

Faktorefterspørgslens egenskaber – om effektivitetsindeks og lange fremskrivninger

Resumé:

Papiret indeholder en gennemgang af effektivitetstrendernes egenskaber og betydning for specielt estimationen substitutionselasticiteten (afsnittene 1 og 3). Til belysning af dette vises estimationer med restriktioner på σ , og der vises estimationer, hvor de sædvanlige kvadratiske trender erstattes af knækkede, lineære trender.

Endvidere indeholder papiret en række simple sammenhænge vedr. betydningen af effektivitetsindeksene. Disse sammenhænge kan være nyttige i forbindelse med konstruktion af fremskrivninger eller vurdering af multiplikatorer (afsnit 4).

Endelig indeholder papiret forslag til fremskrivningen af de eksogene effektivitetsvariabler, der vil komme til at ligge i databanken (afsnit 2).

trend.jsm

Nøgleord: trender effektivitet faktorefterspørgsel udbud egenskaber

I *afsnit 1* beskrives effektivitetsindeksenes udseende og nogle egenskaber. De estimerede trender fra *nm*-erhvervet anvendes som eksempel, og de effektivitetskorrigerede faktormængder og -priser vises.

Afsnit 2 indeholder en illustration af, hvorledes effektivitetsindeksene tænkes fremskrevet i databanken.

Afsnit 3 indeholder en undersøgelse af sammenhængen mellem substitutionselasticiteten, σ , og effektivitetstrenderne. Først vises estimationer for de fleste erhverv af en simpel statistisk sammenhæng, hvor det vises, at σ typisk bliver større end 1, hvis der ikke inkluderes trender. Det er dog tydeligt, at der er behov for trender, men flere erhverv er det ikke afgørende om trenderne er lineære, kvadratiske eller kubistiske; en række erhverv kræver dog tilsyneladende mindst kvadratiske trender. I andre erhverv er informationsmængden i data omkring σ tilsyneladende stærkt begrænset (og afhængig af trendspecifikation). Undersøgelsen giver ikke generelt anledning til at opfatte trenderne som et alvorligt problem, der "spiser" substitutionselasticiteten; tvært imod synes manglende hensyntagen til trender at give anledning til misspecifikationsproblemer.

En nærmere undersøgelse af *nm*-erhvervet i afsnit 3.1 bekræfter, at der er en sammenhæng mellem effektivitetstrend (i *K*-ligningen) og værdien af σ , og der foretages en dekomponering af udviklingen i K^* og L^+ for forskellige værdier af σ .

I afsnit 3.2 sammenlignes estimationer af *nm*-erhvervet med kvadratiske hhv. knækkede trender. Resultaterne i afsnittet samt i bilaget, hvor tilsvarende estimationer for *nf*, *nq* og *nk* vises, er ikke entydige. Forskelligartede problemer opstår ved brug af knækkede trender, og der er ikke nogen entydig sammenhæng mellem trendspecifikation og størrelsen af substitutionselasticiteten. Konkret for *nm*-erhvervet påvirkes σ næsten ikke af ændret trendspecifikation, men den historiske forklaringsevne i arbejdskraftligningen forbedres noget; den anbefalede fremskrivning af trenderne er for praktiske formål identisk uafhængig af trendspecifikation. Det bør dog bemærkes, at resultaterne for *nm*-erhvervet ikke er generelt gældende for de øvrige erhverv i bilag 1. Afsnit 3 giver alt i alt ikke anledning til at ændre indfaldsvinkel vedr. trenderne, selv om det ikke kan afvises at knækkede trender på nogle punkter kan vise sig mere hensigtsmæssig end de kvadratiske. Problemer om valg af knæktidspunkter og de generelt ikke entydige resultater gør dog, at det til den kommende modelversion skal anbefales at fastholde den kvadratiske trendspecifikation.

Endelig indeholder *afsnit 4* en gennemgang af effektivitetsindeksene i lange fremskrivninger. Der gives en række simple sammenhænge, primært mellem væksten i effektivitetsindeksene og udviklingen i K^* ; disse sammenhænge kan både opfattes som hjælp til dekomponering af udviklingen i en fremskrivning, og de kan give en idé om størrelsesordenen af multiplikatorer, der bl.a. indebærer ændringer i de eksogene effektivitetsindeks. I afsnittet bringes en tabel med stiliserede (vækst-)forløb med typiske parameter værdier.

1. Om effektivitetsindeks

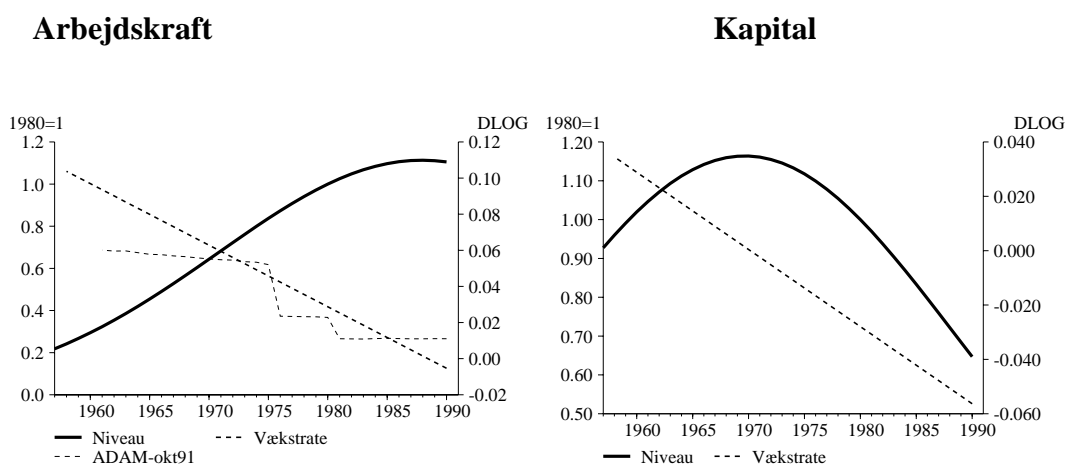
Effektivitetsindeksene, $dtfkm_j$, hhv. $dthq_j$, indgår i faktorefterspørgslen som eksogene variabler. I estimationsperioden er de estimeret som eksponentielle anden grads tidspolynomier, dvs. de er af formen:

$$dt... = e^{(\lambda_1 \cdot t + \lambda_2 \cdot t^2)} \quad (1.1)$$

hvor t er tiden (konkret $t_{id-1980}$). Efter estimationsperioden fremskrives de i databanken med en konstant vækstrate, jf. nedenfor.

Funktionsformen (1.1) indebærer, at vækstraten i effektivitetsindekset er en ret linie; herved vil vækstraten i det sidste estimationsår (1990) være den historisk set største (eller mindste) i estimationsperioden, og omvendt vil vækstraten i første estimationsår (1958) være den historisk set mindste (eller største). I nedenstående figur vises et eksempel på et effektivitetsindeks:

Figur 1.1. Eksempel på estimerede effektivitetsindeks, *nm*-erhvervet



Det fremgår, at effektivitetsindekset for L i det betragtede erhverv har været stigende gennem næsten hele estimationsperioden, idet vækstraten dog har været faldende; i de allersidste år af 1980'erne er vækstraten endda blevet negativ. Til sammenligning er vist den nuværende produktivetsdummy for *nm*-erhvervet (sammenvejet for arbejdere og funktionærer). Det fremgår, at produktivetsudviklingen er ganske lig hinanden, til trods for forskellige estimationsmetoder og specifikationer; specielt er det bemærkelsesværdigt, at ved den nye specifikation kommer faktorpriseffekter *oven i* den viste effektivitetsudvikling, mens dette ikke er tilfældet med den nuværende. For K har effektivitetsindekset været faldende siden 1970; vækstraten er ved estimationsperiodens slutning estimeret til ca. -6% . Udviklingen i effektivitetsindeksene varierer naturligvis fra erhverv til erhverv, men det er dog generelt for erhvervene, at vækstraten i L 's effektivitet har været positiv, men aftagende, mens vækstraten i K 's effektivitet har været negativ.

Tolkningen af effektivitetsindeksene er, at produktionsfaktorerne bliver mere

(eller mindre) effektive som tiden går. Denne tolkning er lige til for arbejdskraftens vedkommende, idet en stigende trend i L er udtryk for, at arbejdskraftbehovet pr. produceret enhed, L/Y , har været faldende. Det bør dog erindres, at det observerede L/Y -forhold også er en funktion af ændringer i de relative priser – dvs. den stigende realløn (og i øvrigt af kapitalens effektivitetsudvikling).

