

## Ligninger for erhvervenes efterspørgsel efter bygningskapital

### Resumé:

*Papiret præsenterer (forslag til) nye ligninger for erhvervenes efterspørgsel efter bygningskapital og afledte ligninger for bygningsinvesteringerne. I ligningerne benyttes nationalregnskabets nye serier for bygningskapital og (med disse konsistente) nye usercost-udtryk.*

*Kernen i efterspørgselsligningerne er en ad-hoc antagelse om, at der er en langsigtet sammenhæng mellem bygningskapital, produktionsværdi og real usercost givet ved en usercost-følsom kapitalkvote.*

*Med dynamisering ved den simple fejlkorrektionsmodel fås generelt (i) upræcise estimater, ofte med forkerte fortegn, (ii) meget langsom tilpasning og (iii) trendede og autokorrelerede restled. Dette imødekommes ved (i) at binde hældningskoefficienterne til at være de samme i alle erhverv, (ii) at restrikttere tilpasningsparameteren til være 0.1 og (iii) at specificere tidsvarierende effektivitetsindeks og AR(1)-proces i restleddene.*

*I ligningerne, der foreslås, opnås en aggregeret langsigtet egenpriselasticitet på ca. -0.18 mod -0.13 (i 1992) i den nuværende modelversion.*

---

mmp13697.wp

Nøgleord: Faktorefterspørgsel, bygningskapital, investeringer, trends

*Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.*

## 1. Indledning.

I nærværende papir præsenteres – for de 16 erhverv  $a, ng, ne, nf, nn, nb, nm, nt, nk, nq, b, qh, qs, qt, qf$  og  $qq$  – forslag til ligninger for efterspørgselen efter bygningskapital og afledte ligninger for bygningsinvesteringer.

Papiret er en forlængelse af modelgruppepapir LLR+MMP 23. august 1996, hvor det blev søgt at estimere en niveau-relation for  $xx$ -aggregatets efterspørgsel efter bygningskapital. Det skete på basis af følgende ad-hoc fejlkorrektions-relation:

$$\begin{aligned} D\log(fKb_{xx}) = & \alpha_0 + \alpha_1 D\log(fX_{xx}) + \alpha_2 D\left(\frac{uib_{xx}}{p_{xxx}}\right) \\ & - \lambda \left[ \log\left(\frac{fKb_{xx}}{fX_{xx}}\right) - \beta \left(\frac{uib_{xx}}{p_{xxx}}\right) \right]_{-1} \end{aligned} \quad (1)$$

$fKb_{xx}$	Bygningskapital, $xx$ -aggregatet
$fX_{xx}$	Produktionsværdi, $xx$ -aggregatet
$uib_{xx}$	Bygningsusercost, $xx$ -aggregatet
$p_{xxx}$	Sektorpris, $xx$ -aggregatet

For at rekapitulere, så viste estimationsresultaterne bl.a., at residualerne var stærkt autokorrelerede og trendede. Dette blev søgt imødekommet ved følgende tre alternative specifikationer:

- Inddragelse af den laggede endogene (vækstraten i bygningskapitalen) på højresiden,
- modellering af en AR(1)-proces i restleddene,
- inddragelse af en polynomisk trend på højresiden.

Alle tre specifikationer gav væsentligt pænere residualer. Ved modelleringen af en AR(1)-proces i restleddene var estimatet for autokorrelationskoefficienten dog tæt på én, og den inddragne polynomiske trend skulle helt op i 7. orden for at få bugt med de grimme residualer. Løsningen med inddragelsen af den laggede endogene var dog heller ikke problemfri, idet den gav overshooting i multiplikatorer. Denne overshooting kunne dog fjernes ved en (ikke-lineær) parameterrestriktion.

Uanset "løsningsmetode" var det ikke muligt at få et korrekt fortegn til det kortsigtede gennemslag fra usercost, hvorfor parameteren  $\alpha_2$  blev sat til nul.

Ovennævnte estimationer byggede alle på modelgruppens nuværende hjemmestrikkede tal for bygningskapital. Siden disse estimationer er nationalregnskabs serier for bygningskapital klargjort til estimation. Væsentligst er serierne forlænget tilbage i tid, og der er dannet nye usercost-udtryk, jf.

modelgruppepapir HCO+MMP 17. marts 1997.

I det følgende løftes sløret for estimationer på de nye tal.

## 2. Estimationsresultater

Estimation af 16 relationer af formen:

$$\text{Dlog}(fKbl_i) = \alpha_{0,i} + \alpha_i \text{Dlog}(fX_i) - \lambda_i \left[ \log\left(\frac{fKbl_i}{fX_i}\right) - \beta_i \left(\frac{uibl_i}{px_i}\right) \right]_{-1} \quad (2)$$

hvor suffix 1 angiver nye tal falder ikke umiddelbart heldigt ud. *For det første* fås generelt upræcise parametre, gerne med forkerte fortegn, *for det andet* estimeres urimeligt lange tilpasningshastigheder og *for det tredje* er residualerne trendede og autokorrelerede. (Estimationsresultaterne er ikke præsenteret).

Trods de skuffende indledende estimationsresultater er det dog alligevel valgt at fastholde skitsen (2), idet problemerne med upræcise estimater og forkerte fortegn til disse søges løst ved at binde hældningskoefficienterne, dvs. parametrene  $\lambda$ ,  $\alpha$  og  $\beta$  til at være de samme i alle erhverv. Desuden er det valgt at benytte en ren log-lineær specifikation ved at benytte  $\log(uibl_i/px_i)$  som regressor frem for  $uibl_i/px_i$ . Den tilhørende parameter,  $\beta$ , angiver da priselasticiteten.

Ser man i første omgang bort fra problemerne med misspecifikation (trendede og autokorrelerede residualer), giver fremgangsmåden følgende system af relationer:

$$\text{Dlog}(fKbl_i) = \alpha_{0,i} + \alpha \text{Dlog}(fX_i) - \lambda \left[ \log\left(\frac{fKbl_i}{fX_i}\right) - \beta \log\left(\frac{uibl_i}{px_i}\right) \right]_{-1} \quad (3)$$

Bemærk, at kun konstantleddet får lov at variere over erhvervene.<sup>1</sup> Gennem-

---

<sup>1</sup> Fremgangsmåden kræver parameterrestriktioner på tværs af ligningerne. Disse er pålagt ved ML-estimation på det stablede datasæt:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h(X_1, \gamma_1) \\ h(X_2, \gamma_2) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ h(X_m, \gamma_m) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \epsilon_m \end{bmatrix}, \quad y_i = \text{Dlog}(fKbl_i), \quad h(X_i, \gamma_i) = \alpha_{0,i} + \alpha \cdot \text{Dlog}(fX_i) - \lambda \cdot \left[ \log\left(\frac{fKbl_i}{fX_i}\right) - \beta \frac{uibl_i}{px_i} \right]_{-1}$$

slaget fra usercost er på forhånd restrikeret til at være nul i 1. år i alle erhverv.

Estimationsresultaterne fremgår af tabel 2.1 og figur 2.1. Af tabellen ses det, at der nu opnås korrekte fortegn til alle parametre.<sup>2</sup> Bemærk i øvrigt det relativt høje punkttestimat for den langsigtede priselasticitet. I de nuværende bygningsinvesteringsrelationer er denne kun ca. -0.13 (for året 1992, jf. tabel 8.1 i dokumentationen af ADAM, marts 1995). Jf. det lille estimat for  $\lambda$  forløber tilpasningen dog *meget* langsomt.

**Tabel 2.1 Estimation af (3)**

$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\bar{s}_{\ln Kbl} \cdot 100$	$s_{\Sigma flbl}$	lnL
0.0315*	0.0216*	-0.620*	1.51	1608	1683

anm:  $n = 1958 - 1992$

$\bar{s}_{\ln Kbl}$  angiver den gennemsnitlige spredning på  $\log(fKbl_i)$

$s_{\Sigma flbl}$  angiver spredningen på den afledte aggregerede investeringsrelation.

\* angiver, at punkttestimatet er større end 2 gange dets spredning

lnL angiver logaritmen til likelihood-værdien.

I figur 2.1 er (logaritmen til) den beregnede aggregerede *kapitalkvote*

Under normalfordelingsantagelsen er den tilhørende likelihood-funktion følgende:

$$\ln L = -16 \cdot T/2 \cdot (1 + \ln(2\pi)) - T/2 \ln |W|,$$

hvor  $T$  er antallet af observationer i hvert erhverv og  $W$  er ML-estimatoren for residualernes 16x16-dimensionelle kovariansmatrix.

Det antages her, at restleddenes er heteroskedastiske, men ukorrelerede over erhvervene og ukorrelerede over tid. Det giver følgende kovariansmatrix:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & . & . & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & . & 0 \\ . & 0 & . & . & . \\ . & . & . & . & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{16}^2 \end{bmatrix}$$

(Den fulde  $16 \cdot T \times 16 \cdot T$  kovariansmatrix antager da formen  $V = \Sigma \otimes I_T$ )

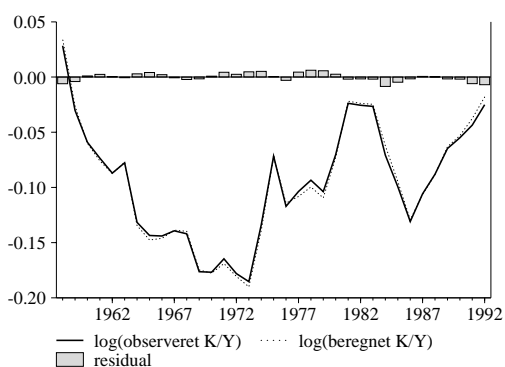
Som estimator for det  $m$ 'te diagonal-element i  $\Sigma$  benyttes  $s_{mm} = e_m' e_m / T$ , hvor  $e_m$  er restleddet fra den  $m$ 'te ligning.

