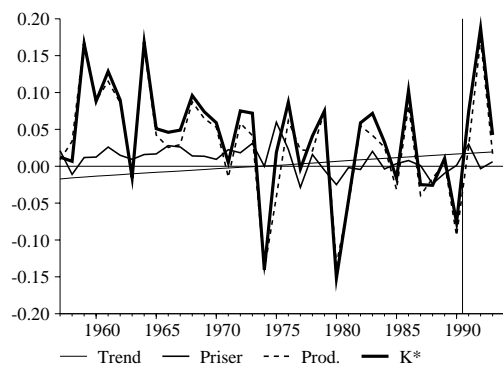
Figur 3.10a. *nb*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.10b. *nb*-erhvervet. Trender og dekomponering

Effektivitetsindeks, niveau



Effektivitetsindeks, vækstrater

Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)

3.11. Kemisk industri, *nk*-erhvervet

Estimationen af *nk*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.11. Estimation af *nk*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
<i>K</i>	-0.48	0.48	0.20	0.64	0.84	0.74	1.1	-5.8	2.33	2.10	-2.91	$\sigma=0.69$
<i>L</i>	0.21	-0.21	0.45	0.81	1.00	0.70	14.0	0.8	2.86	1.25	-3.32	LL =153.95

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.686$ (0.246) $\delta=0.254$ (0.014) $\kappa=0.986$ (0.016)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.546$ (0.104) $\gamma_1=0.202$ (0.067) $\rho=0.741$ (0.121)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.038$ (0.040) $\lambda_2=-0.0012$ (0.0015)

Parametre i L-ligning:

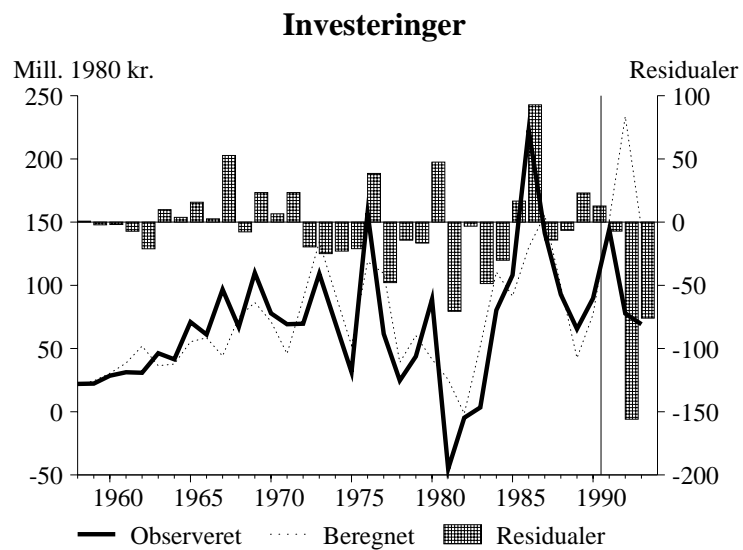
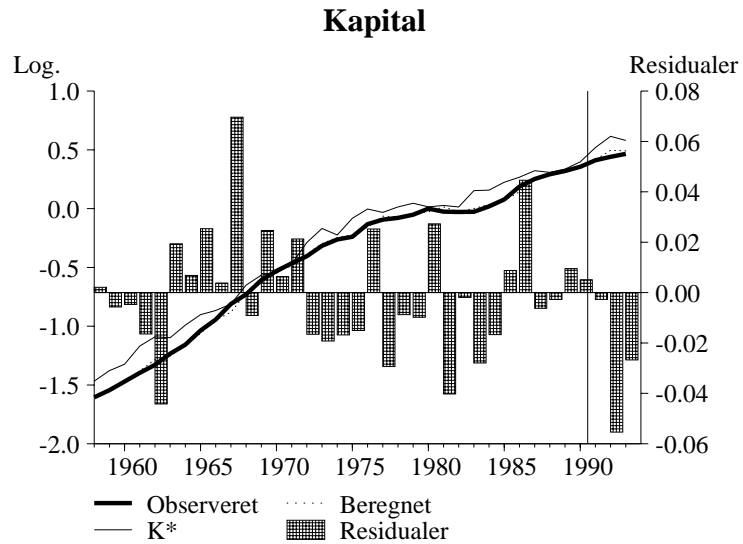
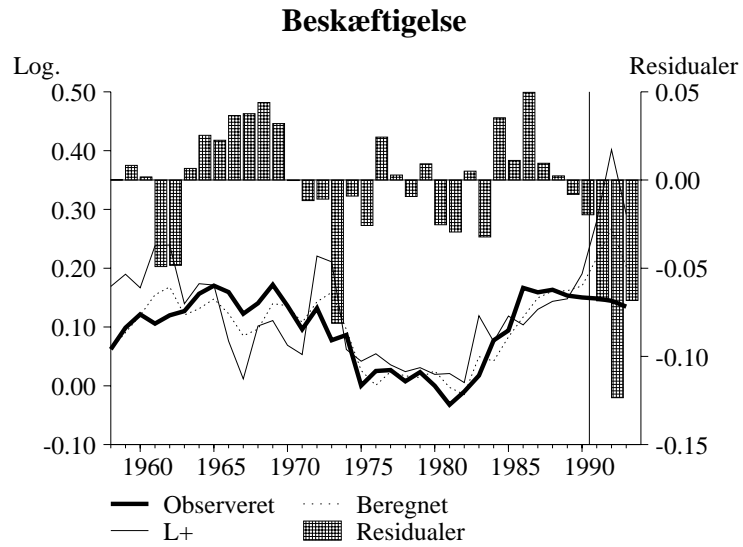
Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.450$ (0.064) $\alpha_2=0.358$ (0.063) $\rho=0.696$ (0.097)

Trendparametre: $\lambda_1=0.047$ (0.014) $\lambda_2=-0.0020$ (0.0006)

Estimatet af σ er blandt de højeste og er i øvrigt estimeret med stor usikkerhed. Det kan til sammenligning bemærkes, at det i rene langsigtsestimater er svært at finde et optimum, idet likelihood-værdien tilsyneladende stiger jo tættere σ kommer værdien 1. Værdien angivet i tabel 3.11 synes dog i rimelig overensstemmelse med statiske OLS-estimater, og det kan endvidere bemærkes, at estimatet af σ ikke påvirkes væsentligt, hvis der anvendes knækkede lineære trender i effektivitetsindeksene i stedet for kvadratiske.

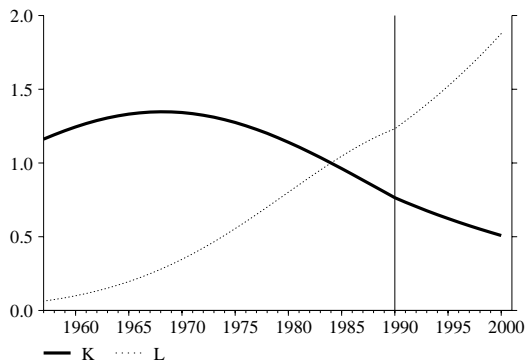
Den høje vækstrate i arbejdskraftens effektivitetsindeks i begyndelsen af perioden er naturligvis ikke helt troværdig, men genfindes eksempelvis i de nævnte estimater med knækkede trender. Under alle omstændigheder er det udviklingen i slutningen af estimationsperioden, der er interessant, og her kan der næppe indvendes noget.

Alt i alt synes resultatet for *nk*-erhvervet acceptabelt.