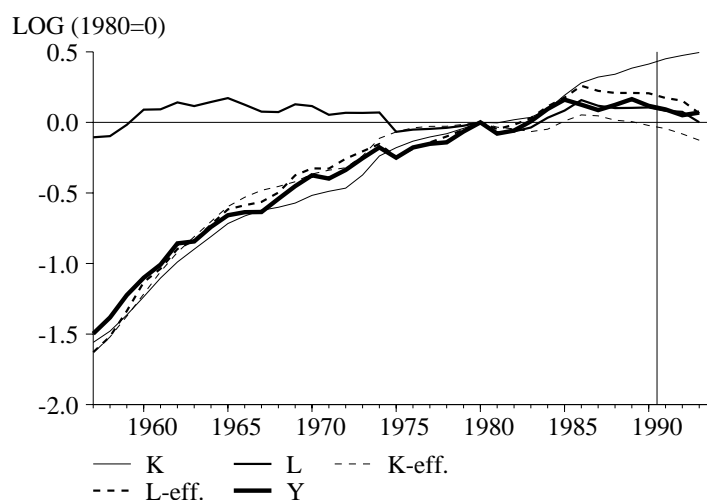
Effektivitetsudviklingen for kapitalapparatet er knap så intuitiv. Umiddelbart er tolkningen af den negative trend i K 's effektivitetsindeks, at kapitalapparatet er blevet mindre effektivt (målt i forhold til 1980-kr.). Man kan vælge at kalde det "tekniske tilbageskridt" og så filosofere over det. Det er dog nok mere hensigtsmæssigt ganske enkelt at opfatte den negative trend i K 's effektivitetsindeks som et spejlbillede af det historiske K/Y -forhold. Vi kan altså opfatte udviklingen i K 's effektivitetsindeks således, at det har været nødvendigt (eller hensigtsmæssigt) at anvende stadig mere kapital per produceret enhed (biased tekniske fremskridt).

Produktionsfaktorerne, K og L , effektivitetskorrigeres i faktorefterspørgselsammenhæng ganske enkelt ved at multiplicere de observerede størrelser med det pågældende effektivitetsindeks. Herefter indgår faktorerne "i effektivitetsenheder" i fx produktionsfunktionen:

$$Y = \kappa \left[\delta (dt_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\delta) (dt_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1.2)$$

Tages nm -erhvervet igen som eksempel fremgår det af nedenstående figur, hvad effektivitetskorrektionen betyder:

Figur 1.2. Kapitalapparat og arbejdskraft i observerede hhv. effektive enheder, samt produktion i nm -erhvervet.

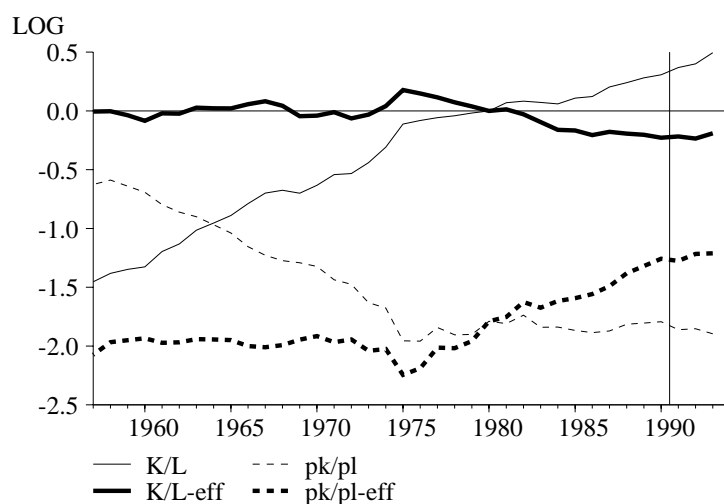


Det fremgår, at den mest betydningsfulde korrektion foretages på arbejdskraften (også jf. skalaen på y-akserne i figurerne 1.1): I observerede enheder er L stort set konstant, mens produktionen, Y , har været stadig stigende. Måles L i

effektive enheder fås en udvikling, der stort set svarer til den i Y , således at $L\text{-eff}/Y$ -forholdet er tilnærmelsesvist konstant. Korrektionen af kapitalapparat indebærer en mere afdæmpet udvikling i det effektivitetskorrigerede K – specielt i den sidste del af perioden – end af det observerede K . Ser vi de to korrektioner under et, fremgår det, at de to effektivitetskorrigerede produktionsfaktorer i store træk har en udvikling, der svarer til udviklingen i produktionen; havde dette ikke været tilfældet, ville det være mere vanskeligt at opnå konsistens med en produktionsfunktionstilgang, jf. (1.2).

Modstykket til, at produktionsfaktorerne måles i effektive enheder, er, at faktorpriserne kan opgøres i "effektive priser". En tolkning af faktorefterspørgselssystemet er, at de effektive mængder af K og L reagerer på de effektive priser. Følgende figur kan tegnes, idet de effektive priser fremkommer ved dividere de observerede priser med effektivitetsindekset:

Figur 1.3. K/L-forhold og relativ faktorpris i observerede hhv. effektive enheder i nm -erhvervet



Udviklingen i faktorforholdet (i både observerede og effektive enheder) fremgik implicit af figur 1.2. Den observerede relative faktorpris ses at være faldet jævnt frem til ca. 1975, hvorefter den stort set har været konstant, men efter effektivitetskorrektion fremkommer et billede af et næsten konstant faktorprisforhold frem til 1975, og derefter en stigning. Det bemærkes, at alle de karakteristiske bevægelser i faktor- og faktorprisforhold er til stede i såvel observerede som effektivitetsenheder.

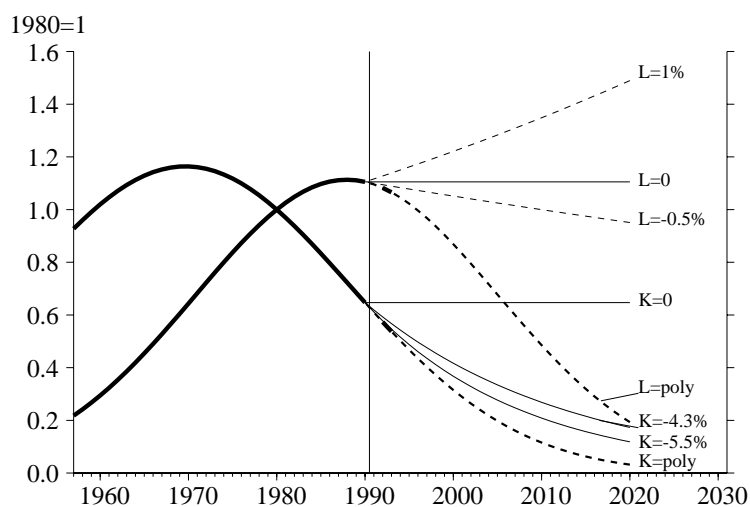
CES-produktionsfunktionen indebærer en simpel langsigtet sammenhæng mellem faktorforhold og relative faktorpriser. Således kan substitutionselasticiteten, σ , findes ved en regression af (logaritmen til) faktorforholdet på (logaritmen til) den relative faktorpris, se evt. efterfølgende relation (3.1). Af et hurtigt kig på figur 1.3 fremgår det, at dette estimat af σ er mindre, når de

effektivitetskorrigerede størrelser betragtes end med de observerede størrelser.¹

2. Fremskrivning af effektivitetsindeksene

Effektivitetsindeksene vil ligge fremskrevet i databanken (som *c*-variabler). Den fremskrivning, der foretages til brug for databank, baseres på estimationsresultatet. Nedenstående figur viser nogle muligheder:

Figur 2.1. Forskellige fremskrivninger af effektivitetsindeks. *nm*-erhvervet



Anm. Når kurverne ikke ligner "rigtige" anden gradspolynomier, skyldes det, at figuren ikke er tegnet i logaritmer.

I figuren er angivet følgende fremskrivningsmuligheder:

Tabel 2.1. Forskellige fremskrivninger af effektivitetsindeks. *nm*-erhvervet

Fremskrivningsmetode	L-trend		K-trend			
	Betegn.	% af 1990-værdi		Betegn.	% af 1990-værdi	
		2000	2020		2000	2020
Som tidspolynomium	L = poly	79	17	K = poly	49	5
Konstant	L = 0%	100	100	K = 0%	100	100
Sidste års vækstrate	L = -0.5%	95	86	K = -5.5%	57	18
Gns. af sidste 10 års vækst	L = 1.0%	110	135	K = -4.3%	64	27

Det fremgår, at der er betydelig forskel på de viste fremskrivningsmuligheder, når man skriver mange år frem. Først og fremmest fremgår det, at fremskrivningerne af effektivitetstrenderne i henhold til tidspolynomiet bliver klart

¹Regressionen af $\log(K/L)$ på $\log(pk/pl)$ giver et estimat af σ på 1.16 (også jf. tabel 3.1), mens den tilsvarende regression i effektivitetsenheder giver 0.36. Estimation af *nm*-erhvervet i fuld dynamisk specifikation giver en σ på 0.42.

uacceptable. Dette er tydeligst for *L*-trendens vedkommende, hvor effektivitetsindekset reduceres til 17% af 1990-værdien (dvs. *negative* arbejdskraftproduktivitetsstigninger), men også *K*-trendens udvikling bliver uacceptabel.