<sup>2</sup> Det restrikerede system er dog i modstrid med data. Konkret giver de  $3 \cdot (16-1) = 45$  parameter-restriktioner et fald i log-likelihood-værdien på  $1817 - 1680 = 137$ . Dette giver en LR-teststørrelse på 274, der er  $\chi^2$ -fordelt med 45 frihedsgrader. Ved et test på 1% er den kritiske værdi 69.15.

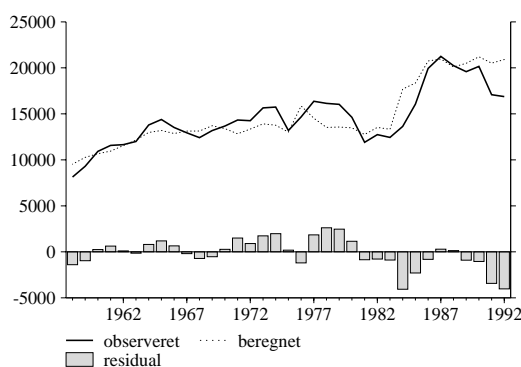
sammenholdt med observerede i diagrammet til venstre. Umiddelbart ser forklaringsvnen ud til at være ganske pæn, idet den beregnede kapitalkvot rammer den observerede ganske pænt. Residualerne synes dog at være autokorrelerede. I diagrammet til højre er de afledte beregnede aggregerede *bruttoinvesteringer* sammenholdt med de observerede.<sup>3</sup> Her er residualerne forholdsvis store. Det skyldes at bruttoinvesteringerne kun udgør en ganske lille del af kapitalmængden: Et lille residual i kapitalmængden og dermed – som i diagrammet til venstre – i log(kapitalkvoten) syner "blæst op", når det sammenholdes med investeringerne. Systematikken i residualerne er den samme i de to diagrammer.

**Figur 2.1 Forklaringsevne af (3)**

*Kapitalmængde*



*Bruttoinvesteringer*



Tabel 2.2. viser formelle test for misspecifikation af (3). Udgangspunktet for disse er et system af mere generelle relationer med en lineær trend og autokorrelation i restleddene – konkret følgende:

$$\begin{aligned} D\log(fKbl_i) &= \alpha_{0,i} + \alpha D\log(fX_i) \\ &- \lambda \left[ \log\left(\frac{fKbl_i}{fX_i}\right) - \beta \log\left(\frac{uibl_i}{px_i}\right) + \log(dt fKbl_i) \right]_{-1} + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (4)$$

hvor  $dt fKbl_i = \exp(\gamma_i \cdot t)$  og  $\epsilon_{i,t} = \rho_i \cdot \epsilon_{i,t-1}$

Ud fra dette system kan man teste systemet (3) gennem test af de  $16 + 16 = 32$  restriktioner  $\gamma_i = 0$ ,  $\rho_i = 0$ . Søjlen yderst til højre i tabel 2.2 viser resultatet af

<sup>3</sup> De afledte investeringer er beregnet som

$$E(\sum_i fbl_i) = \sum_i E(fKbl_i) - \sum_i fKbl_{i-1} + \sum_i fbl_{v_i},$$

hvor  $E(fKbl_i)$  er den forudsagte kapitalmængde i følge (3) og  $fbl_{v_i}$  er afgang af bygningskapital.

et LR-test for disse restriktioner. LR-teststørrelsen, der under nulhypotesen er  $\chi^2$ -fordelt med 32 frihedsgrader, er 434. Den tilhørende kritiske værdi ved et test på 5% er 45.9, så systemet (3) giver en klart ringere forklaringssevne end (4).

Det er også ud fra (4) undersøgt, om blot AR(1)-processerne i restleddene kan undværes ved et LR-test af de 16 restriktioner  $\rho_i = 0$ . Resultatet fremgår ligeledes af tabel 2.2. Restriktionerne afvises. Endelig er det ud fra (4) undersøgt, om blot lineære trende kan undværes ved et LR-test af de 16 restriktioner  $\gamma_i = 0$ . Også disse afvises.

**Tabel 2.2 Misspecifikationstest for (3)**

	Nulhypotese		
	$\rho_i = 0$	$\gamma_i = 0$	$\rho_i = \gamma_i = 0$
LR	169.08	60.40	434

5%-kritiske værdier i  $\chi^2$ -fordelingen: 26.3 (16 d.f.), 45.9 (32 d.f)

anm: De tre tests er formuleret med udgangspunkt i det generelle system (4) med frit estimerede  $\rho_i$ 'er og  $\eta_i$ 'er

På baggrund af misspecifikationstestene i (3) er det valgt at specificere ligningerne for bygningskapital med såvel AR(1)-processer i restleddene som tidsvariende effektivitetsindeks. Konkret er det valgt at modellere AR(1)-processer i restleddene i alle 16 erhverv, mens effektivitetsindeksene kun får lov at variere over tid i de erhverv, hvor deres variation er signifikant.

Inden resultatet af den konkrete formulering præsenteres, er det værd at bemærke, at relationen (4) implicerer følgende sammenhæng mellem kapital, real usercost, produktionsniveau og effektivitetsindeks i en stationær steady state:

$$fKbl_i^* = \kappa_i \cdot \frac{\left(\frac{uibl_i}{px_i}\right)^\beta fX_i}{dtfkbI_i}, \quad \kappa_i = \exp\left(\frac{\alpha_{0,i}}{\lambda(1-\rho_i)}\right) \quad (5)$$

Som relationen er skrevet op, kan leddet  $dtfkbI_i$  således fortolkes som et effektivitetsindeks på lige fod med effektivitetsindeksene i de nuværende (og kommende) relationer for efterspørgselen efter arbejdskraft og maskinkapital: En fordobling (halvering) af  $dtfkbI_i$  betyder, at der kræves den halve (dobbelte) faktorindsats for at nå den givne produktion i erhverv  $i$ .

I (4) er effektivitetsindeksene  $dtfkbI_i$  specificeret som eksponentielt *lineære* trends i niveauet for  $fKbl_i$  (svarende til lineære trends i  $\log(fKbl_i)$ ). Specifica-

tionen implicerer konstante vækstrater  $= \gamma_i \cdot 100$  % i effektivitetsindeksene. Til sammenligning er effektivitetsindeksene i ADAMs relationer for arbejdskraft og maskinkapital specificeret som eksponentielle *polynomiske* trends af 4. og 5. orden. Disse trends er dog pålagt restriktioner, der frembringer effektivitetsindeks med konstante (tidsafhængige) vækstrater i datas endepunkter. Og da trendene er (eksponentielle) *polynomier*, vil vækstraterne i de historiske effektivitetsindeks endvidere konvergere mod disse konstanter.

Specifikationen af  $dtfkbI_i$  i (4) kan i øvrigt fortolkes som et eksponentielt 3. grads polynomium pålagt tilsvarende restriktioner.<sup>4</sup>

Inddragelsen af en eksponentiel *lineær* trend i niveauet for  $fKbI_i$  i (4) blev alene anvendt til at teste, om der er behov for at specificere tidsafhængige effektivitetsindeks. Det er der i følge data. Så kan man jo gå et skridt videre og teste funktionsformen af denne tidsafhængighed. Det er gjort i tabel 2.3, hvor de tre søjler over den stiplede linje viser punkttestimater og forklaringsgrad ved estimation af (4) under følgende tre alternative specifikationer af effektivitetsindeksene:

- Eksponentielle 4. gradspolynomier i alle erhverv (søjlen under  $p = 4$ ). Polynomierne er pålagt to restriktioner, der – som i efterspørgselen efter arbejdskraft og maskinkapital – giver tidsafhængige vækstrater i effektivitetsindeksene i datas endepunkter. Det restrikerede polynomium kan skrives på formen  $z = \exp(\gamma_1 \cdot t + \gamma_2 \cdot t^2 + \gamma_3 \cdot t^3 + \gamma_4 \cdot t^4)$ , hvor  $t \in [0,1]$ ,  $\gamma_2 = 0$  og  $\gamma_4 = -0.5 \cdot \gamma_3$
- Eksponentielle 3. gradspolynomier i alle erhverv (søjlen under  $p = 3$ ). Polynomierne er pålagt to restriktioner, der giver tidsafhængige vækstrater i effektivitetsindeksene i datas endepunkter og falder således sammen med en eksponentiel lineær trend. Polynomiet er ækvivalent med det eksponentielle 4. grads polynomium ovenfor under den yderligere restriktion  $\gamma_3 = 0$ .
- Ingen tidsafhængighed af effektivitetsindeksene (søjlen under  $p = 0$ ). Denne specifikation er ækvivalent med det eksponentielle 4. grads polynomium ovenfor med de yderligere restriktioner  $\gamma_3 = \gamma_1 = 0$ .