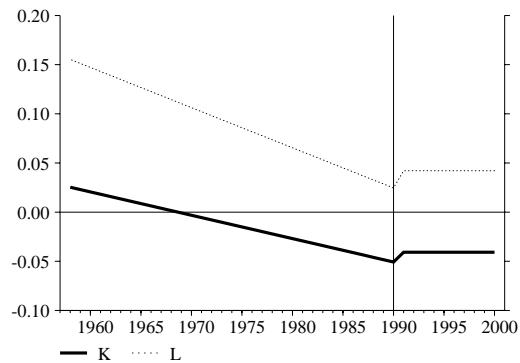
Figur 3.11a. *nk*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.11b. *nk*-erhvervet. Trender og dekomponering

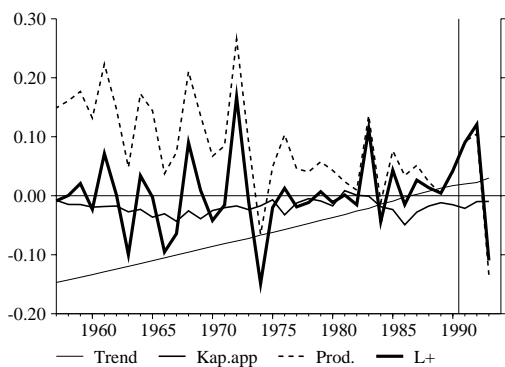
Effektivitetsindeks, niveau



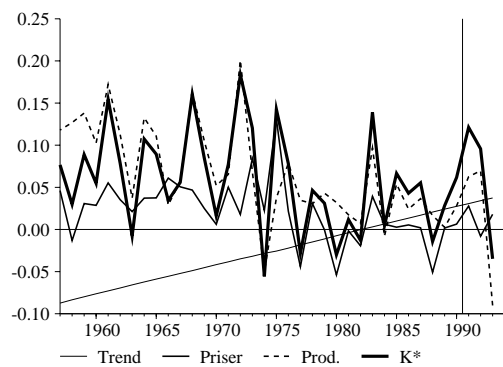
Effektivitetsindeks, vækstrater



Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)



Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)



3.12. Transportmiddelindustri, *nt*-erhvervet

Estimationen af *nt*-erhvervet, der baserer sig på estimation af ligning (1.1) og (1.2), ser ud som følger:

Tabel 3.12. Estimation af *nt*-erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	p_k	p_l	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
<i>K</i>	-0.27	0.27	0.22	0.50	0.69	0.24	6.1	-10.5	4.39	1.74	-2.69	$\sigma=0.30$
<i>L</i>	0.03	-0.03	0.33	0.72	1.00	0.70	9.7	-2.8	6.19	1.15	-3.16	LL =104.94

Anm. De estimerede parametre er som følger:

Parametre i CES-funktion:

Langsigtsparametre: $\sigma=0.300$ (0.000) $\delta=0.072$ (0.011) $\kappa=1.167$ (0.054)

Parametre i K-ligning:

Kortsigtsparametre: $\gamma_0=0.365$ (0.078) $\gamma_1=0.221$ (0.060) $\rho=0.240$ (0.200)

Trendparametre: $\lambda_1=-0.057$ (0.007) $\lambda_2=-0.0028$ (0.0004)

Parametre i L-ligning:

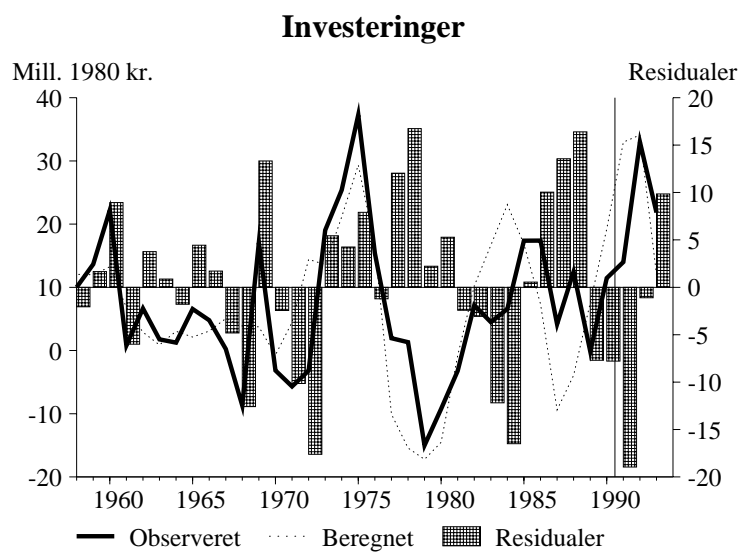
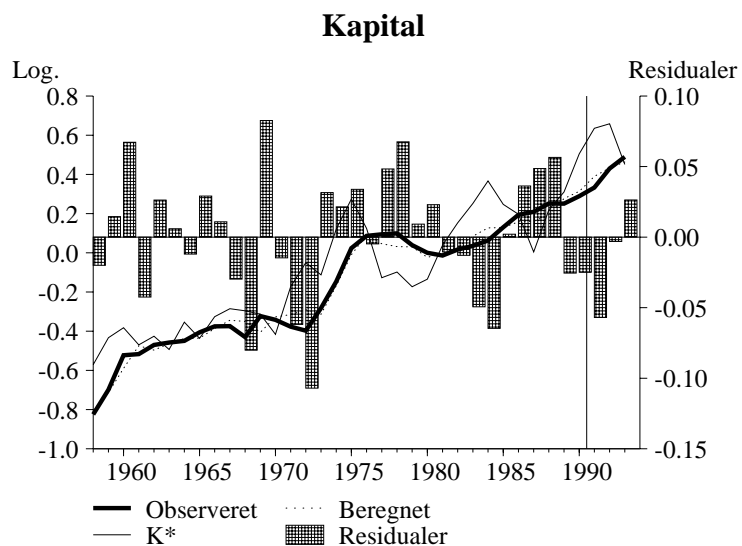
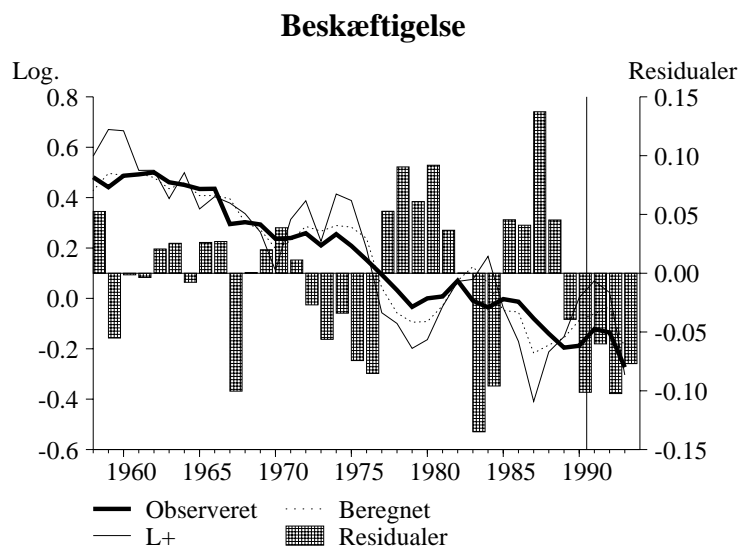
Kortsigtsparametre: $\alpha_1=0.327$ (0.092) $\alpha_2=0.389$ (0.080) $\rho=0.700$ (0.135)

Trendparametre: $\lambda_1=0.010$ (0.006) $\lambda_2=-0.0020$ (0.0005)

Det er i estimationen af *nt*-erhvervet valgt at binde σ til 0.30. I fri estimation få $\sigma=0.78$, hvilket giver en likelihood-værdi på 107.92, altså signifikant bedre end det i tabellen viste (108 >> 105); målt på spredninger er forskellen dog til at overse: $s_L = 4.21$ og $s_K = 6.13$. Baggrunden for, at det er valgt at binde σ , er, at estimatet af kapitalens effektivitetsindeks bliver helt absurd i fri estimation: Vækstraten i 1960 er 27% p.a. og i 1990 -30%!