Alternativerne er fremskrivning med tidspolynomiets vækstrate det seneste estimationsår (1990) eller gennemsnittet af vækstraten i de fx sidste 10 år. For arbejdskraftens vedkommende giver disse to muligheder (i det betragtede erhverv) anledning til fald hhv. vækst i effektivitetsindekset på hhv. -0.5% og $+1\%$. Det er klart, at man vil kræve en *positiv* vækst i arbejdskraftens produktivitet, og valget falder derfor klart på 10-års gennemsnittet.² Samtidigt undgår man helt generelt at vælge den historisk set største (eller mindste) vækstrate i effektiviteten til fremskrivningen. For kapitalens vedkommende indebærer de to metoder et fald i effektivitetsindekset på hhv. 5.5 og 4.3% . Som det bl.a. fremgår af tabellen indebærer disse vækstrater, at forskellen i niveauet for de to effektivitetstrender er 50% efter 30 år (i 2020).

Det skal som udgangspunkt anbefales, at effektivitetstrenderne fremskrives i databanken med gennemsnittet af vækstraten i de sidste 10 år. Brugerne opfordres til kritisk stillingtagen til denne praksis, der evt. må justeres på et senere tidspunkt. Konsekvenserne af at ændre på vækstraterne i effektivitetsindeksene i fremskrivninger fremgår af afsnit 4 (tabel 4.1).

3. Om sammenhæng mellem effektivitetstrender og σ

I arbejdet med faktorefterspørgslen har det vist sig, at der ofte er en snæver sammenhæng mellem specifikationen af effektivitetstrender og værdien af substitutionselasticiteten. Dette undersøges i dette afsnit først med simple regressioner for alle erhvervene, der indgår i *xx*-erhvervet.

I omstående tabel 3.1 er vist estimationer af substitutionselasticiteten baseret på følgende OLS-regression:

$$\log\left(\frac{fK_m_j}{HQ_j}\right) = \sigma \cdot \log\left(\frac{l_j}{uim_j}\right) + trend$$

idet trenden er specificeret forskelligt. Konkret er forsøgt uden trend (dvs. kun en konstant) (i tabellen benævnt: *ingen*), med en *lineær* trend, med *kvadratisk* trend og med en *kubistisk* trend. Endvidere er angivet substitutionselasticiteten, der er fundet ved estimation af det komplette, dynamiske faktorefterspørgsels-system (med kvadratisk trend) (jf. modelgruppepapiret *Ligninger for erhvervenes efterspørgsel efter maskinkapital og arbejdskraft* af John Smidt og Karsten Theil Hansen, d 25. januar 1995.)

²I øvrigt giver dette for *nm*-erhvervet næsten samme vækstrate som i de nuværende beskæftigelses-ligninger, hvor trenden fremskrives med 1.1% , jf. også figur 1.1.

Tabel 3.1. Sammenhæng mellem trend og substitutionselasticitet

Erhverv	Trend	Sigma	(t-værdi)	s	Trend i K/L-forholdet		
					1960	1990	
<i>a</i>	Konstant	1.28	(31.5)	0.13	0.00	0.00	
	Lineær	0.81	(14.8)	0.07	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.71$	Kvadratisk	0.45	(4.3)	0.05	0.08	0.01
		Kubistisk	0.64	(4.5)	0.05	0.09	0.05
<i>nb</i>	Konstant	1.20	(22.1)	0.14	0.00	0.00	
	Lineær	0.70	(9.3)	0.09	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.31$	Kvadratisk	-0.01	(0.1)	0.05	0.11	-0.00
		Kubistisk	0.09	(0.8)	0.05	0.11	0.01
<i>nf</i>	Konstant	1.03	(31.4)	0.09	0.00	0.00	
	Lineær	0.70	(18.0)	0.05	0.02	0.02	
	I fakt.system: $\sigma=0.61$	Kvadratisk	0.63	(7.4)	0.05	0.03	0.01
		Kubistisk	0.66	(6.6)	0.05	0.03	0.02
<i>nk</i>	Konstant	1.29	(26.7)	0.13	0.00	0.00	
	Lineær	0.78	(14.4)	0.06	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.69$	Kvadratisk	0.58	(4.8)	0.06	0.05	0.02
		Kubistisk	0.55	(3.8)	0.06	0.05	0.01
<i>nm</i>	Konstant	1.16	(20.7)	0.14	0.00	0.00	
	Lineær	0.53	(12.4)	0.05	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.42$	Kvadratisk	0.48	(5.2)	0.05	0.04	0.03
		Kubistisk	0.49	(4.8)	0.05	0.04	0.03
<i>nn</i>	Konstant	1.10	(14.4)	0.21	0.00	0.00	
	Lineær	0.25	(3.7)	0.08	0.05	0.05	
	I fakt.system: $\sigma=0.00$	Kvadratisk	-0.09	(0.8)	0.07	0.09	0.03
		Kubistisk	0.11	(1.0)	0.06	0.09	0.07
<i>nq</i>	Konstant	1.02	(22.1)	0.14	0.00	0.00	
	Lineær	0.47	(8.5)	0.06	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.33$	Kvadratisk	0.17	(1.7)	0.05	0.07	0.02
		Kubistisk	0.47	(5.2)	0.04	0.07	0.07
<i>nt</i>	Konstant	0.96	(11.4)	0.23	0.00	0.00	
	Lineær	0.18	(2.6)	0.09	0.04	0.04	
	I fakt.system: $\sigma=0.30$	Kvadratisk	0.43	(3.7)	0.08	0.01	0.06
		Kubistisk	0.49	(3.8)	0.08	0.01	0.08
<i>b</i>	Konstant	1.58	(29.3)	0.12	0.00	0.00	
	Lineær	1.02	(12.3)	0.08	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.37$	Kvadratisk	0.11	(0.7)	0.05	0.11	-0.00
		Kubistisk	0.13	(0.8)	0.05	0.12	0.01
<i>qf</i>	Konstant	1.71	(20.1)	0.20	0.00	0.00	
	Lineær	0.08	(0.8)	0.07	0.07	0.07	
	I fakt.system: $\sigma=0.00$	Kvadratisk	0.17	(1.2)	0.07	0.07	0.08
		Kubistisk	-0.09	(0.8)	0.05	0.11	0.12
<i>qh</i>	Konstant	1.47	(39.2)	0.12	0.00	0.00	
	Lineær	0.91	(12.5)	0.07	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.16$	Kvadratisk	0.32	(3.7)	0.04	0.10	0.02
		Kubistisk	0.37	(4.3)	0.04	0.11	0.04
<i>qq</i>	Konstant	1.19	(27.9)	0.13	0.00	0.00	
	Lineær	0.38	(2.7)	0.09	0.05	0.05	
	I fakt.system: $\sigma=0.81$	Kvadratisk	0.48	(1.7)	0.09	0.04	0.05
		Kubistisk	0.44	(2.1)	0.07	0.07	0.10
<i>qt</i>	Konstant	1.42	(22.7)	0.15	0.00	0.00	
	Lineær	1.02	(5.8)	0.14	0.02	0.02	
	I fakt.system: $\sigma=0.50$	Kvadratisk	-0.29	(1.3)	0.09	0.15	-0.01
		Kubistisk	0.03	(1.2)	0.06	0.16	0.05
<i>xx</i>	Konstant	1.27	(31.2)	0.11	0.00	0.00	
	Lineær	0.70	(12.3)	0.05	0.03	0.03	
	I fakt.system: $\sigma=0.29$	Kvadratisk	0.28	(2.6)	0.04	0.08	0.02
		Kubistisk	0.40	(4.5)	0.03	0.08	0.04

I tabel 3.1 er angivet den estimerede værdi af σ med tilhørende t-værdi, regressionens spredning, samt vækstraten i den estimerede trend i hhv. 1960 og 1990; trenden udtrykker vækstraten i K/L -forholdet for konstante relative priser og vil dermed kunne sammenlignes med *forskellen* i effektivitetstrenderne estimeret i det komplette faktorefterspørgselssystem – $D\log(dt\text{fkm}) - D\log(dthq)$ – idet det er indregnet, at disse er estimeret som *kvadratiske* trender.