---

<sup>4</sup>Et generelt eksponentielt 3. grads polynomium,  $z$ , kan skrives på formen  $\log(z) = \gamma_1 \cdot t + \gamma_2 \cdot t^2 + \gamma_3 \cdot t^3$ . Vækstraten i dette er  $d(\log(z))/dt = \gamma_1 + 2\gamma_2 \cdot t + 3\gamma_3 \cdot t^2$ . Denne er tidsafhængig, såfremt  $d^2(\log(z))/(dt)^2 = 2\gamma_2 + 6\gamma_3 \cdot t = 0$ . Tidsafhængigheden skal være opfyldt for to forskellige  $t$ ,  $t = t_0$  (datas startpunkt) og  $t = t_1$  (datas slutpunkt). Ved indsættelse af  $t_0$  og  $t_1$  for  $t$  fås to ligninger i  $\gamma_2$  og  $\gamma_3$ . Løsningen til disse er  $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ . Et eksponentielt 3. gradspolynomium pålagt tidsafhængige vækstrater i datas endepunkter er således sammenfaldende med en urestrikeret eksponentiel lineær trend.

**Tabel 2.3 Forklaringsgrad ved alternative kombinationer af effektivitetsindeks og tilpasningsparameter**

	p = 0	p = 3	p = 4
$\lambda$ fri, =	0.0371	0.0555	0.0564
$\beta$	-0.526	-0.304	-0.300
$\bar{\rho}$	0.612	0.502	0.432
lnL	1869.3	1899.5	1915.0
.....			
$\lambda = 0.1$			
$\beta$	-0.169	-0.184	-0.150
$\bar{\rho}$	0.7361	0.575	0.489
lnL	1850.0	1880.1	1899.4
$\lambda = 0.2$			
$\beta$	-0.0664	-0.0667	-0.0581
$\bar{\rho}$	0.826	0.747	0.667
lnL	1771.1	1794.2	1812.1
5%-kritiske værdier i $\chi^2$ -fordelingen: 3.84 (1 d.f.), 26.3 (16 d.f.), 45.9 (32 d.f)			

Det ses af tabellen, at forklaringsraden falder fra en log-likelihood-værdi på 1915.0 til en log-likelihood-værdi på 1899.5 ved at restriktore effektivitetsindeksene fra at være eksponentielle 4. grads polynomiske trends i alle erhverv til at være eksponentielle 3. grads polynomiske trends i alle erhverv. Et LR-test for den lavere polynomie-grad giver således en teststørrelse på 31, der under  $H_0$ :  $p = 3$  er  $\chi^2$ -fordelt med 16 frihedsgrader. Ved et test på 5% er den tilhørende kritiske værdi 26.3, hvorfor restriktionerne afvises. I følge data er det altså nødvendigt at specificere effektivitetsindekset ved et eksponentielt 4. grads polynomium i mindst ét erhverv.

Bemærk, at der for alle tre specificationer af effektivitetsindeksene opnås en langsigtet priselastisitet, der er væsentlig højere end priselastisiteten i ADAM i dag. Desværre forbliver tilpasningsparameteren meget lille. Teoretisk set er der intet i vejen for at implementere en lille tilpasningshastighed; men dels forekommer den ikke plausibel og dels imødekommer den ikke ønsket om en generel afkortning af lag-længden i ADAM. Det har derfor været søgt at restriktore  $\lambda$  til større værdier.

Konkret har det været søgt at estimere (4) under samme alternative trendspecificationer som listet ovenfor, men med restriktionen  $\lambda = 0.1$  hhv.  $\lambda = 0.2$ . Resultaterne af dette fremgår under den prikkede linje i tabel 2.3. En sammenligning af log-likelihood-værdierne over den prikkede linje med likelihood-værdierne under den prikkede linje afslører hurtigt, at begge restriktioner (dvs. såvel  $\lambda = 0.2$  som  $\lambda = 0.1$ ) er i klar modstrid med data, uanset specification af effektivitetsindeksene. Desuden falder estimatet for den langsigtede priselastisitet, når  $\lambda$  øges. For  $p = 4$  fås eksempelvis et (numerisk) fald i  $\beta$  på en faktor 5, når  $\lambda$  ændres fra det frie estimat til  $\lambda = 0.2$ . Dette fald bliver knap så drastisk, når  $\lambda$  restriktres til 0.1. Under alle omstændigheder koster det altså på forklaringsevnen at få mere tålelige værdier for tilpasningen.



For restriktionen  $\lambda = 0.2$  må disse endda vurderes til at være *for* store - ikke bare i form af den ringere forklaringssevne, men også i form af den meget lavere priselasticitet. Det er derfor valgt at restrikttere  $\lambda$  til 0.1.

Med udgangspunkt i  $\lambda = 0.1$  kan man så teste sig ned til en simpel struktur for effektivitetsindeksene, der samtidig ikke er i modstrid med data. Et indledende test for  $H_0: p = 3$  mod  $H_1: p = 4$  giver jf. tabel 2.3 et fald i log-likelihood-værdien 19.3, dvs. en LR-størrelse på 38.6. Hermed afvises  $H_0$ . Det er med andre ord nødvendigt med et eksponentielt 4. grads polynomium i mindst ét erhverv under restriktionen  $\lambda = 0.1$ . Som indikatorer for *hvilke* erhverv, der kræver denne specifikation, og hvilke, der ikke gør, er t-værdierne til parametrene i  $t^4$ -leddene,  $\gamma_4$ 'erne, anvendt. Ifølge disse er det alene erhvervene *nf, nk, b* og *qs*, der kræver eksponentielle 4. gradspolynomier. Et LR-test for at de øvrige erhverv kan klare sig med eksponentielle 3. grads polynomier (sammenfaldende med eksponentielle lineære trende, da de restriktres til at have tidsafhængige vækstrater i datas endepunkter) bliver da heller ikke afvist af data. Ud fra denne restriktede specifikation af effektivitetsindeksene kan man bruge de individuelle t-værdier hørende til  $t^3$ -leddene,  $\gamma_3$ 'erne, som indikatorer for en endnu simplere trend-specifikation. Ifølge disse t-værdier er det alene erhvervene *ng, nm, qt, qf* og *qq*, der kræver eksponentielle 3. gradspolynomier. For de øvrige erhverv, dvs. erhvervene *a, ne, nn, nb, nt, nq* og *qh*, indikerer t-værdierne, at tidsafhængige effektivitetsindeks kan undværes. Log-likelihood-værdien for denne nedkøgte trendspecifikation (4. gradspolynomier i erhvervene *nf, nk, b* og *qs*, lineære trende i erhvervene *ng, nm, qt, qf* og *qq* og tidsafhængighed i erhvervene *a, ne, nn, nb, nt, nq* og *qh*) er 1888.6. I forhold til specifikationen med 4. grads polynomier i alle erhverv giver dette et fald i likelihood-funktionen på 10.8. Det giver en LR-størrelse 21.6, der under  $H_0$  er  $\chi^2$ -fordelt med 19 frihedsgrader. Den kritiske værdi ved et test på 5% er 30.1. Den restriktede struktur af effektivitetsindeksene er således ikke i modstrid med data.

Estimationsresultaterne for (4) med den ovenfor anførte restriktede struktur af effektivitetsindeksene fremgår af tabel 2.4 og figur 2.2. Af tabellen ses det, at der opnås en langsigtet priselasticitet på ca. -0.18%.

**Tabel 2.4 Estimation af (4) med restriktede effektivitetsindeks \*\***

$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\bar{\rho}$	$\bar{s}_{\ln fkb1} \cdot 100$	$s_{\Sigma flbl}$	lnL
0.100	0.0457*	-0.178*	0.532*	0.961	901.43	1888.6

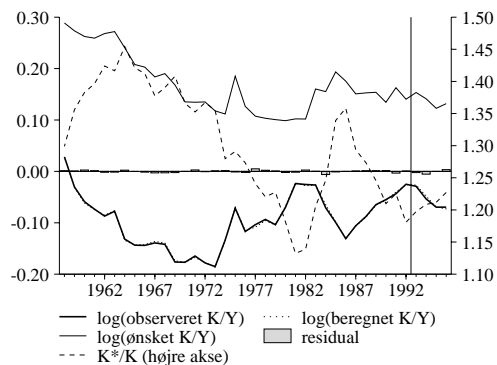
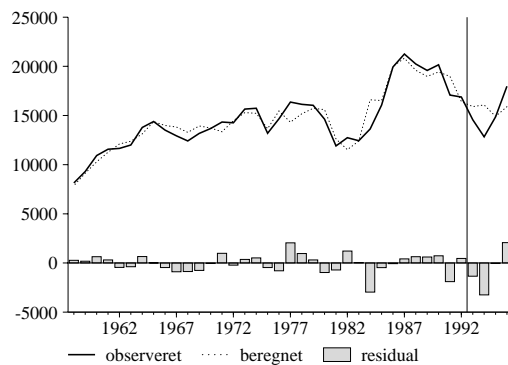
anm: Se tabel 2.1

\*\* Struktur af effektivitetsindeksene er følgende:

(Eksponentielt) 4. grads polynomium i erhvervene *nf, nk, b* og *qs*

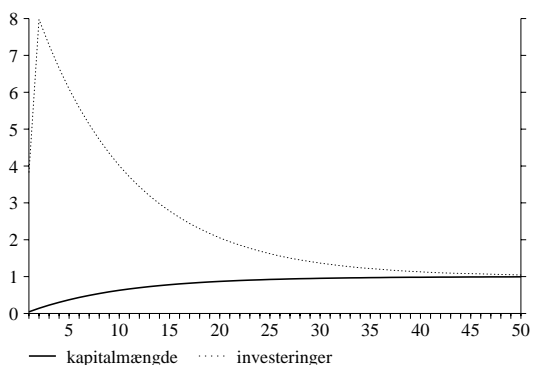
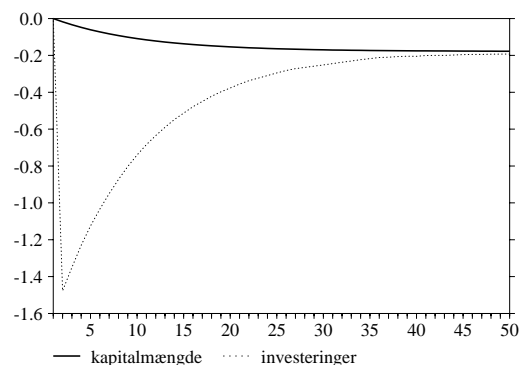
(Eksponentielt) 3. grads polynomium i erhvervene *ng, nm, qt, qf* og *qq*

Konstante i erhvervene *a, ne, nn, nb, nt, nq* og *qh*

**Figur 2.2 Forklaringsevne af (4) med restrikerede effektivitetsindeks***Kapitalmængde**Bruttoinvesteringer*

En sammenligning af figur 2.1 med figur 2.2 afslører, at den aggregerede investeringsrelation afledt af (4) er væsentlig kønnere end samme afledt af (3).