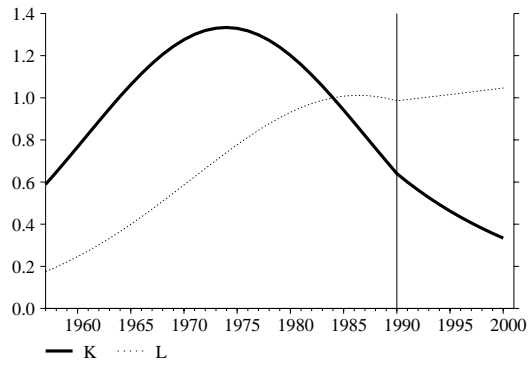
Det konkrete valg af restriktion på σ kan begrundes med langsigtsestimater, der netop har 0.30 som optimum (med et konfidensinterval på 0.10-0.45). Det kan i øvrigt bemærkes, at en lavere værdi af σ ikke er mulig givet 3. generationstilgangen.

Alt i alt bør man ikke fæste for stor lid til estimationsresultatet, men det er indres, at erhvervet er ganske lille, jf. tabel 1.

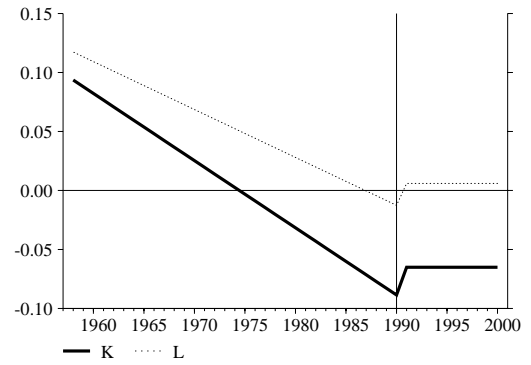
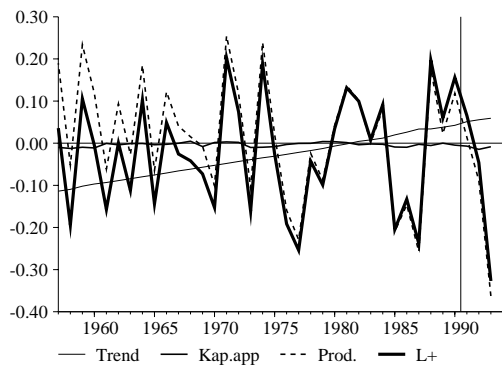
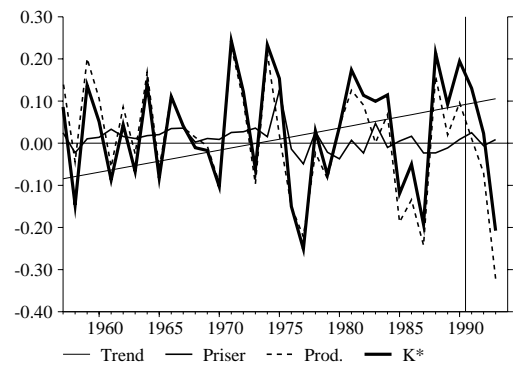
Figur 3.12a. *nt*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.12b. *nt*-erhvervet. Trender og dekomponering

Effektivitetsindeks, niveau



Effektivitetsindeks, vækstrater

Dekomponering af beskæftigelse
(L^+)Dekomponering af langsigtet kapital
(K^*)

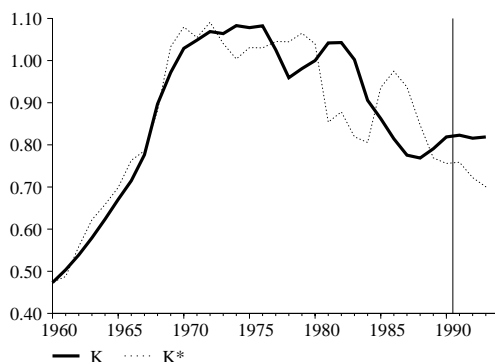
3.13. El, gas og fjernvarme, *ne*-erhvervet

Estimationen af *ne*-erhvervet er baseret på fremgangsmåden beskrevet i afsnit 2. Selve estimationen fremgår af bilag 2. De følgende grafer illustrerer:

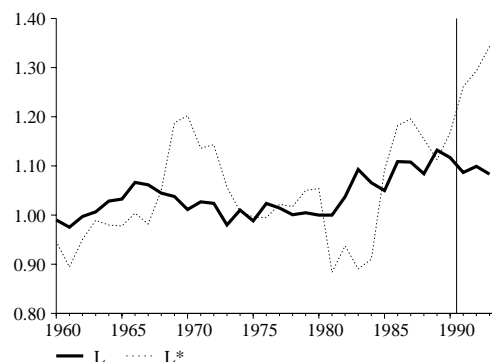
Figur 3.13. *ne*-erhvervet

Langsigtssammenhæng, 1980=1

Kapital

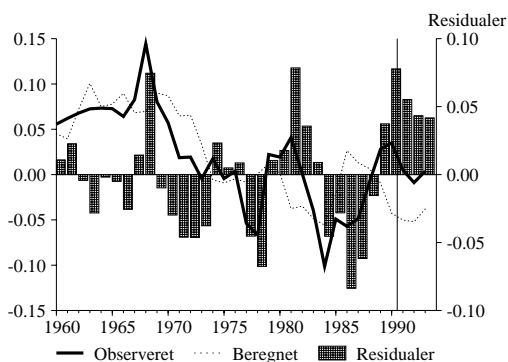


Arbejdskraft

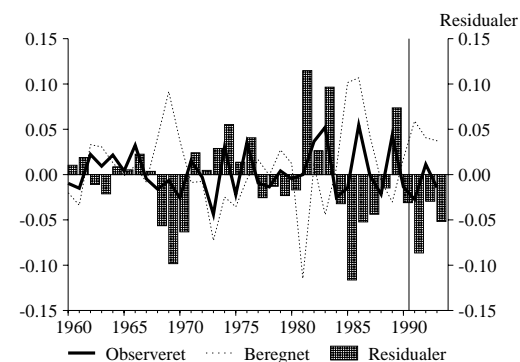


Historisk forklaringssevne (relative ændringer)