Generelt fremgår det af tabellen, at hvis der ikke tillades trend i K/L -forholdet fås typisk ganske høje værdier af σ , ofte over 1. For alle erhvervene gælder imidlertid, at spredningen falder drastisk, når der introduceres trend i regressionen, hvorfor estimationerne kun med en konstant må opfattes som klart misspecificerede.

Inkluderes den trend (af den ene eller anden form), der åbenlyst er brug for, falder estimatet af σ typisk til under 1. Det er forskelligt fra erhverv til erhverv, hvilken grad trendpolynomiet "skal" have; nogle erhverv kan "nøjes" med en lineær trend (fx *nf* og *nm* m.fl), mens andre tilsyneladende først falder på plads med kvadratiske trends (fx *b* og *qh*). Det bemærkes, at det tilsyneladende *ikke* gælder, at en forøgelse af graden af trendpolynomiet generelt giver lavere substitutionselasticiteter.

For flere af erhvervene er estimationen rimeligt robust overfor trendspecifikationen. Dette drejer sig om *nf*, *nm*, *nk*, *qs*, *qq* og til en vis grad *a*. For disse erhverv er både σ og spredning stort set upåvirket af, om trenden indgår lineært, kvadratisk eller kubistisk – blot den indgår. For erhvervene *nt*, *b* og *qh* gælder, at der er forskel mellem den lineære specifikation på den ene side og de kvadratiske hhv. kubistiske på den anden, men ikke mellem de sidstnævnte.

For de resterende erhverv *nb*, *nn*, *qf*, *qt* og i en mindre udstrækning *nq* er σ ikke velbestemt og endvidere stærkt følsom overfor valg af trend; typisk bliver σ insignifikant (og evt. negativ), når trenden inkluderes. Det må på denne baggrund formodes, at estimationer af disse erhverv vil løbe ind i problemer. I hvert fald synes mængden af information i data om substitutionselasticitetens størrelse ikke overvældende.

3.1. Estimation af *nm*-erhvervet. Forskellig σ .

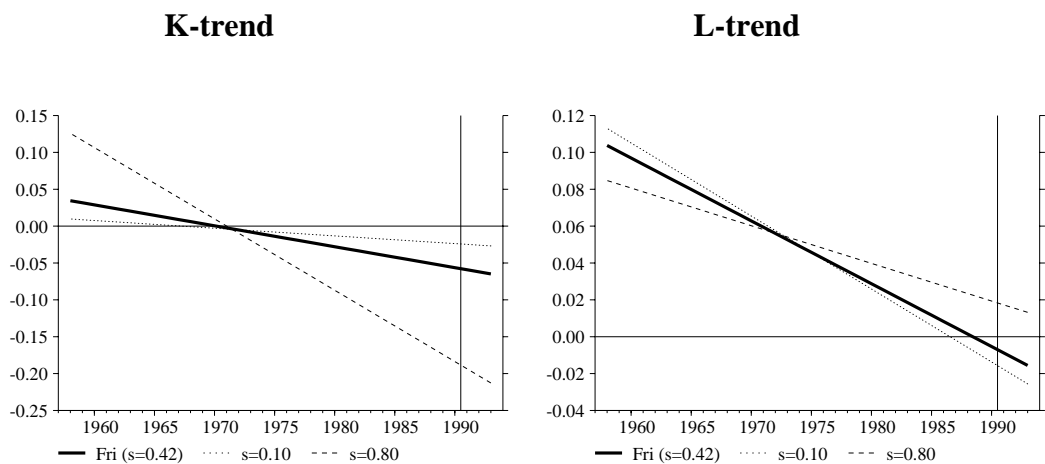
I dette afsnit undersøges sammenhængen mellem substitutionselasticiteten og trenderne nærmere med udgangspunkt i estimationer af *nm*-erhvervet, idet det illustreres, hvorledes forskellige restriktioner på σ påvirker estimationsresultatet, specielt mht. trenderne.

I omstående tabel vises estimationen af *nm*-erhvervet, dels frit estimeret ($\sigma=0.42$), dels med σ bundet til noget stort ($\sigma=0.80$) hhv. noget lille ($\sigma=0.10$).

Tabel 3.2. Estimation af nm -erhvervet. Forskellige værdier af σ .

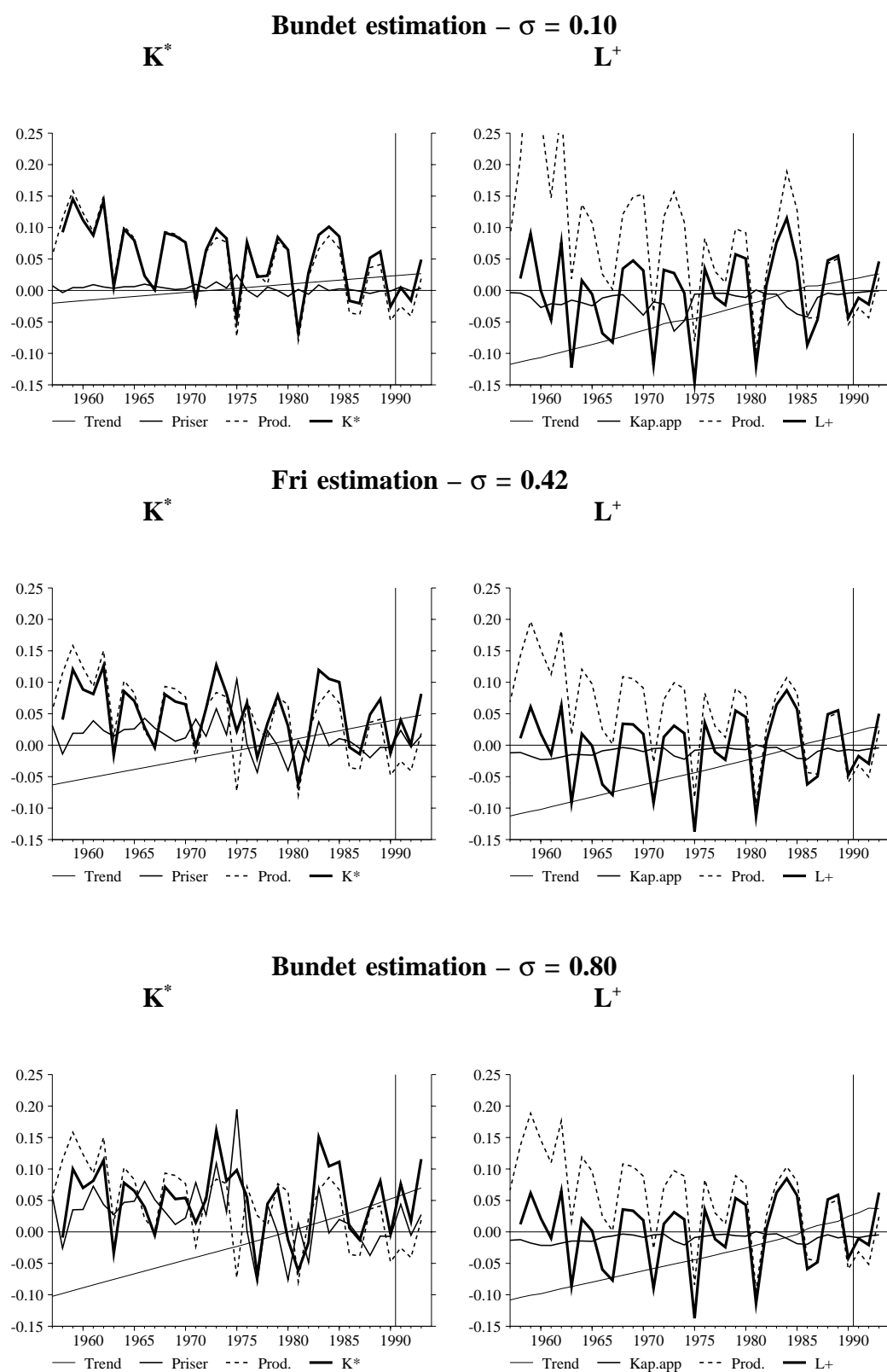
		Vækst i effektivitet		s	DW	ρ	Multiplikator (kumm.) (af K^* hhv. L^+)			
		1960	1990				1. år	2. år	3. år	
Fri	K	2.9	-5.5	1.47	2.01	0.64	0.29	0.66	0.84	$\sigma = 0.42$
	L	10.1	-0.5	2.38	1.69	0.74	0.63	0.85	1.00	LL = 169.52
$\sigma=0.10$	K	0.8	-2.3	1.65	1.54	0.73	0.31	0.66	0.84	$\sigma = 0.10$
	L	11.1	-1.4	2.36	1.80	0.76	0.59	0.83	1.00	LL = 165.86
$\sigma=0.80$	K	11.2	-16.7	1.66	2.07	0.63	0.26	0.60	0.79	$\sigma = 0.80$
	L	8.4	2.0	2.37	1.65	0.70	0.63	0.85	1.00	LL = 166.30