Relationernes aggregerede modelegenskaber fremgår af figur 2.4. Den langsigtede effekt af en forøgelse af produktionen med 1 procent er en tilsvarende forøgelse af bygningskapital og -bruttoinvesteringer, da alle relationerne er pålagt homogenitet. Den langsigtede effekt af en forøgelse af usercost med 1 procent er et fald i bygningskapital og -bruttoinvesteringer på knap 0.18 procent. Tilpasningstiden er lang, men ikke meget længere end i den nuværende modelversion (jf. figur 5.9 og 5.10 i dokumentationen af ADAM, oktober 1991).

**Figur 2.4 Elasticiteter***Effekt af forøgelse af produktionen med 1 procent**Effekt af forøgelse af usercost med 1 procent*

### 3. Konklusion

Systemet af relationer (4) med den ovenfor angivne struktur i effektivitetsindeksene vurderes at have acceptable aggregerede egenskaber, såvel statistiske som modelmæssige. Det forslås derfor, at modelligninger for bygningskapital og -investeringer i den kommende version af ADAM afledes fra dette system.

Det skal indrømmes, at disse relationer langt fra er fuldkomne. Mod forslaget kan man for det første invende, at *udgangspunktet* for relationerne er teoretisk utiltalende, idet de er formuleret ud fra en ad-hoc antagelse omkring sammenhængen mellem kapitalkvotient og reale usercost, hvor de burde være formuleret med udgangspunkt i optimerende adfærd under en passende fleksibel teknologi. For det andet kan man invende, at *resultatet* i form af en lang tilpasningstid ikke imødekommer ønsket om en generel afkortning af laglængden i ADAM.

Til den første indvending kan man svare, at forslaget er et ikke-tilbageskridt i forhold til de nuværende relationer, der er baseret på en lignende ad-hoc antagelse, og at inddragelsen af bygningskapitalen i et mere konsistent faktorefterspørgselssystem vil være tidskrævende, bl.a. fordi den vil gribe ind i modelleringen af efterspørgselen efter de øvrige produktionsfaktorer. Hvad angår den anden indvending – den om den lange tilpasningstid – så må det medgives, at forslaget ikke forkorter det i forvejen lange lag. Der er dog mindst tre forhold, der taler for at leve med et lag, der er en smule lidt længere end i den nuværende modelversion. For det første taler empirien stærkt imod en hurtigere tilpasningshastighed (jf. tabel 2.3). For det andet er den langsigtede priselasticitet noget højere end i den nuværende modelversion, hvorfor effekter fra usercost på kapitalmængde og investeringer på et tidspunkt i den dynamiske tilpasning vil dominere den lavere tilpasningshastighed. For det tredje indeholder forslaget niveau-relationer for såvel kapitalmængde og investeringer, mens de nuværende er ændringsrelationer i investeringer.

Der skal knyttes en kommentar til naturen af bruttoinvesteringsrelationerne. For at få konsistens mellem kapitalmængde og bruttoinvesteringer må sidstnævnte afledes af den dynamiske identitet, der siger, at ændring i kapitalmængde (nettoinvesteringer) er lig bruttoinvesteringer minus afgang. Da investeringerne er små i forhold til kapitalmængden (som følge af den lange overlevelsestid og dermed lille afgang), vil en lille variation i kapitalmængden give stor variation i investeringerne. Ved modelkørsler kan dette give meget volatile investeringer de første simulationsår ved store historiske uligevægte, og dette kan specielt besvære konjunkturkørsels-magere. På den anden side vil samme forhold gøre sig gældende i et dyrt, konsistent system. Man kan derfor med fordel inddrage erfaringerne fra det her foreslåede billige system, når der engang skal træffes beslutninger om, hvorvidt bygningskapitalen skal inddrages i et dyrt, konsistent system. For kan man ikke tæmme en Folkevogn, er der vel ingen grund til at købe en Porsche.

I øvrigt er ovennævnte fænomen (volatile investeringer de første simulationsår) kendt fra ADAMs nuværende relationer for *maskininvesteringerne*, og der er

udarbejdet et modelgruppepapir (TTH 14. april 1997) med anbefalinger omkring tæmningen af disse. Da det påtænkes at forsyne lingeerne for bygningskapital og -investeringer med samme håndtag som de nuværende ligninger for maskinkapital og -investeringer, kan papirets anbefalinger benyttes til tæmning af bygningsinvesteringerne.

Estimationsresultater for de enkelte erhverv er gengivet i bilag B1.

Forslag til afledte modelligninger er vist i bilag 2.

**Bilag 1. Estimationsresultater. De enkelte erhverv.**
**Tabel B1.1 Estimation af (4) med restrikerede effektivitetsindeks.  
De enkelte erhverv**

erhverv	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\rho$	p	$s_{\ln fkb_l} \cdot 100$	DW	$s_{fbl}$
<i>a</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.924*	0	0.517	1.19	398.2
<i>ng</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.798*	1	2.60	1.33	30.01
<i>ne</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.868*	0	0.897	1.45	516.8
<i>nf</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.478*	4	0.479	1.59	94.13
<i>nn</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.361*	0	1.03	1.61	56.61
<i>nb</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.466*	0	0.994	1.67	78.31
<i>nm</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.548*	1	1.24	1.70	108.4
<i>nt</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.362*	0	1.48	1.73	61.05
<i>nk</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.121*	4	0.527	1.84	51.15
<i>nq</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.519*	0	1.19	1.99	108.6
<i>b</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.481*	4	0.723	2.00	34.94
<i>qh</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.726*	0	0.491	2.03	270.7
<i>qs</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.699*	4	1.10	2.21	21.60
<i>qt</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.590*	1	0.384	1.60	335.0
<i>qf</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.175*	1	1.35	1.96	248.9
<i>qq</i>	0.100 <sup>+</sup>	0.0457*	-0.178*	0.397*	1	0.356	2.01	200.5
lnL = 1888.6 $s_{\Sigma fbl} = 901.4$								

anm: se tabel 2.1

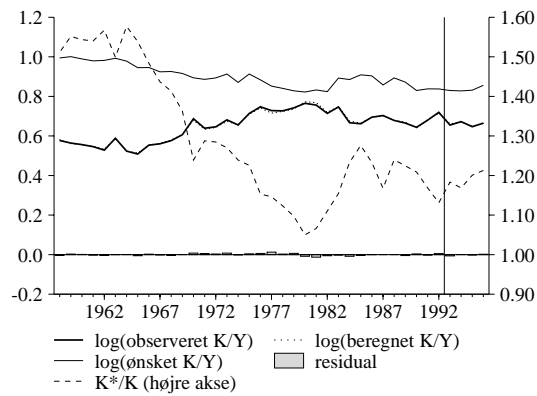
<sup>+</sup> angiver, at parameteren er restrikeret

p angiver grad af trend-polynomiet  $\Gamma$  i effektivitetsindekset  $dtfkb_l = \exp(\Gamma)$ , hvor  $\Gamma$  er pålagt restriktioner således, at  $d^2 \log(dt fkb_l) / dt^2 = 0$  i årene 1956 og 1992.