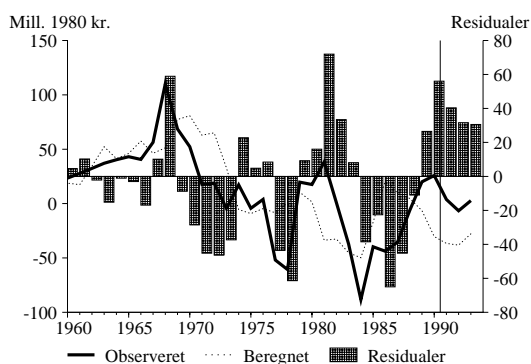
Kapital



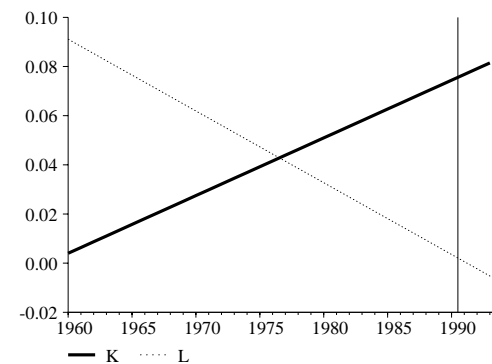
Arbejdskraft



Investeringer



Vækst i effektivitetsindeks



3.14. Søtransport, *qs*-erhvervet

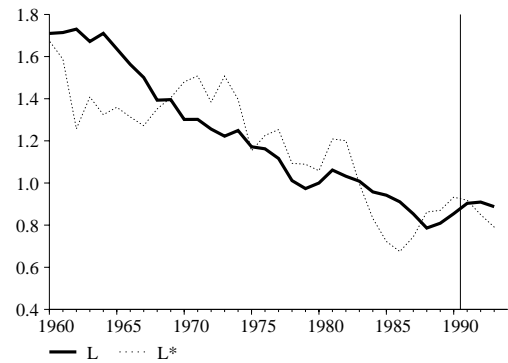
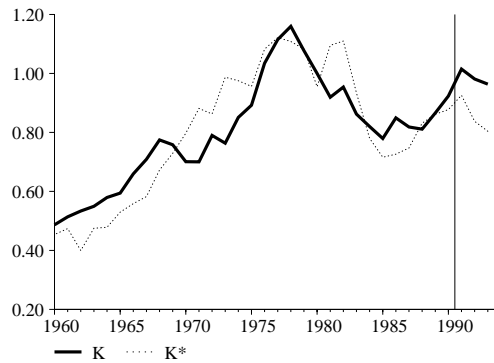
Estimationen af *qs*-erhvervet er baseret på fremgangsmåden beskrevet i afsnit 2. Selve estimationen fremgår af bilag 2. De følgende grafer illustrerer:

Figur 3.14. *qs*-erhvervet

Langsigtssammenhæng, 1980=1

Kapital

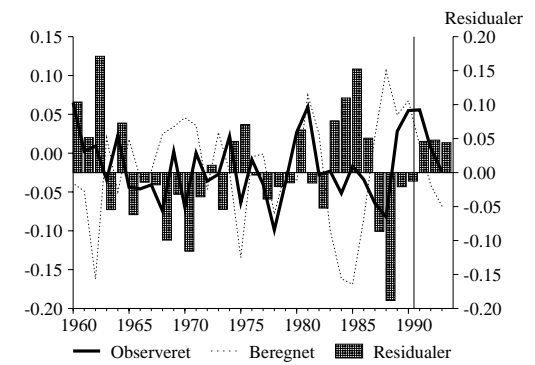
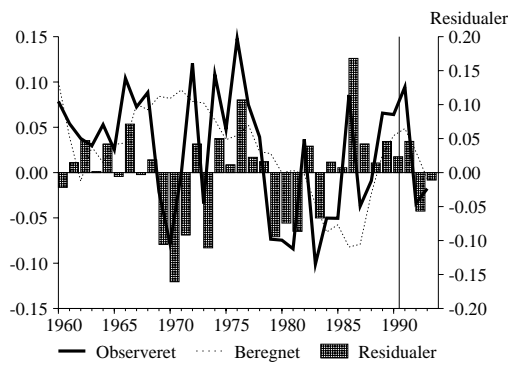
Arbejdskraft



Historisk forklaringssevne (relative ændringer)

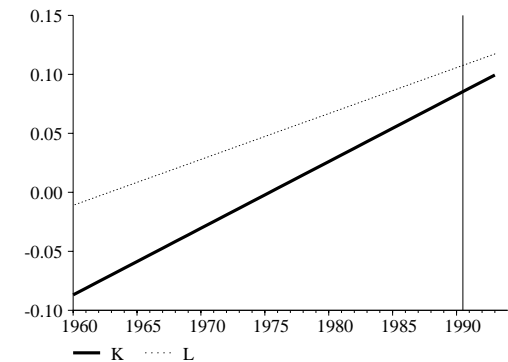
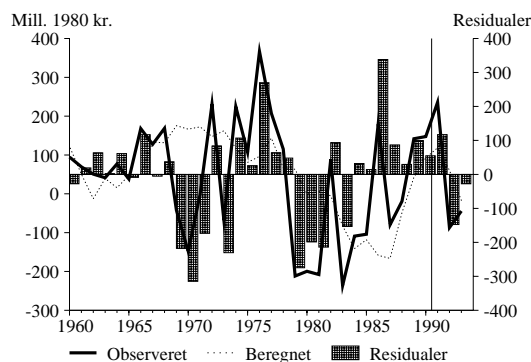
Kapital

Arbejdskraft



Investeringer

Vækst i effektivitetsindeks



3.15. Nydelsesmiddelindustri, *nn*-erhvervet

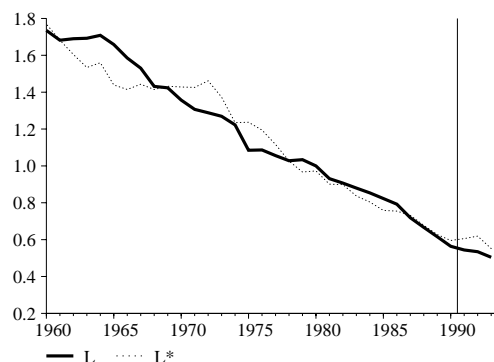
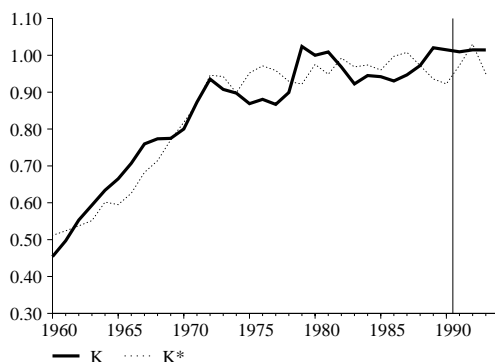
Estimationen af *nn*-erhvervet er baseret på fremgangsmåden beskrevet i afsnit 2. Selve estimationen fremgår af bilag 2. De følgende grafer illustrerer:

Figur 3.15. *nn*-erhvervet

Langsigtssammenhæng, 1980=1

Kapital

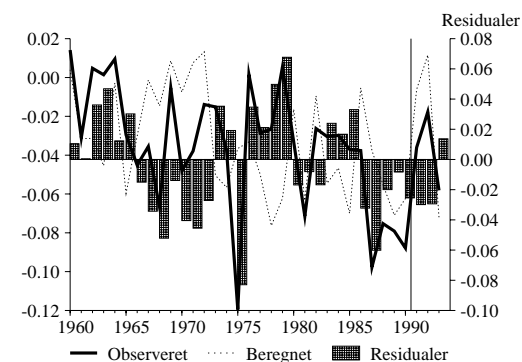
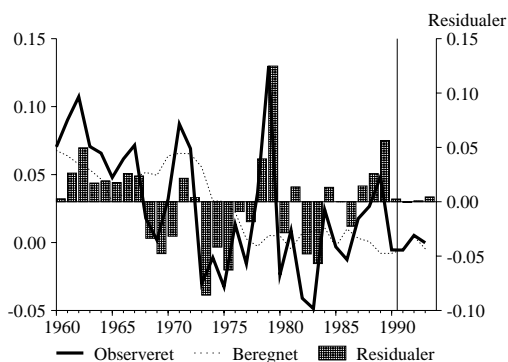
Arbejdskraft



Historisk forklaringssevne (relative ændringer)