Det fremgår ved sammenligning af likelihood-værdien, LL, at begge estimationer med bunden σ statistisk er signifikant dårligere end den frie estimation (2 gange forskellen i LL er χ^2 -fordelt med 1 frihedsgrad, $\chi^2_{.95} = 3.84$); af spredningerne fremgår det, at det næsten udelukkende er K -ligningen, der forværres. Hvad angår trendestimerne ses det også her, at det er i K -ligningen, tingene sker; dette fremgår også af nedenstående figurer:

Figur 3.1. Vækst i effektivitetsindeks. nm -erhvervet, forskellige værdier af σ *Dekomponering af K^* og L^+*

Går vi et lille skridt bag tallene kan følgende dekomponeringsgrafer tegnes. I disse er ændringen i K^* hhv. L^+ tegnet op sammen med forklaringsbidraget fra ændringen i trenderne og produktionen. For K^* 's vedkommende er endvidere forklaringsbidraget fra de relative faktorpriser, og for L^+ 's vedkommende forklaringsbidraget fra kapitalapparatet indtegnet. De tre forklaringsbidrag summer (bortset fra ikke-lineariteter) op til ændringen i K^* hhv. L^+ .

Figur 3.2. Dekomponering af K^* og L^+
nm-erhvervet, forskellige værdier af σ



Af dekomponeringsfigurerne 3.2 fremgår flere ting. Først og fremmest bemærkes, at L -graferne er dem, der berøres mindst af ændringen i σ -værdien. I praksis er den eneste påvirkning af disse grafer, at "amplituden" i svingene i L^+ er væsentligt større, når σ er lille, hvilket følger naturligt af de mere kantede isokvanter, der følger af små σ 'er. Herudover bemærkes blot, at trendernes forklaringsbidrag er stort set det samme uanset værdi af σ , og at den altovervejende drivende kraft i bevægelserne i L^+ er produktionen; for lille σ har udviklingen i K dog også en vis forklaringskraft.

For K -graferne ses større forskelle. *For det første* bemærkes, at udviklingen i selve K^* ændres mærkbart: Med lille σ er bevægelsen i K^* næsten udelukkende bestemt af ændringer i Y (og bevægelserne er dermed næsten sammenfaldende med bevægelserne i L^+), mens der med en stor σ kommer et væsentligt forklaringsbidrag fra ændringen i de relative faktorpriser; herved bliver bevægelserne i K^* delvis løsrevet fra bevægelserne i Y (og L^+). *For det andet* ses det, at trendernes forklaringsbidrag er væsentligt større med høj σ end med lille.

Ved vurderingen af trendernes forklaringsbidrag til K^* bør det bemærkes, at det ikke alene er trenden i K 's og i L 's effektivitet, jf. figur 3.1, der indgår, men også priselasticiteternes størrelse, evt. jf. afsnit 4 – relation (4.1). Her skal blot nævnes, at med høj σ (stor prisleedsomhed) vil forklaringsbidraget fra L 's effektivitetsindeks til K^* alt andet lige være ret stort, mens forklaringsbidraget fra trenderne med en meget lille σ stort set udelukkende vil komme fra K 's egen effektivitetsudvikling.

3.2. Betydning af trendspecifikationen – kvadratiske eller knækkede trender ?

Det har været argumenteret, at knækkede trender dels kunne give anledning til andre estimater af σ , dels give anledning til mere letfortolkelige forløb af trenderne – dette sidste ikke mindst i forbindelse med fremskrivninger.

Problemstilling er tidligere undersøgt.³ Konklusionen var, at der tilsyneladende *ikke* er noget at hente med knækkede (lineære) trender (andet end evt. en bedre historisk beskrivelse, hvis tilstrækkeligt mange knækpunkter tillades). Undersøgelsen blev imidlertid foretaget med en lidt anden specifikation, hvorfor problemstillingen kort skal tages op igen.

I praksis er et problem ved brug af knækkede trender, at knæktidspunkterne ikke er kendt – hverken antallet eller dateringen – og en komplet analyse kan derfor være særdeles tidskrævende. Et andet aspekt ved brugen af knækkede

³Jf. modelgruppepapiret af John Smidt, Thomas Thomsen og Karsten Theil Hansen *Mere om faktorefterspørgslen*, d. 28 juli 1994.

trender er, om det overhovedet er plausibelt, at den teknologiske udviklingshastighed (hvis det er det, der er tolkningen af vækstraten i effektivitetstrenderne) ændres i spring. Det kunne argumenteres, at trender netop fanger noget, der udvikler sig *trægt*.

Nedenfor er vist estimationer af *nm*-erhvervet, idet der er anvendt:

- I *Kvadratiske trender* i både *K*- og *L*-ligningen
- II *Knækkede, lineære trender* i *K*- og *L*-ligningen. Knæktidspunkterne er mellem 1974 og -75 samt mellem 1981 og -82 for *K*'s vedkommende og mellem 1966 og -67 samt mellem 1974 og -75 for *L*'s vedkommende⁴
- III *Kvadratisk trend* i *K*-ligningen og *knækket trend* i *L*; trenden knækker mellem 1974 og -75 samt mellem 1981 og -82⁵

Det bemærkes, at estimationerne med knækkede trender naturligvis er afhængig af de valgte knæktidspunkter. En finere afsøgning af mulige knæktidspunkter ville uden tvivl give anledning til en bedre historisk forklaringssevne, men det bør dog erindres, at knæktidspunkterne herved reelt bliver estimerede og derved spiser frihedsgrader, hvilket ikke vil fremgå af estimationsoutputtet. Også en forøgelse af det maksimale antal knækpunkter ville naturligvis øge den historiske forklaringskraft.

Tabel 3.3. Estimation af *nm*-erhvervet. Forskellig trendspecifikation

	Priselasticitet (1990)	1. års- effekt	2. års- effekt	Tilpasn. hast.	ρ	Vækst i eff. indeks		s	DW		
	<i>pk</i>	<i>pl</i>				1960	1990				
I	K -0.34	0.34	0.29	•	0.52	0.64	2.9	-5.5	1.47	2.01	$\sigma=0.42$ (0.13) logl = 169.52
	L 0.06	-0.06	0.63	0.23	•	0.74	10.2	-0.5	2.38	1.69	
II	K -0.39	0.39	0.30	•	0.55	0.64	1.1	-5.2	1.48	2.02	$\sigma=0.48$ (0.14) logl = 177.23
	L 0.09	-0.09	0.63	0.25	•	0.19	6.7	0.5	1.97	1.63	
III	K -0.36	0.36	0.29	•	0.53	0.61	3.2	-5.7	1.45	2.01	$\sigma=0.45$ (0.12) logl = 177.21
	L 0.06	-0.06	0.63	0.25	•	0.21	6.7	0.3	1.96	1.64	

Det fremgår af tabellen, at estimatet af σ for praktiske formål er det samme med de tre specifikationer af trenderne. Et klart positivt aspekt ved de knækkede trender er, at ρ i *L*-ligningen bliver meget lille (og insignifikant). Forklaringssevnen er, som det fremgår, lidt bedre med knækket trend i *L*-

⁴Alle kombinationer af 0, 1 og 2 knæktidspunkter i hver ligning efter 1966, efter 1974 og efter 1981 er undersøgt og den viste kombination er den, der giver den højeste likelihood-værdi.

⁵Denne kombination giver største likelihood-værdi. Anvendes samme knæktidspunkt for *L*'s trend som i estimation II fås en væsentligt lavere likelihood-værdi (164 mod 177). Det kan i øvrigt bemærkes, at trenden i de nuværende beskæftigelses ligninger vha. af grid-search er fundet til at knække mellem 1975 og -76 samt mellem 1981 og -82 (jf. figur 1.1).