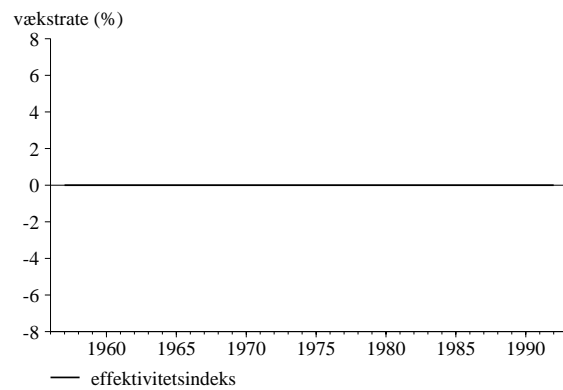
## Figur B.1 Forklaringsevne af (4). De enkelte erhverv

*a*-erhvervet

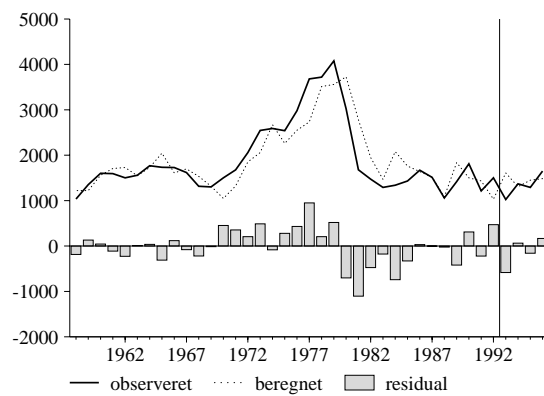
### Kapitalmængde



### Effektivitetsindeks

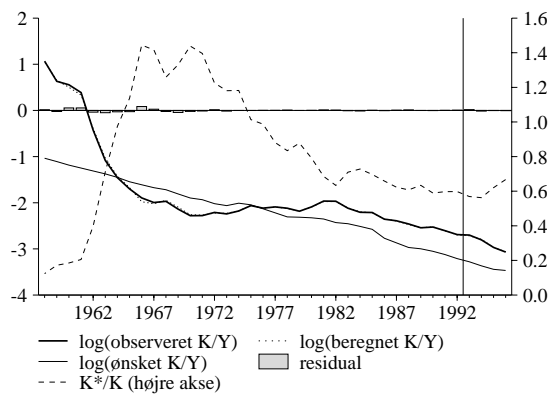


### Bruttoinvesteringer

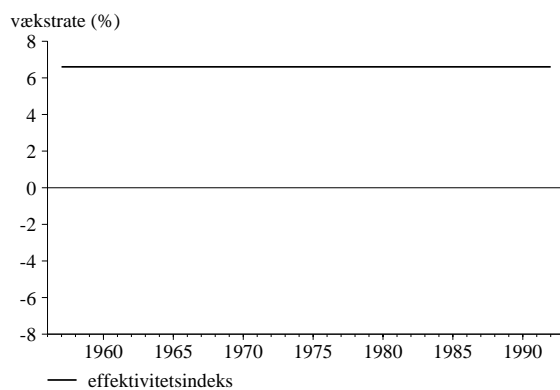


**ng-erhvervet**

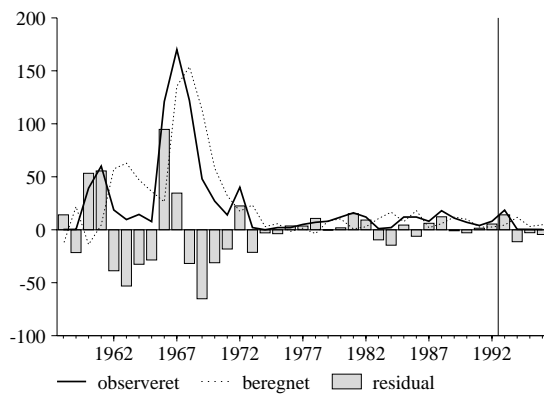
*Kapitalmængde*

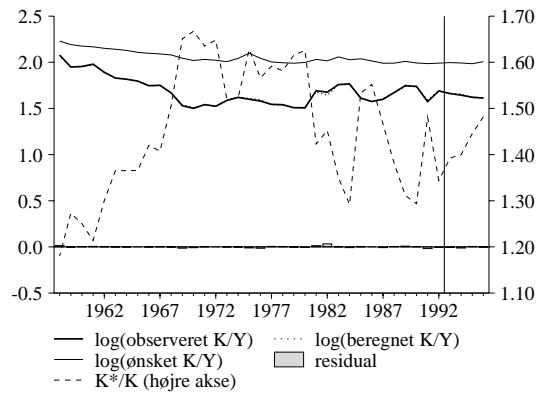
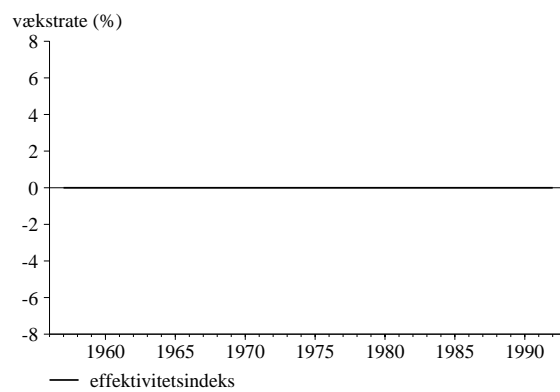
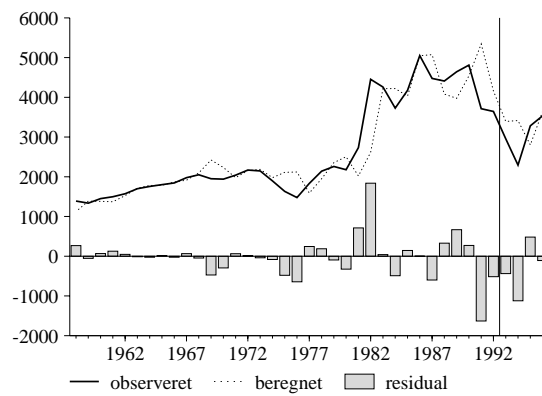


*Effektivitetsindeks*



*Bruttoinvesteringer*

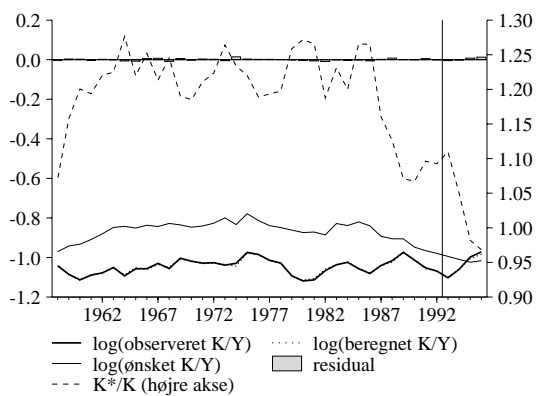


**ne-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

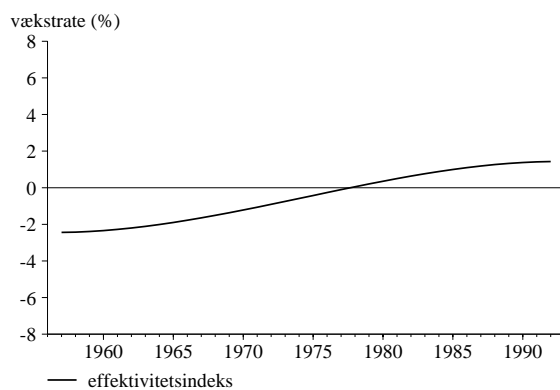


*nf*-erhvervet

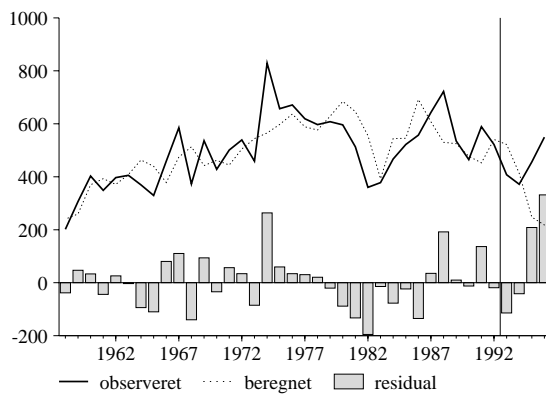
*Kapitalmængde*

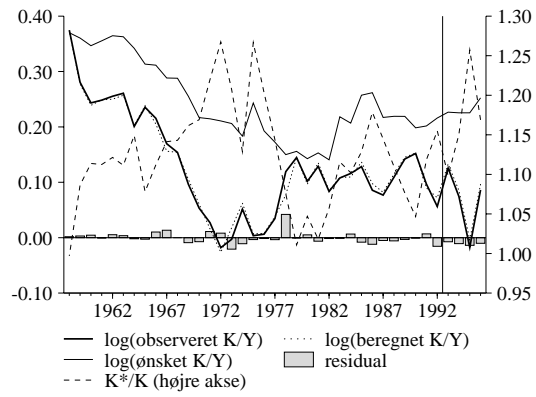
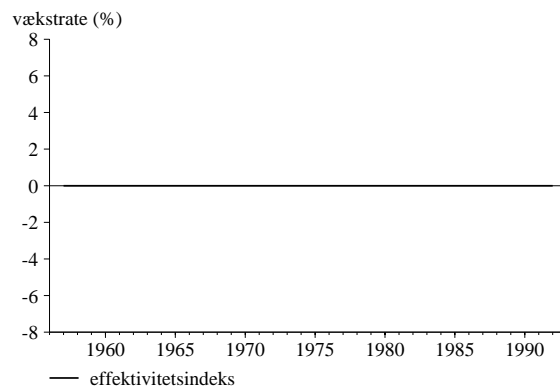
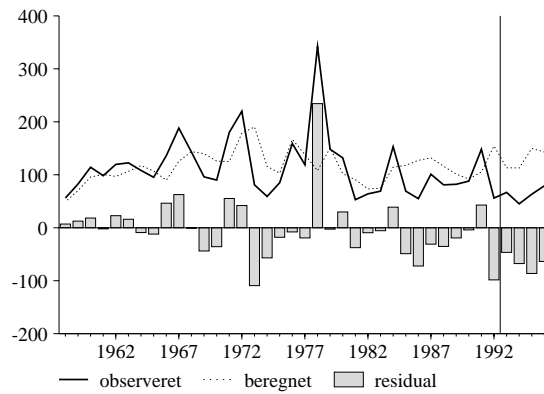