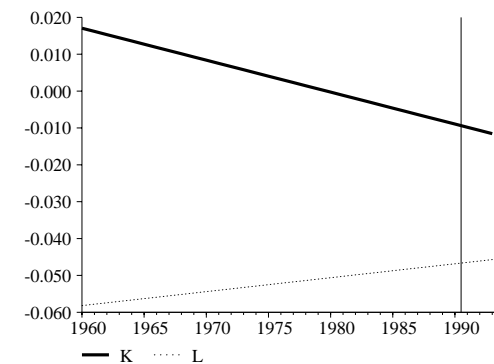
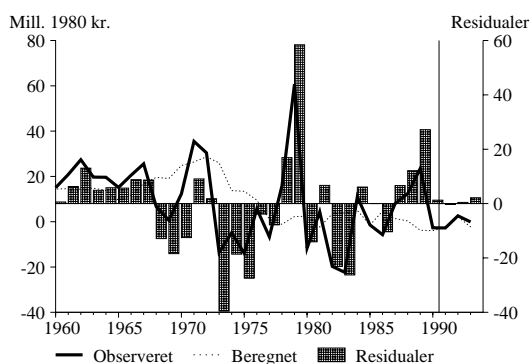
Kapital

Arbejdskraft



Investeringer

Vækst i effektivitetsindeks



3.16. Olieraffinaderier, *ng*-erhvervet

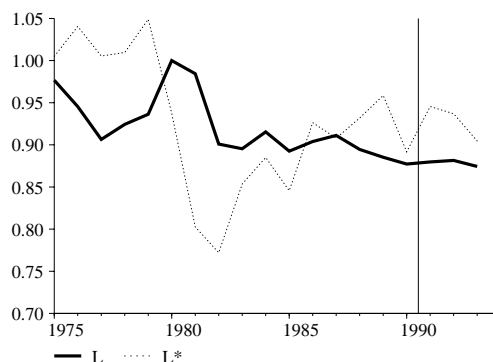
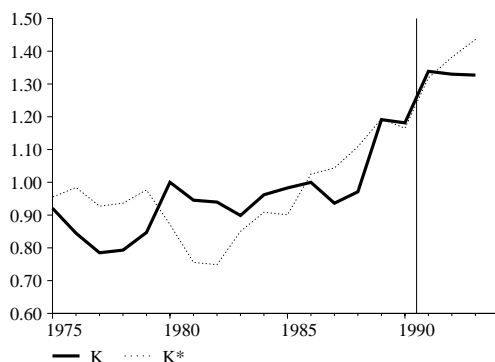
Estimationen af *ng*-erhvervet er baseret på fremgangsmåden beskrevet i afsnit 2. Selve estimationen fremgår af bilag 2. De følgende grafer illustrerer:

Figur 3.16. *ng*-erhvervet

Langsigtssammenhæng, 1980=1

Kapital

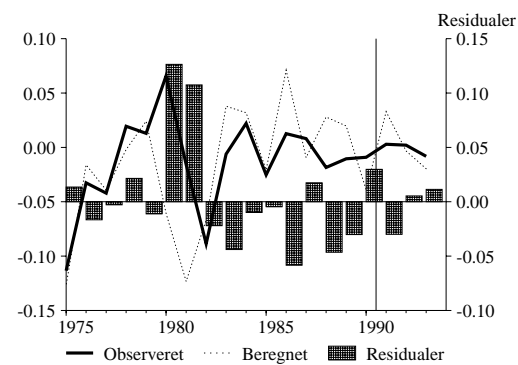
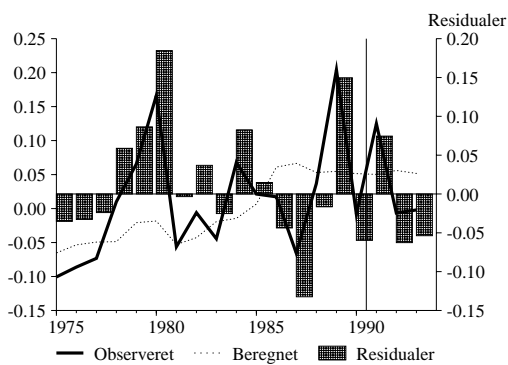
Arbejdskraft



Historisk forklaringssevne (relative ændringer)

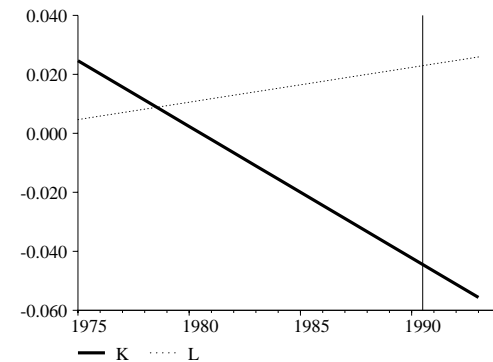
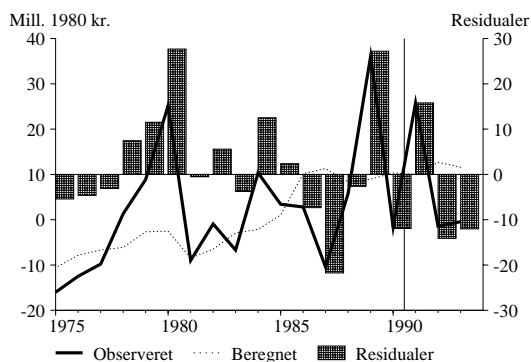
Kapital

Arbejdskraft



Investeringer

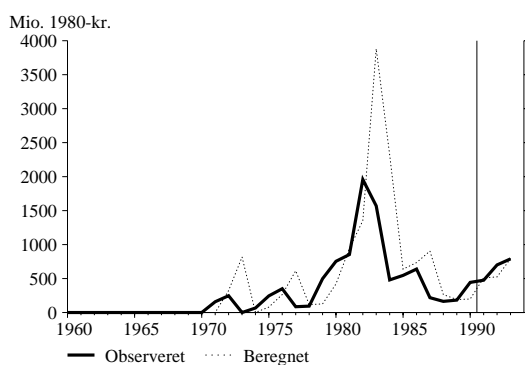
Vækst i effektivitetsindeks



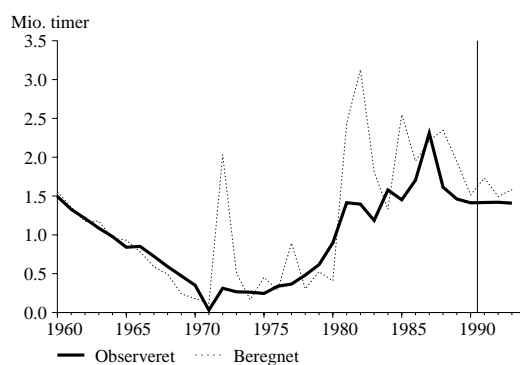
3.17. Råstofudvinding, *e*-erhvervet

For *e*-erhvervet foreligger der, jf. afsnit 2, ikke estimationer. Modelligninger for beskæftigelse og maskininvesteringer vil blive som (2.6) og (2.7). Den historiske beskrivelse for disse er:

**Figur 3.17. Historisk forklaringssevne
Investeringer**



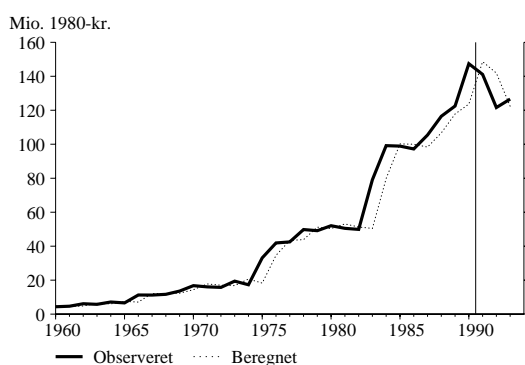
Arbejdskraft



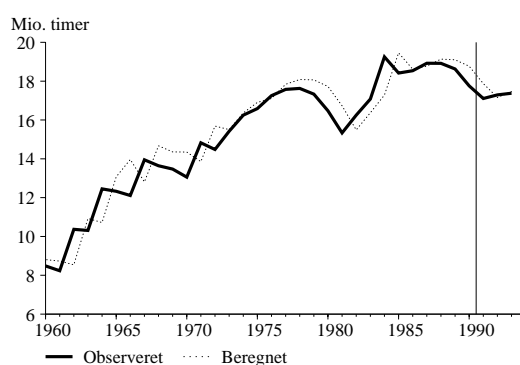
3.18. Boligbenyttelse, *h*-erhvervet

For *h*-erhvervet foreligger der, jf. afsnit 2, ikke estimationer. Modelligninger for beskæftigelse og maskininvesteringer vil blive som (2.6) og (2.7). Den historiske beskrivelse for disse er:

**Figur 3.18 Historisk forklaringssevne
Investeringer**



Arbejdskraft



3.19. Offentlig sektor, *o*-erhvervet

Såvel investeringer som beskæftigelse vil ligesom i 1991 modelversionen være eksogene.

Bilag 1. Modelligninger

I det følgende vises eksempler på modelligninger for:

- Et "normalt" erhverv – *a*-erhvervet – der er estimeret med CES-3. generation
- Et erhverv – *qs*-erhvervet – der er estimeret med ad-hoc metoden beskrevet i afsnit 2 ($\sigma < 0$)
- Et erhverv – *nn*-erhvervet – baseret på ad-hoc metoden med $\sigma=0$

Det bemærkes, at det kan være grund til at gå ligningerne igennem, dels for evt. fejl (!), dels for en evt. mere hensigtsmæssigt opskrivning af ρ -konstruktionen, dels for en evt. revision af de mange op- og ned-regninger, der skyldes at estimationerne foretages på skalerede mængder (1980=1) (jf. tidligere modelgruppepapirer).

Det skal således understreges, at ligningerne nedenfor ikke er endeligt endelige. Til almindelig fortrøstning kan dog nævnes, at der i skrivende stund foreligger ligninger for samtlige erhverv på PCIM – og at det "kører rundt".

```
( )
( ) Landbrug - eksempel på CES-3.generation
( )
( )
( ) BESKÆFTIGELSE M.V.
( )
FRML _SJRDF LOG(HQA) = 0.43451*(LOG(HQAN)-LOG(HGN1))
+ (1-0.43451 -0.27648)*(LOG(HQAN(-1))-LOG(HGN1(-1)))
-(-0.27648)*(LOG(HQAN(-1))-LOG(HGN1(-1))) + LOG(HGN1)$
FRML IHQAN HQAN = (1/DTHQA)*((1/(1-0.24477))
*((FYFA/17124.12)/1.08697)**(-(1/0.70652-1))
-(0.24477/(1-0.24477))
*(DTFKMA*FKMAK/21480.56)**(-(1/0.70652-1)))
**(-(1/(1/0.70652-1)))*309.31 $
FRML QQA1 QA1 = HQA/HGN1*1000 $
FRML IQSA QSA = BQSA*QA1 $
FRML IQWA QWA = QA1-QSA $
FRML GLA LA = (YWA+0*SIQAM+(QWA/QW)*SIQU)/(QWA*HGN1)*1000+JLA$
FRML GYWA YWA = LNAK1*HGN1*QWA*0.001*KLA1 $
( )
( ) KAPITAL- OG INVESTERINGS-LIGNINGER
( )
FRML SFKMAW FKMAW = (1/DTFKMA)*0.24477**((0.70652/(1-0.70652))
*((FYFA/17124.12)/1.08697)
*(((LA*309.31)/(UIMA*21480.56))
*(DTFKMA/DTHQA))**((1-0.70652)
*((1-0.24477)/0.24477)**0.70652 + 1)
**((0.70652/(1-0.70652))*21480.56 + JFKMAW $
FRML GFKMAM FKMAW = (0.24477**((0.70652/(1-0.70652)))*(1/DTFKMA)
*FYFA/17124.12/1.08697)*21480.56 $
FRML GFKMAK FKMAK = FKMA + JFKMAK $
FRML _SJRDF DLOG(FKMA) = 0.21407*DLOG(FKMAW)
+ 0.33498*(LOG(FKMAW(-1))-LOG(FKMA(-1)))
+ VRHOAK*(DLOG(FKMA(-1))
- 0.21407*DLOG(FKMAW(-1))
- 0.33498*(LOG(FKMAW(-2))-LOG(FKMA(-2)))) $
FRML IFIMNA FIMNA = FKMA - FKMA(-1) $
FRML GFIMVA FIMVA = 0.15*FKMA(-1) + JFIMVA $
FRML IFIMA FIMA = FIMNA + FIMVA $
FRML GUIMA UIMA = KPIMA*PIPM*((1-TSDSU*BIVPM)*((1-TSDSU)*IWLO
+0.15-((KPIMA*PIPM/(KPIMA(-7)*PIPM(-7)))*(1/7)-1)
+ (0.00588803)))/(1-TSDSU) + JUIMA$
```


Bilag 2. Estimationer af erhvervene ne , ng , nn , qs , qf

I dette bilag vises estimationer baseret på:

- Ad-hoc relationen (2.1) formuleret i log-ændringer, med en konstant og tiden samt med arbejdstiden indgående "symmetrisk"
- Langsigts CES-ligningerne (1.3) og (2.2)
- Kortsigts ligninger – (2.3) og (2.4 – baseret på ad-hoc tilpasning til disse langsigtede CES-ligninger

Estimationsperioden er 1960-90 for ændringsrelationerne (første og sidste pind) og 1955-90 for langsigtes CES-ligningerne (dog 1970-90 hhv. 1975-90 for ng -erhvervet.

Tabel 2.A.1. ne -erhvervet. Langsigtestimation

	Egenpris- elast.	Vækst i effek- tivitetsindeks		Spredn.	DW	
		1960	1990			
<i>Baseret på produktionsværdi</i>						
K	-0.07	0.4	7.7	8.91	0.75	$\sigma=0.10$ LL=81.5
L	-0.03	9.5	0.4	8.67	0.70	
<i>Baseret på BFI</i>						
K	-0.15	0.0	10.8	12.11	0.68	$\sigma=0.20$ LL=83.7
L	-0.05	9.3	2.3	7.63	1.24	

Tabel 2.A.2. ne -erhvervet

Forklarende variabler	Koefficienter.					s	DW
	Forklarende variabel lagget:						
	0 år	1 år	2 år	3 år	4 år		
<i>Kapitalligning</i>							
Frit 5 års lag i $fXne$	0.22	0.01	0.19	0.23	0.36	4.04	1.32
5 års glid. gns. i $fXne$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.11	1.00
Frit 5 års lag i $fYfne$	0.01	0.13	0.24	0.31	0.32	4.45	1.03
5 års glid. gns. i $fYfne$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.59	0.89
Frit 5 års lag i K_{fX}^*	0.23	0.02	0.19	0.21	0.35	3.95	1.23
5 års glid. gns. i K_{fX}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	3.96	0.96
Frit 5 års lag i K_{fYf}^*	0.03	0.13	0.22	0.30	0.31	4.44	0.95
5 års glid. gns. i K_{fYf}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.52	0.85
<i>Arbejdskraftligning</i>							
Frit 3 års lag i $fXne$ (og $Hgn1$)	0.37	0.32	0.31	•	•	5.38	1.16
Frit 3 års lag i $fYfne$ (og $Hgn1$)	0.38	0.36	0.27	•	•	4.43	1.32
Frit 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.36	0.32	0.31	•	•	4.46	1.01
Bundet 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	4.93	1.37
Frit 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgn1$)	0.38	0.35	0.27	•	•	4.25	1.33
Bundet 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	4.93	1.97