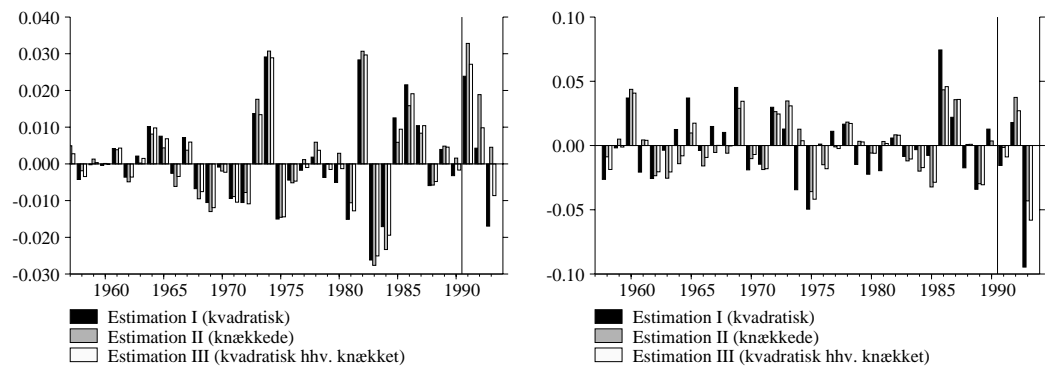
ligningen (estimation II eller III), mens det tilsyneladende er ligegyldigt om K 's trend specificeres knækket eller kvadratisk; kun forklaringsvnen i L -ligningen påvirkes.

Nedenstående figur viser residualerne fra de 3 estimationer.

Figur 3.3. Residualer i nm -erhvervet. Forskellige trendspecifikationer

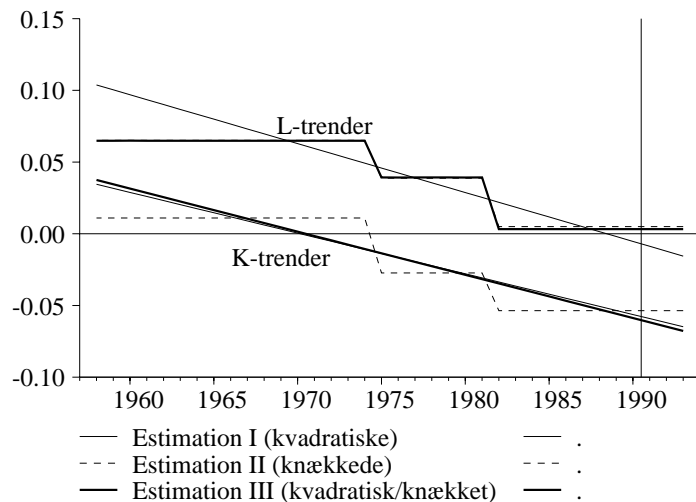
Kapital-ligning

Arbejdskraftligning



Nok så interessant er det resulterende estimat af effektivitetsindeksene; vækstraten i disse fremgår af nedenstående figur:

Figur 3.4. Vækst i effektivitetsindeks i nm -erhvervet. Forskellige trendspecifikationer



Det fremgår, at effektivitetsindeksene for praktiske formål bliver de samme: De knækkede trender kan opfattes som approksimation af de kvadratiske – eller omvendt. Den implicerede fremskrivning er for alle praktiske formål den samme.

Resultaterne for *nm*-erhvervet, der er præsenteret her, må siges at være helt i overensstemmelse med de tidligere fundne, jf. referencen i fodnote 3.

I bilag 1 er bragt estimationer af erhvervene *nf*, *nk* og *nq*.

Estimationerne for *nf*-erhvervet viser en stor variation i estimatet af dels σ , dels trenderne afhængig af trendspecifikation. Forklaringsevnen i *L*-ligningen bliver lidt bedre og i *K*-ligningen lidt dårligere af at anvende knækkede trender. I én specifikation bliver estimatet af ρ i *K*-ligningen uacceptabelt stort med knækkede trender.

Estimationerne for *nk*-erhvervet giver nogenlunde samstemmende resultater for σ og trender uafhængig af trendspecifikation, dvs. stort set svarende til resultatet for *nm*-erhvervet. Forklaringsevnen i *L*-ligningen bliver lidt dårligere og i *K*-ligningen lidt bedre af at anvende knækkede trender (dvs. modsat af *nf*-erhvervet).

Estimationerne for *nq*-erhvervet giver væsentligt større estimat af σ med knækkede trender frem for de kubistiske, der har været foreslået (0.86-0.88 mod 0.33). Trendestimatet bliver imidlertid helt uacceptabelt, ligesom ρ i *K*-ligningen bliver meget større. Forklaringskraften bliver væsentligt ringere i *K*-ligningen og lidt bedre i *L*-ligningen, når de knækkede trender anvendes.

Alt i alt er det på baggrund af de 4 undersøgte erhverv, *nm*, *nf*, *nk* og *nq* vanskeligt at sige noget generelt om betydningen for historisk forklaringsevne, betydningen for estimatet af σ eller for estimatet af trenderne af at anvende knækkede trender fremfor kvadratiske. Det kan ikke afvises, at knækkede trender kan være mere hensigtsmæssige, men det synes på den anden side ikke påvist tilstrækkelig overbevisende. I nogle tilfælde giver de knækkede trender uacceptable resultater (estimatet af trenderne i *nq*-erhvervet, estimatet af ρ i *nf*-erhvervet) og i andre tilfælde er forskellen til de kvadratiske ikke stor (*nm*- og *nk*-erhvervet).

På denne baggrund anbefales det at anvende den kvadratiske specifikation til den kommende modelversion. Problemerne og mulighederne i anvendelsen af knækkede trender kan passende være én blandt mange problemstillinger i det videre arbejde med faktorefterspørgslen. Konklusionen om den mest rimelige specifikation af trenderne hænger uden tvivl blandt andet sammen med andre (og meget mere væsentlige!) spørgsmål om introduktion af bygningskapital, behandlingen af materialer osv.

4. Effektivitetsindeksene i (lange) fremskrivninger og multiplikatorer

Sammenhængen mellem K^* og udviklingen i effektivitetsindeksene er følgende:

$$\dot{K}^* = -(pe_{KK} + 1)\dot{e}_K - pe_{KL}\dot{e}_L \quad (4.1)$$

hvor pe_{KK} hhv. pe_{KL} er kapitalens egen- hhv. krydspriselasticitet, og \dot{e}_K hhv. \dot{e}_L er vækstraten i K 's hhv. L 's effektivitetsindeks. En helt tilsvarende sammenhæng gælder for L^* , idet der blot byttes rundt på alle fodtegn.

Af relation (4.1) fremgår det, at der både er en direkte og en indirekte effekt på K^* af K 's egen effektivitetsudvikling. Den direkte effekt indebærer, at en forbedret effektivitet ($\dot{e}_K > 0$) vil medføre, at der spares på det observerede K ; dette giver isoleret en 1 til 1 besparelse, jf. et-tallet i parentes. Imidlertid vil det være optimalt at anvende noget af den forbedrede effektivitet i K til at spare på L – og dermed altså spare lidt mindre på K . Dette giver en modificerende effekt af K 's effektivitetstrend, jf. leddet pe_{KK} (bemærk, at pe_{KK} er negativ).

Samtidig ses af relation (4.1), at udviklingen i L 's effektivitetsindeks påvirker K^* . Hvis trenden i L er voksende ($\dot{e}_L > 0$), er denne påvirkning negativ (da $pe_{KL} > 0$). Tolkningen heraf er, at en øget effektivitet i L dels bruges til at spare på L selv, dels til at spare på K ; hvor stor del af besparelsesmuligheden, der anvendes på K , afhænger af substitutionsmulighederne, repræsenteret ved pe_{KL} .

Relation (4.1) kan, da $pe_{KL} = -pe_{KK}$, alternativt skrives:

$$\dot{K}^* = -\dot{e}_K + pe_{KK}(\dot{e}_L - \dot{e}_K) \quad (4.1')$$

Det kan bemærkes, at når estimatet af σ går imod 0, vil pris- og krydspriselasticiteterne blive nul, hvorfor sammenhængen (4.1) reducerer til:

$$\dot{K}^* = -\dot{e}_K \quad (4.2)$$

(og tilsvarende naturligvis for L^*).

Den langsigtede udviklingen i kapitalapparat (og arbejdskraft) afhænger naturligvis ikke alene af effektivitetstrenderne, men også af produktion og de relative faktorpriser. En total-dekomponering af udviklingen af K^* er følgende (der let specialiserer til (4.1)):

$$\dot{K}^* = \dot{Y} - \dot{e}_K + pe_{KK}(\dot{p}_K - \dot{e}_K) + pe_{KL}(\dot{p}_L - \dot{e}_L) \quad (4.3)$$

Af (4.3) fremgår det, at udviklingen i de *effektive priser* spiller en afgørende rolle. Det er eksempelvis ligegyldigt for udviklingen i K^* om lønnen øges 1%, eller om L 's effektivitet falder 1% – begge dele øger den effektive løn, hvilket alt andet lige øger K^* . (Vi har her en intuitiv forklaring på, hvorfor *pris*-elasticiteterne indgår i *trendernes* forklaringsbidrag.) Tilsvarende vil en identisk vækstrate i løn og L 's effektivitet ($p_L = \dot{e}_L$) efterlade den effektive løn – og dermed K^* – uændret. Hvis begge effektive priser er konstante forenkler (4.3) til:

$$\dot{K}^* = \dot{Y} - \dot{e}_K \quad (4.3')$$

Det bemærkes, at der kan opskrives helt tilsvarende udtryk for L^* , men at udtrykket for L^+ ikke umiddelbart kan skrives så simpelt. For udviklingen i L^+

henvises derfor til numeriske beregninger jf. fx nedenstående tabel 4.1.