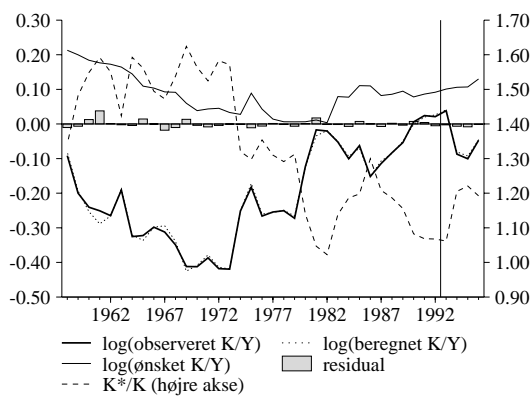
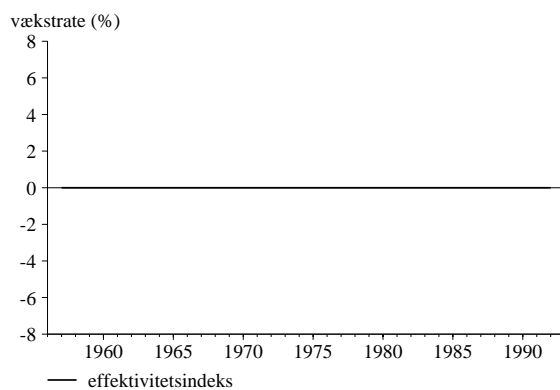
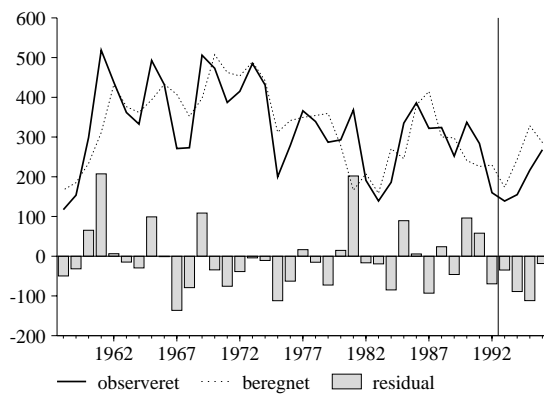
*Effektivitetsindeks*

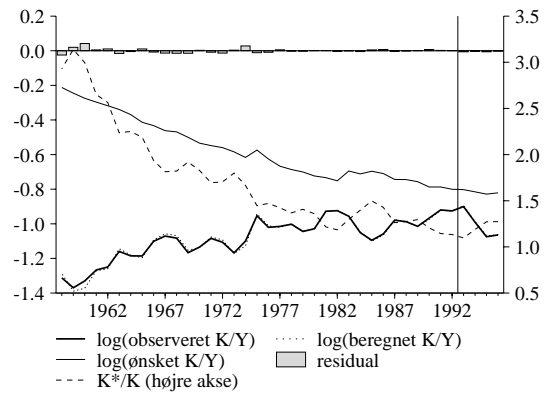
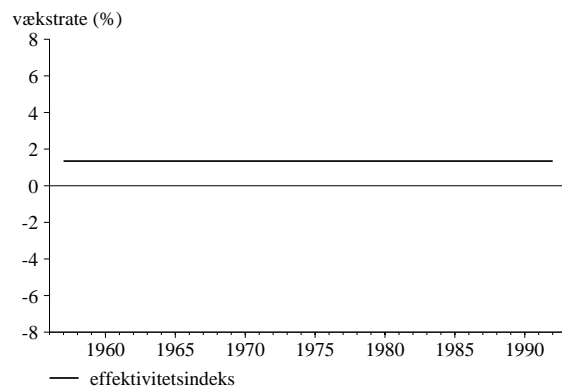
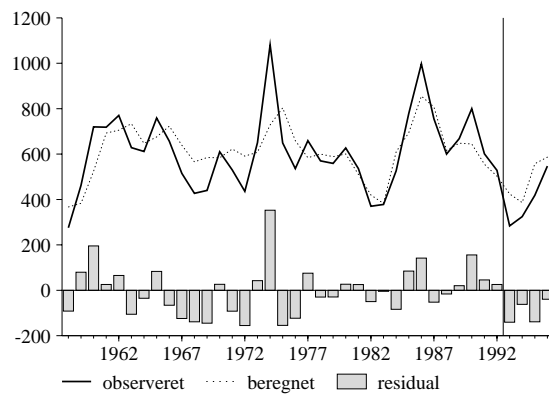


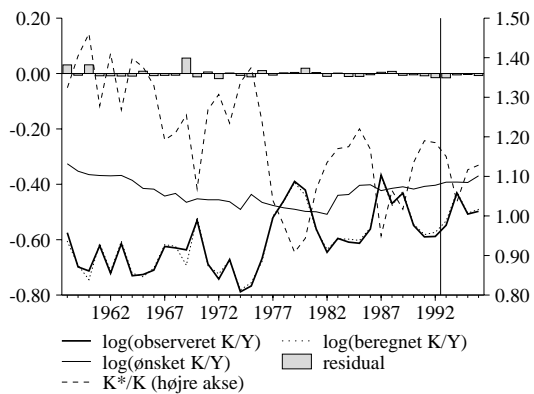
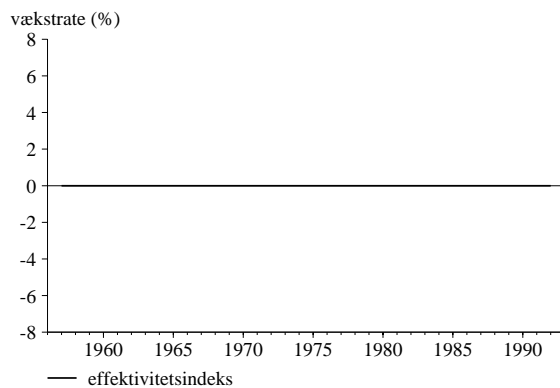
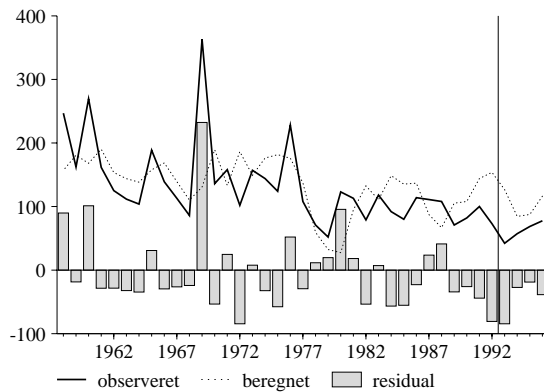
*Bruttoinvesteringer*

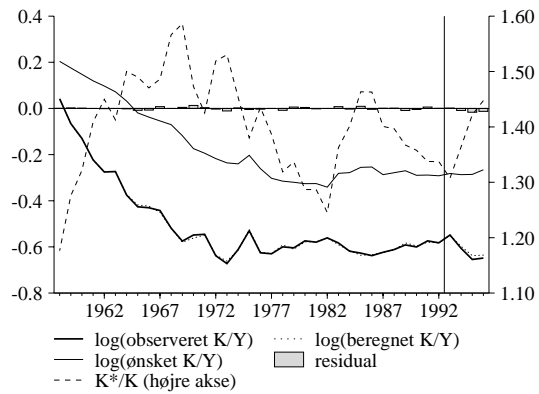
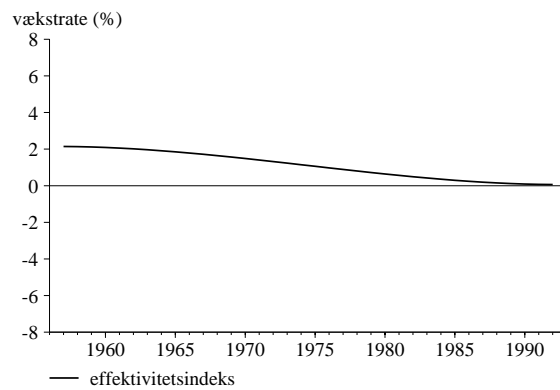
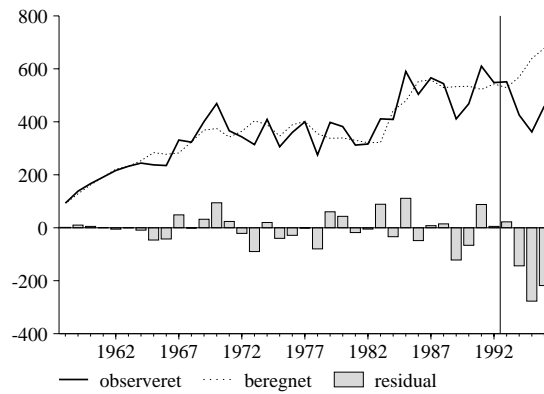


**nn-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**nb-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

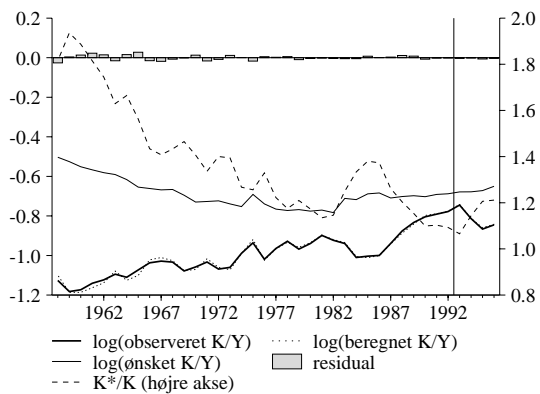
**nm-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