Tabel 2.B.1. ng-erhvervet. Langsigtestimation

	Egenpris- elast.	Vækst i effek- tivitetsindeks		Spredn.	DW	
		1960	1990			
<i>Baseret på produktionsværdi</i>						
<i>K</i>	-0.07	9.6	-4.1	11.76	0.65	$\sigma=0.20$ LL=49.4
<i>L</i>	-0.13	-1.3	2.3	9.45	0.86	
<i>Baseret på BFI</i>						
<i>K</i>	0.00	-36.0	9.7	50.20	2.00	$\sigma=0.00$ LL=15.0
<i>L</i>	0.00	-32.1	4.5	50.68	2.05	

Tabel 2.B.2. ng-erhvervet

Forklarende variabler	Koefficienter.					s	DW
	Forklarende variabel lagget:						
	0 år	1 år	2 år	3 år	4 år		
<i>Kapitalligning</i>							
Frit 5 års lag i $fXng$	0.15	0.50	0.21	0.32	-0.19	8.77	1.79
5 års glid. gns. i $fXng$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	8.27	1.77
Frit 5 års lag i $fYfng$	0.18	0.17	0.22	0.23	0.20	20.74	1.26
5 års glid. gns. i $fYfng$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	17.87	1.38
Frit 5 års lag i K_{fX}^*	0.18	0.48	0.23	0.30	-0.18	8.31	1.64
5 års glid. gns. i K_{fX}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	7.63	1.66
Frit 5 års lag i K_{fYf}^*	0.19	0.17	0.22	0.23	0.20	19.03	1.25
5 års glid. gns. i K_{fYf}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	16.27	1.36
<i>Arbejdskraftligning</i>							
Frit 3 års lag i $fXng$ (og $Hgnl$)	0.19	0.51	0.29	•	•	3.69	1.47
Frit 3 års lag i $fYfng$ (og $Hgnl$)	0.32	0.40	0.28	•	•	34.68	1.24
Frit 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgnl$)	0.25	0.43	0.32	•	•	3.65	1.21
Bundet 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgnl$)	0.65	0.20	0.15	•	•	4.90	1.47
Frit 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgnl$)	0.32	0.40	0.28	•	•	32.09	1.24
Bundet 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgnl$)	0.65	0.20	0.15	•	•	45.85	2.41

Tabel 2.C.1. nn-erhvervet. Langsigtestimation

	Egenpris- elast.	Vækst i effek- tivitetsindeks		Spredn.	DW	
		1960	1990			
<i>Baseret på produktionsværdi</i>						
<i>K</i>	0.00	-1.7	0.9	6.77	0.60	$\sigma=0.00$ LL=99.4
<i>L</i>	0.00	6.0	4.8	6.48	0.41	
<i>Baseret på BFI</i>						
<i>K</i>	-0.04	-0.4	-1.4	9.14	0.63	$\sigma=0.05$ LL=90.8
<i>L</i>	-0.01	7.4	2.7	7.45	0.61	

Tabel 2.C.2. nn-erhvervet

Forklarende variabler	Koefficienter.					s	DW
	Forklarende variabel lagget:						
	0 år	1 år	2 år	3 år	4 år		
<i>Kapitalligning</i>							
Frit 5 års lag i fX_{nn}	0.09	0.07	0.22	0.32	0.30	4.47	1.34
5 års glid. gns. i fX_{nn}	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.24	1.41
Frit 5 års lag i fY_{fn}	0.04	0.13	0.24	0.28	0.31	5.02	1.14
5 års glid. gns. i fY_{fn}	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.81	1.25
Frit 5 års lag i K_{fX}^*	0.10	0.08	0.22	0.32	0.29	4.31	1.34
5 års glid. gns. i K_{fX}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.04	1.40
Frit 5 års lag i K_{fY}^*	0.04	0.13	0.24	0.28	0.31	4.88	1.11
5 års glid. gns. i K_{fY}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	4.62	1.22
<i>Arbejdskraftligning</i>							
Frit 3 års lag i fX_{nn} (og $Hgn1$)	0.35	0.45	0.19	•	•	3.39	1.05
Frit 3 års lag i fY_{fn} (og $Hgn1$)	0.36	0.40	0.24	•	•	3.53	1.05
Frit 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.36	0.45	0.19	•	•	3.29	1.02
Bundet 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	3.54	1.40
Frit 3 års lag i L_{fY}^* (og $Hgn1$)	0.36	0.40	0.24	•	•	3.39	1.05
Bundet 3 års lag i L_{fY}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	4.08	1.82

Tabel 2.D.1. *qf*-erhvervet. Langsigtsestimater

	Egenpris- elast.	Vækst i effek- tivitetsindeks		Spredn.	DW	
		1960	1990			
<i>Baseret på produktionsværdi</i>						
<i>K</i>	0.00	4.8	9.8	10.70	0.49	$\sigma=0.00$ LL=74.8
<i>L</i>	0.00	-3.8	2.1	11.26	0.41	
<i>Baseret på BFI</i>						
<i>K</i>	0.00	4.3	11.5	13.51	0.54	$\sigma=0.08$ LL=65.9
<i>L</i>	0.00	-4.3	3.7	13.96	0.46	

Tabel 2.D.2. *qf*-erhvervet

Forklarende variabler	Koefficienter.					s	DW
	Forklarende variabel lagget:						
	0 år	1 år	2 år	3 år	4 år		
<i>Kapitalligning</i>							
Frit 5 års lag i $fXqf$	0.31	0.32	0.12	0.07	0.18	5.76	0.92
5 års glid. gns. i $fXqf$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	5.65	0.83
Frit 5 års lag i $fYqf$	0.28	0.32	0.10	0.11	0.19	6.67	0.81
5 års glid. gns. i $fYqf$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	6.50	0.76
Frit 5 års lag i K_{fX}^*	0.31	0.32	0.12	0.07	0.18	5.57	0.90
5 års glid. gns. i K_{fX}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	5.41	0.82
Frit 5 års lag i K_{fY}^*	0.29	0.32	0.10	0.11	0.19	6.47	0.80
5 års glid. gns. i K_{fY}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	6.23	0.75
<i>Arbejdskraftligning</i>							
Frit 3 års lag i $fXqf$ (og $Hgn1$)	0.32	0.30	0.38	•	•	4.66	0.65
Frit 3 års lag i $fYqf$ (og $Hgn1$)	0.30	0.35	0.35	•	•	6.03	0.63
Frit 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.32	0.29	0.39	•	•	4.59	0.62
Bundet 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	5.39	1.11
Frit 3 års lag i L_{fY}^* (og $Hgn1$)	0.30	0.35	0.35	•	•	5.90	0.61
Bundet 3 års lag i L_{fY}^* (og $Hgn1$)	0.65	0.20	0.15	•	•	7.03	1.32

Tabel 2.E.1. *qs*-erhvervet. Langsigtestimation

	Egenpris- elast.	Vækst i effek- tivitetsindeks		Spredn.	DW	
		1960	1990			
<i>Baseret på produktionsværdi</i>						
<i>K</i>	-0.15	-8.3	8.6	13.29	0.56	$\sigma=0.40$ LL=61.7
<i>L</i>	-0.25	-1.1	11.1	15.09	0.53	
<i>Baseret på BFI</i>						
<i>K</i>	-0.17	-9.2	6.8	18.38	0.78	$\sigma=0.45$ LL=51.3
<i>L</i>	-0.28	-2.3	9.8	21.80	0.69	