Den ultimative interesse er naturligvis ikke K^* (eller L^+), men derimod udviklingen i det observerede K hhv. det observerede L . Disse størrelser afhænger generelt foruden af udviklingen i K^* hhv. L^+ af kortsigtsparametrene. Dog følger følgende simple steady-state sammenhænge af fejlkorrektionsmodellen for K :

$$\dot{K} = \dot{K}^* \quad (4.4)$$

$$\log\left(\frac{K^*}{K}\right) = \frac{1-\gamma_1}{\gamma_0} \cdot g \quad (4.5)$$

hvor g er steady-state vækstraten (vækstraten i produktionen, Y).

Eksempel på forskellige vækstforløb og multiplikatorer

I nedenstående tabel 4.1 opstilles en række stiliserede forløb, der viser udviklingen i $K^{(*)}$ og $L^{(+)}$ under forskellige antagelser om forløbet for effektivitetstrender, produktion og faktorpriser. *Første del af tabellen* kan enten tages som eksempel på, hvorledes K hhv. L vil forløbe i en fremskrivning (afhængig af forløbet af de eksogene størrelser, eller den kan opfattes som en "multiplikator"-tabel, der viser effekten af at ændre på en (eller flere) eksogene ved at trække rækkerne fra hinanden. *Anden del af tabellen* indeholder simple niveau multiplikatorer for primært priser og effektivitetstrender.

**Tabel 4.1. Stiliseret, langsigtet udvikling i K og L .
Forskellig udviklinger i de eksogene størrelser**

Betegnelse	Langsigtet vækst i				Niveau			Steady vækst				
	K	K^*	L	L^+	K/Y	L	K/K^*	Y	p_k	p_l	e_K	e_L
<i>Vækst-forløb</i>	- % p.a. -							- % p.a. -				
1. Stationary state	0.0	0.0	0.0	0.0	1.00	1.00	1.00	0	0	0	0	0
2. Steady state, $g=2\%$	2.0	2.0	2.0	2.0	0.97	1.00	0.97	2	0	0	0	0
3. SS, $g=\dot{e}_K=\dot{e}_L=2\%$	0.0	0.0	0.0	0.0	(0.54)	1.00	1.00	2	0	0	2	2
4. Uændret effek. løn	0.0	0.0	-2.0	-2.0	1.00	(0.55)	1.00	0	0	2	0	2
5. Ikke balanceret vækst	(5.3)	(5.4)	(-0.1)	(-0.1)	(3.27)	(0.92)	(0.93)	1	2	5	-5	2
6. Ditto	(5.2)	(5.3)	(-0.8)	(-0.8)	(3.20)	(0.73)	(0.93)	1	2	5	-5	3
<i>Niveau-ændringer</i> (saml. med SS, $g=0\%$)												
7. Y op 1%	0.0	0.0	0.0	0.0	1.00	1.01	1.00	0	0	0	0	0
8. p_L op 10%	0.0	0.0	0.0	0.0	1.03	0.99	1.00	0	0	0	0	0
9. e_L ned 10 %	0.0	0.0	0.0	0.0	1.03	1.09	1.00	0	0	0	0	0
10. p_L og e_L op 10%	0.0	0.0	0.0	0.0	1.00	0.91	1.00	0	0	0	0	0

Anm. Tal i () indikerer, at størrelsen ikke konvergerer mod nogen helt konstant størrelse.

Beregningerne i tabel 4.1 er foretaget under antagelse om en række parameter-værdier (σ , omkostningsandele og kortsigtsparametre), der kan opfattes som typiske for de erhverv, der i skrivende stund foreligger "endelige" estimationer for. Konkret er antaget, at $\sigma = 0.35$ og s_K (kapitalens omkostningsandel) = 0.25. Kortsigtsparametrene er i K -ligningen: 1. år = 0.30, tilpasning = 0.50, og i L -ligningen 1. år: 0.65, 2. år 0.20 og 3. år 0.15.

Tabellens resultater kan kort opsummeres:

I *stationary state* med konstante effektivitetsindeks (1. række) vil både K^* , K , L og L^+ være konstante og K/K^* -forholdet vil være 1.

I en *steady state*, hvor Y vokser 2% p.a. (2. række) vil K^* , K , L og L^+ vokse med samme vækstrate. Som følge af fejlkorrektions-specifikationen vil K "halte bag efter" K^* , således at K/K^* -forholdet vil blive permanent (og konstant) mindre end 1.

I en *steady state*, hvor begge effektivitetsindeks vokser med samme vækstrate som produktionen (3. række) vil vækstraten i K^* , K , L og L^+ være lig 0. Den større produktion kan produceres med den samme faktorindsats, fordi faktorerne er blevet mere effektive. Samtidig sker der ingen forskydninger i faktorforholdet, da det effektive faktorpris-forhold ikke ændres. Som følge af, at K (og L) er uændrede, mens Y vokser, vil K/Y -forholdet være stadigt faldende; efter 30 år er forholdet næsten halveret (hvilket er modstykket til, at Y er næsten fordoblet (jf. $1.02^{30} = 1.81$)).

Række 4 illustrerer et forløb med *ens vækstrate i løn og arbejdskraftens effektivitetsindeks* – dvs. et forløb, hvor den *effektive løn er uændret*. Det fremgår, at dette forløb indebærer uændret K og K^* (også jf. relation (4.3)), mens L og L^+ reduceres med samme vækstrate som effektiviteten stiger. Dette indebærer, at niveauet for L er stadigt faldende – efter 30 år næsten halveret.

Rækkerne 5 og 6 viser effekten af *ikke balancerede vækstforløb*. Med ikke balanceret forstås her, at den relative faktorpris ikke er konstant – hverken i observerede eller effektive enheder, ligesom vækstraten i produktionen ikke simpelt modsvarer af vækst i effektivitetsindeksene. Forskellen på række 5 og 6 er udelukkende vækstraten i arbejdskraftens effektivitetsindeks; begge forløb indebærer til stigning i lønnen i forhold til usercost – både i observerede og i effektive enheder. Det fremgår, at disse forløb med ikke balanceret vækst *ikke* konvergerer mod konstante vækstrater eller niveauer for nogle af de viste størrelser; dog kan K/K^* -forholdet for praktiske formål opfattes som konstant. Det bemærkes, at forløbene giver anledning til et stigende K/Y -forhold og samtidigt et fald i L ; dette er i overensstemmelse med, at den relative faktorpris forskyder sig til fordel for K .

I rækkerne 7-10 er vist forløb, hvor *niveauet* for én eller flere eksogene er ændret permanent i forhold til ligevægtsforløbet med stationary state. Alle vækstrater er derfor, som det fremgår af tabellen, lig med 0. Ved at trække

størrelserne i række 1 fra række 7-10 fås *effekten* på (niveauet for) K , K^* , L , og L^+ .

Række 7 viser (efter fratræk af række 1), at effekten af en permanent forøgelse af Y på 1% (naturligvis) er en forøgelse af L og K med samme %. Herved efterlades K/Y -forholdet uændret, ligesom K/K^* -forholdet ikke påvirkes.

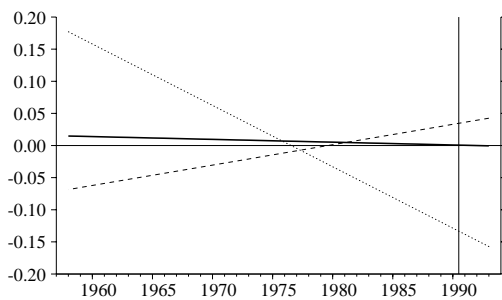
Række 8 viser (efter fratræk af række 1), at en permanent forøgelse af p_L på 10% øger K (og dermed K/Y -forholder) med 3%, og sænker L med 1%. Disse størrelsesordener afspejler den givne σ og omkostningsandele.