*nt-erhvervet**Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

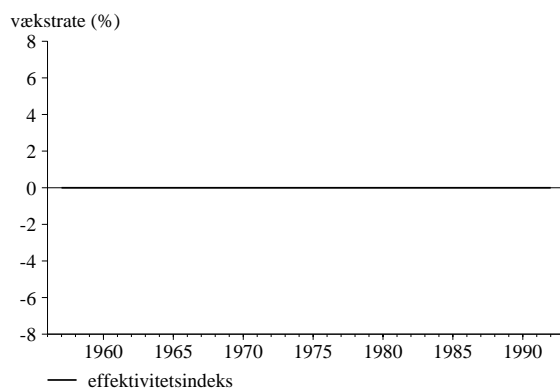
**nk-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**nq-erhvervet**

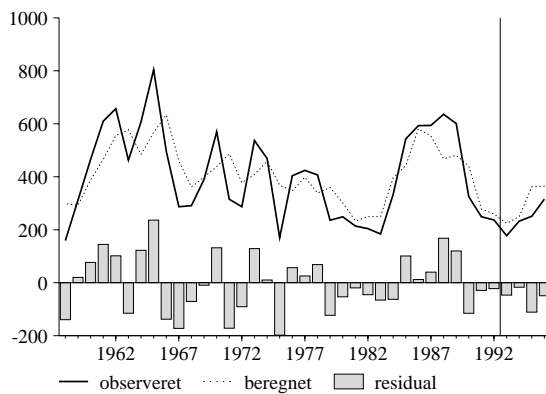
*Kapitalmængde*

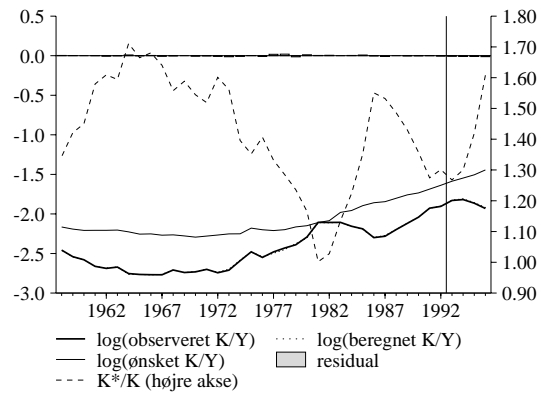
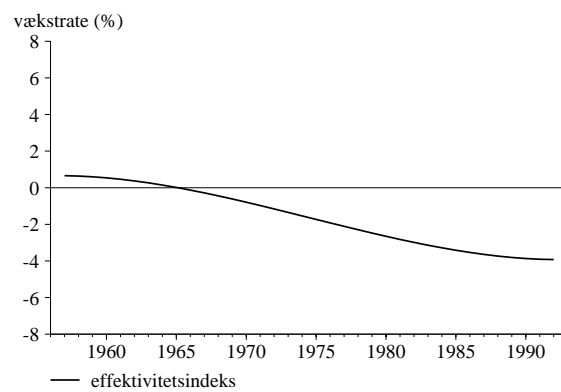
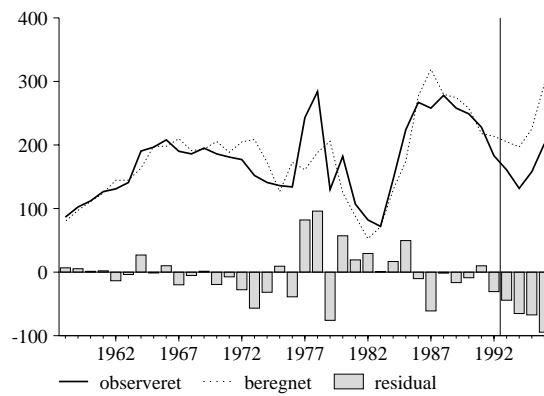


*Effektivitetsindeks*

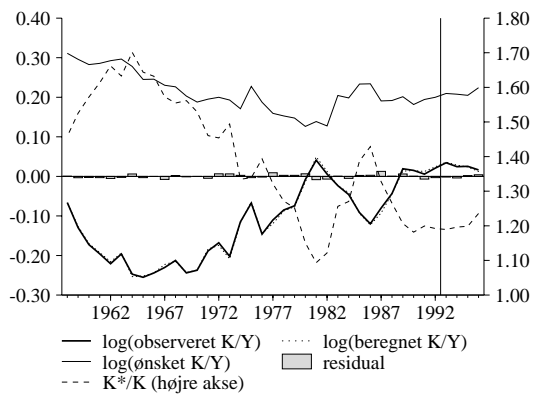
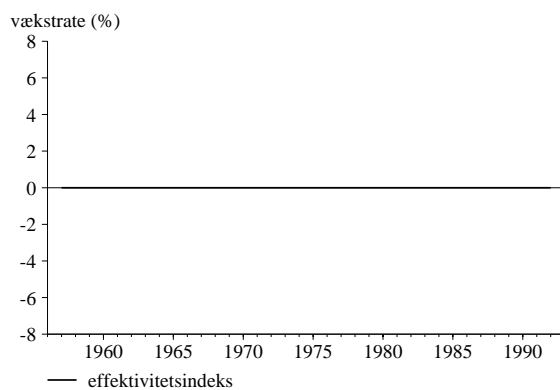
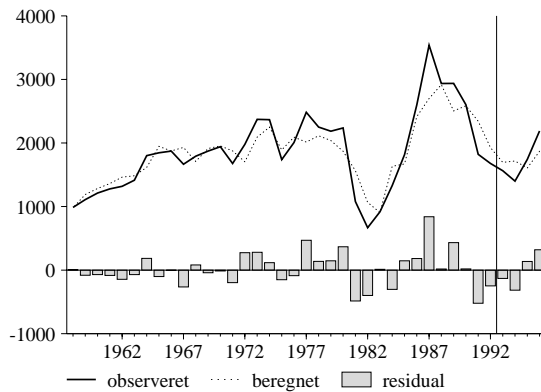


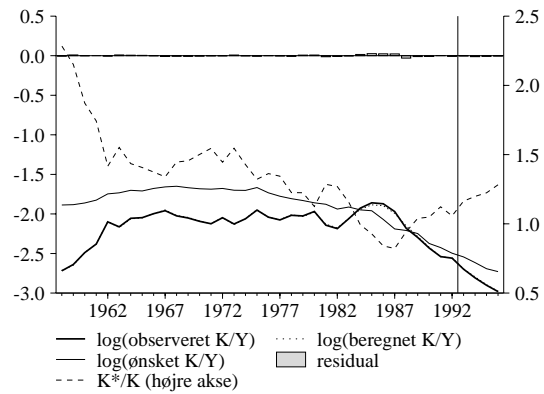
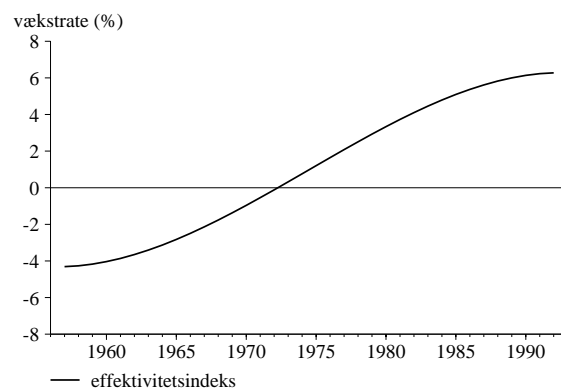
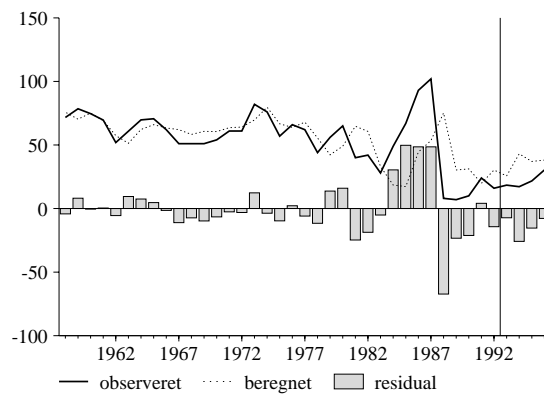
*Bruttoinvesteringer*