Tabel 2.E.2. *qs*-erhvervet

Forklarende variabler	Koefficienter.					s	DW
	Forklarende variabel lagget:						
	0 år	1 år	2 år	3 år	4 år		
<i>Kapitalligning</i>							
Frit 5 års lag i $fXqs$	0.24	0.31	0.01	0.26	0.18	7.52	1.37
5 års glid. gns. i $fXqs$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	7.29	1.50
Frit 5 års lag i $fYfqs$	0.19	0.17	0.10	0.30	0.23	9.19	1.31
5 års glid. gns. i $fYfqs$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	8.90	1.33
Frit 5 års lag i K_{fX}^*	0.29	0.36	-0.02	0.22	0.15	6.80	1.35
5 års glid. gns. i K_{fX}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	6.74	1.51
Frit 5 års lag i K_{fYf}^*	0.21	0.17	0.10	0.31	0.21	8.39	1.29
5 års glid. gns. i K_{fYf}^*	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	8.05	1.38
<i>Arbejdskraftligning</i>							
Frit 3 års lag i $fXqs$ (og $Hgnl$)	0.34	0.36	0.29	•	•	7.28	1.04
Frit 3 års lag i $fYfqs$ (og $Hgnl$)	0.30	0.35	0.35	•	•	10.66	0.92
Frit 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgnl$)	0.34	0.33	0.33	•	•	6.97	1.11
Bundet 3 års lag i L_{fX}^* (og $Hgnl$)	0.65	0.20	0.15	•	•	7.77	1.36
Frit 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgnl$)	0.30	0.33	0.37	•	•	10.81	0.90
Bundet 3 års lag i L_{fYf}^* (og $Hgnl$)	0.65	0.20	0.15	•	•	12.96	1.29

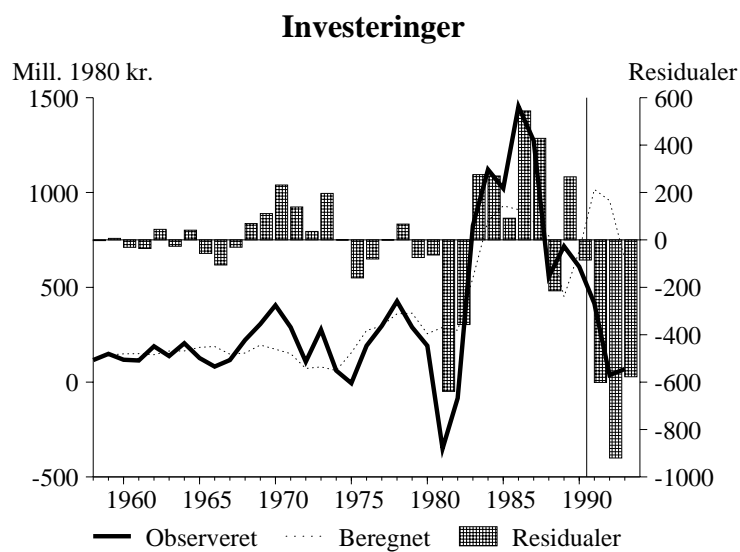
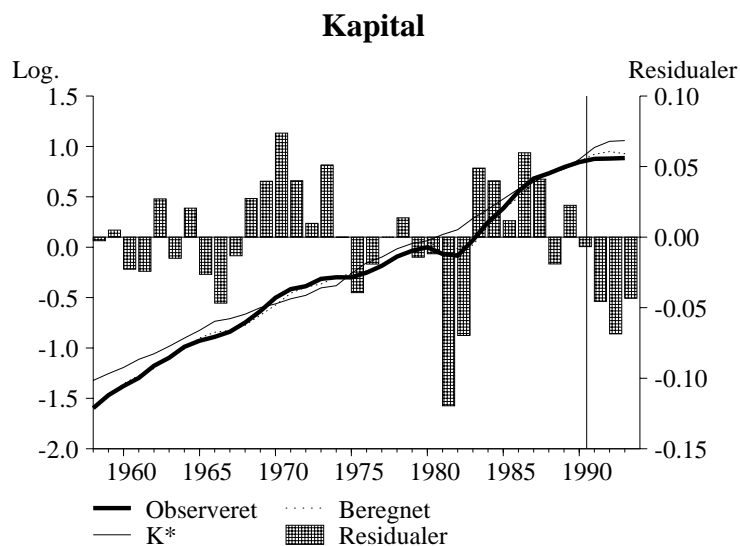
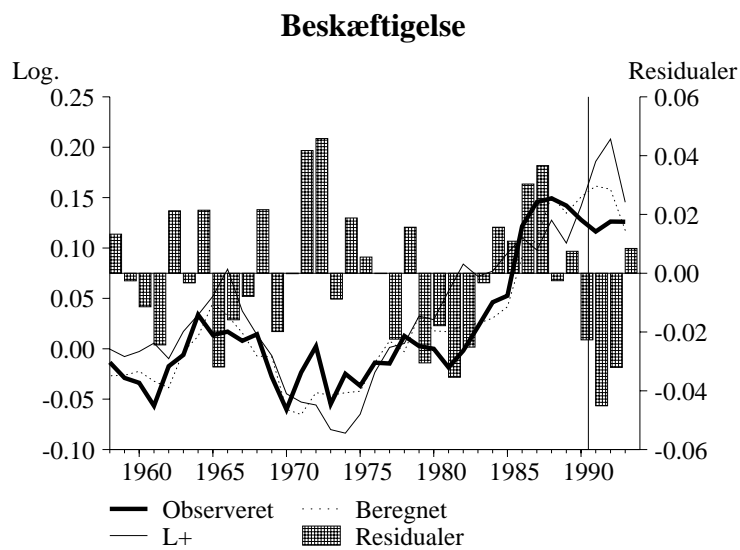
Bilag 3. Alternativ estimation af qq -erhvervet, $\sigma=0.35$

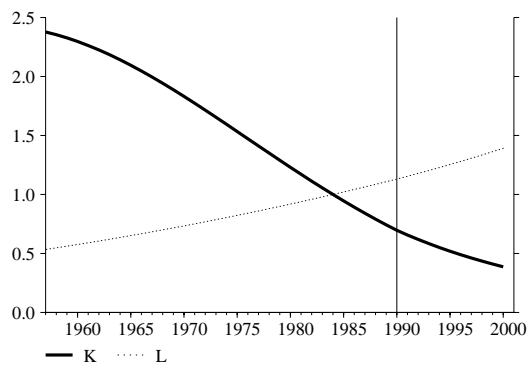
Estimation af qq -erhvervet med σ bundet til 0.35 ser ud som følger:

Tabel 3.A. Estimation af qq -erhvervet

	Priselasticitet (1990)		Kumuleret effekt af stigning i K^* hhv. L^+			ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW	DF	
	pk	pl	1. år	2. år	3. år		1960	1990				
K	-0.28	0.28	0.42	0.76	0.90	0.62	-1.99	-6.90	3.87	1.23	-2.17	$\sigma=0.35$
L	0.07	-0.07	0.51	0.79	1.00	0.80	2.47	1.95	2.16	1.56	-2.49	LL =146.84

I de omstående grafer er vist den historiske forklaringsevne og de estimerede trends forløb.

Figur 3.Aa. *qq*-erhvervet. Historisk forklaringsevne

Figur 3.Ab. *qq*-erhvervet. Trender**Effektivitetsindeks, niveau****Effektivitetsindeks, vækstrater**