I række 9 er arbejdskraftens effektivitet sænket 10%. Dette kan sammenlignes med række 8, idet den effektive løn er den samme i de to forløb, og i overensstemmelse med relation (4.3) er K ($/Y$ -forholdet) derfor identisk i disse to forløb. Betydningen for L kan også aflæses af relation (4.3) (idet alle fodtegn skiftes fra K til L (og omvendt)). Herved fremgår det, at "substitutionseffekten" af at øge p_L 10% eller sænke e_L 10% er den samme – jf. sidste led i (4.3). Imidlertid optræder i sidste tilfælde en direkte "effektivitetseffekt" med en effekt på 1 til 1 – jf. andet led $-e_L$. Den samlede effekt på L af en forøgelse af e_L kan altså opfattes som -1% (fra prisvirkningen) + 10% (fra den direkte effektivitetsvirkning) = $+9\%$.

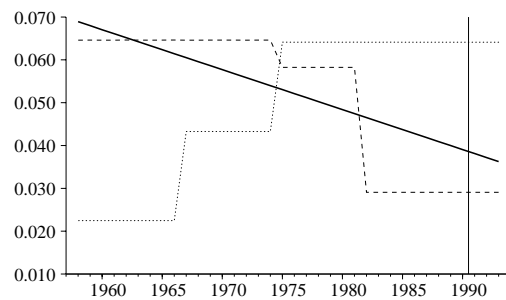
Endelig viser række 10 (efter fratræk af række 1) effekten af en samtidig stigning i p_L og e_L . Det fremgår (i overensstemmelse med (4.3)), at K/Y -forholdet ikke påvirkes. For effekten på L bemærkes, at $1/1.10 = 0.91$.

Bilag 1. Forskellig trendspecifikation i erhvervene *nf*, *nk* og *nq**nf*-erhvervet**Tabel 1.A. Estimation af *nf*-erhvervet. Forskellig trendspecifikation**

	Priselasticitet (1990)	1. års- effekt	2. års- effekt	Tilpasn. hast.	ρ	Vækst i eff. indeks 1960 1990	s	DW			
	<i>pk</i>	<i>pl</i>									
I	K -0.46	0.46	0.23	•	0.36	0.59	1.4	0.1	1.72	1.96	$\sigma=0.61$ (0.21) logl = 156.82
	L 0.15	-0.15	0.44	0.31	•	0.61	6.9	4.0	3.33	1.14	
II	K -0.67	0.67	0.20	•	0.31	0.60	17.1	-12.1	1.67	2.19	$\sigma=0.88$ (0.07) logl = 157.02
	L 0.22	-0.22	0.42	0.32	•	0.64	2.3	6.6	3.23	1.20	
III	K -0.04	0.04	0.19	•	0.27	0.93	-6.0	3.4	1.81	2.27	$\sigma=0.06$ (0.09) logl = 159.661
	L 0.01	-0.01	0.42	0.31	•	0.55	6.7	2.3	2.64	1.32	

Anm. I Begge effektivitetsindeks specificeret som *kvadratiske*II K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 66 og efter 74 (dvs. alternativt knæktidspunkt)III K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 74 og efter 81 (dvs. "optimum")**Figur 1.A. Effektivitetsindeks i *nf*-erhvervet.****Kapital ligning**

— I Kvadratisk L-trend - sigma=0.61
 II Knækket L-trend (1966/74) - sigma=0.88
 --- III Knækket L-trend (1974/81) - sigma=0.45

Arbejdskraft ligning

— I Kvadratisk L-trend - sigma=0.61
 II Knækket L-trend (1966/74) - sigma=0.88
 --- III Knækket L-trend (1974/81) - sigma=0.45

nf-erhvervet

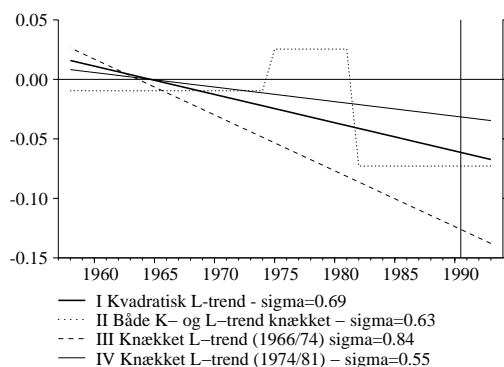
Tabel 1.B. Estimation af *nk*-erhvervet. Forskellig trendspecifikation

	Priselasticitet (1990)	1. års- effekt	2. års- effekt	Tilpasn. hast.	ρ	Vækst i eff. indeks 1960 1990	s	DW				
	pk	pl										
I	K	-0.48	0.48	0.20	•	0.55	0.74	1.1	-5.8	2.33	2.10	$\sigma=0.69$ (0.25) logl = 153.95
	L	0.14	-0.14	0.45	0.36	•	0.69	14.0	0.8	2.86	1.25	
II	K	-0.43	0.43	0.14	•	0.41	0.23	-1.0	-7.0	2.00	1.86	$\sigma=0.63$ (0.13) logl = 164.18
	L	0.14	-0.14	0.43	0.35	•	0.68	9.9	3.0	2.50	1.44	
III	K	-0.58	0.58	0.17	•	0.46	0.57	1.7	-11.6	2.25	1.99	$\sigma=0.84$ (0.11) logl = 157.21
	L	0.19	-0.19	0.45	0.37	•	0.73	6.7	5.1	2.57	1.38	
IV	K	-0.38	0.38	0.21	•	0.54	0.58	0.6	-3.1	2.34	1.87	$\sigma=0.55$ (0.22) logl = 159.52
	L	0.16	-0.16	0.45	0.36	•	0.66	10.7	1.4	2.49	1.45	

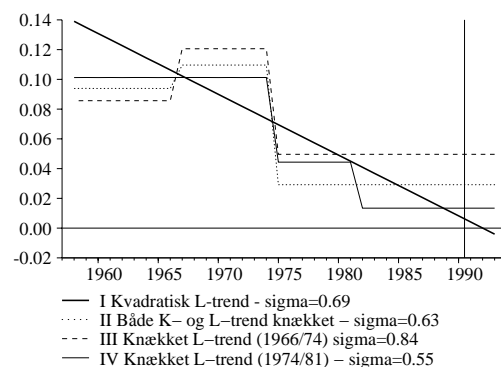
Anm. I Begge effektivitetsindeks specificeret som *kvadratiske*
 II Begge effektivitetsindeks specificeret som *knækkede trender*. K's knækker efter 74 og efter 81, mens L's knækker efter 66 og efter 74
 III K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 66 og efter 74 (dvs. samme knæktidspunkter som II)
 IV K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 74 og efter 81 (dvs. de "optimale" knæktidspunkter)

Figur 1.B. Effektivitetsindeks i *nk*-erhvervet.

Kapitalligning



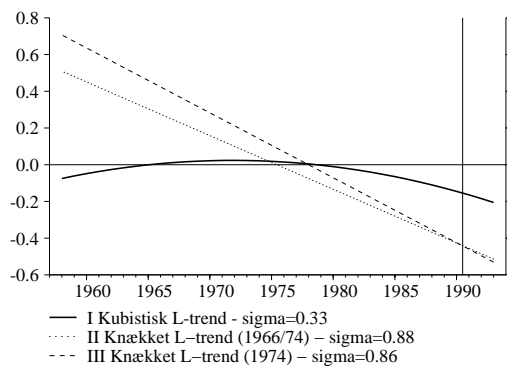
Arbejdskraftligning



Tabel 1.C. Estimation af nq-erhvervet. Forskellig trendspecifikation

	Priselasticitet (1990)	1. års- effekt	2. års- effekt	Tilpasn. hast.	ρ	Vækst i eff. indeks 1960 1990	s	DW		
	pk	pl								
I	K	-0.27	0.27	0.23	•	0.57	0.01	-4.8 -13.5	1.47 1.73	$\sigma=0.33$ (0.07) logl = 177.14
	L	0.05	-0.05	0.58	0.27	•	0.73	5.7 -3.0	2.02 1.10	
II	K	-0.72	0.72	0.23	•	0.35	0.67	57.0 -34.7	2.03 1.94	$\sigma=0.88$ (0.07) logl = 171.18
	L	0.16	-0.16	0.57	0.20	•	0.58	-2.5 4.4	1.75 1.46	
III	K	-0.70	0.70	0.23	•	0.37	0.85	88.9 -34.6	2.09 2.11	$\sigma=0.86$ (0.05) logl = 167.78
	L	0.16	-0.16	0.59	0.23	•	0.83	9.1 4.44	1.81 1.41	

Anm. I Begge effektivitetsindeks specificeret som *kubistiske*
 II K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 66 og efter 74 (dvs. "optimum")
 III K's effektivitetsindeks er *kvadratisk*, mens L's *knækker* efter 74 (dvs. næstbedste knæk-mulighed)

Figur 1.C. Effektivitetsindeks i nq-erhvervet.**Kapitalligning****Arbejdskraftligning**