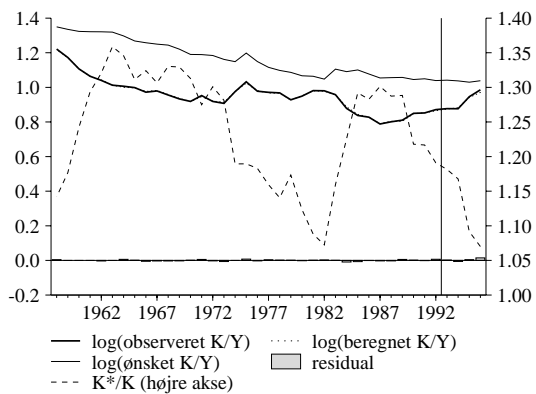
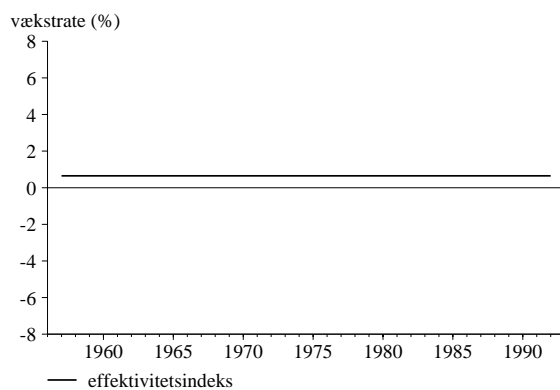
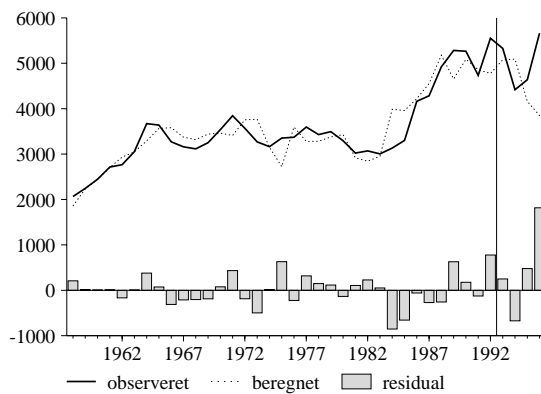


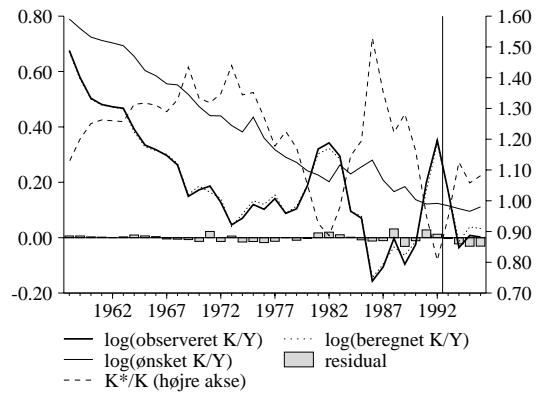
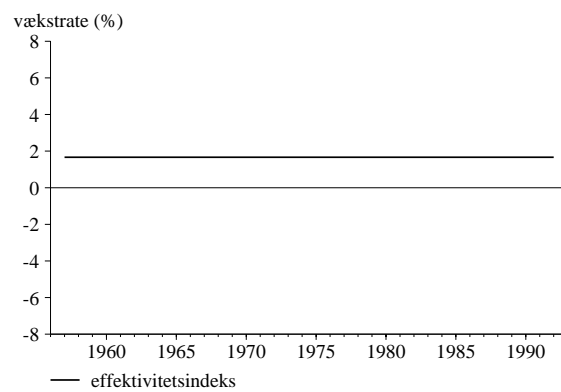
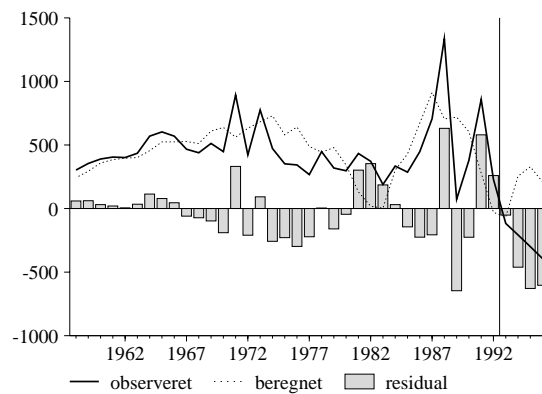
***b***-erhvervet*Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

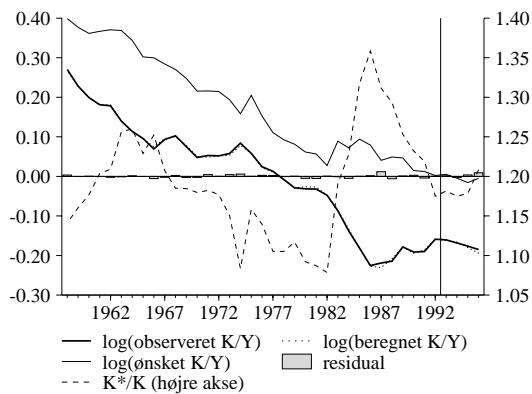
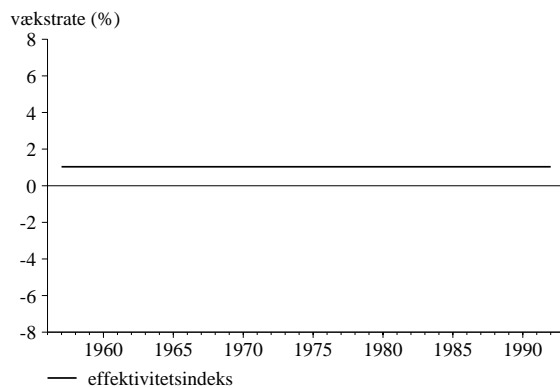
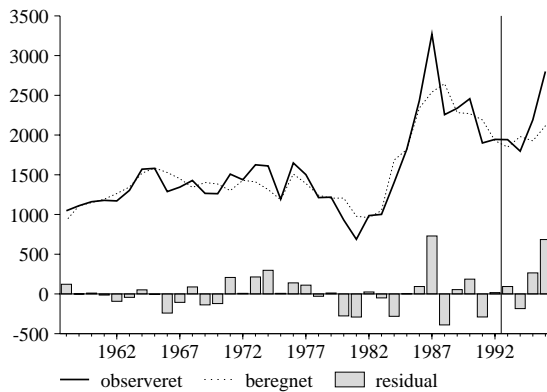


**qh-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**qs-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**qt-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**qf-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

**qq-erhvervet***Kapitalmængde**Effektivitetsindeks**Bruttoinvesteringer*

## Bilag 2. Forslag til modelligninger

Af fortolkningshensyn og af hensyn til afledte ligninger kan det være fordelagtigt at have et eksPLICIT udtryk for kapitalmængdens langsigtede niveau i en stationær steady state. Jf. (5) er dette niveau givet ved et  $fKbl_{i,w}$ , der opfylder sammenhængen:

$$\log(fKbl_{i,w}) = \frac{\alpha_0}{(1-\rho_i)\lambda} + \log(fX_i) - \beta \log\left(\frac{uibl_i}{px_i}\right) - \log(dt fkb l_i) \quad (6)$$

Kapitalligningerne kan så skrives på formen

$$\begin{aligned} D\log(fKb_i) &= \alpha D\log(fX_i) \\ &- \lambda[\log(fKbl_{i,-1}) - \log(fKbl_{i,w_{-1}})] \quad (7) \\ &+ \rho_i(D\log(fKbl_{i,-1}) - \alpha D\log(fX_{i,-1}) \\ &\quad + \lambda[\log(fKbl_{i,-2}) - \log(fKbl_{i,w_{-2}})]) , \end{aligned}$$

hvor  $fKbl_{i,w}$  er givet i (6).

Af hensynet til justeringer af relationerne (se modelgruppepapir TTH 14. april 1997) kan det desuden være hensigtsmæssigt at kunne justere i autokorrelationskoefficienterne. Det foreslås, at dette PCIM-teknisk imødekommes ved at lade disse optræde som eksogene variabler frem for parametre i de dynamiske ligninger (7). I konstantleddet i relationerne (6) låses de derimod til punkttestimatet.

Endelig foreslås det, at lade effektivitetsindeksene optræde som eksogene variabler i ligningerne for  $fKbl_{i,w}$  i *alle* 16 relationer; specielt også i relationerne for de erhverv, hvor der ikke er nogen historisk variation i effektivitetsindekset. For disse erhverv vil  $dt fkb l_i$  historisk antage værdien 1 og vil således ikke påvirke niveauet for den ønskede kapitalmængde.

Ovennævnte modifikationer giver med nomenklaturen

$fKb1_{i,w}$	Ønsket bygningskapitalmængde (i en stationær steady state)
$fKb1_i$	Bygningskapitalmængde
$fX_i$	Produktionsværdi
$uib1_i$	Usercost
$px_i$	Outputpris
$dtfkb1_i$	Effektivitetsindeks
$rofkb1_i$	Autokorrelationskoefficient
$flb1_i$	Bruttoinvesteringer
$bfib1v_i$	Afgangsrate = afgang / bygningskapitalmængde primo
$fKnb_i$	(Real) bygningskapitalværdi
$bfinbv_i$	Afskrivningsrate = afskrivning / bygningskapitalværdi primo
$bfknb_i$	Bygningskapitalværdi / bygningskapitalmængde
$pib_i$	Investeringspris
$tsdu$	Skattesats
$bivpb$	Rate for skattemæssige afskrivninger
$iwbz$	Gennemsnitlig obligationsrente
$rpib_{i,e}$	Forventet inflation

følgende forslag til modelligninger:

```

() FAKTORBLOK (BYGNINGSKAPITAL)
()
() LANDBRUG MV.
()
FRML _SJRDF log(fKblaw) = 0.4092 + log(fXa) - 0.1780*log(uibla/pxa)
- log(dtfkbla) $
FRML _SJRDF dlog(fKbla) = 0.04571*dlog(fXa)
- 0.1*(log(fKbla(-1))-log(fKblaw(-1)))
+ rofKbla*(dlog(fKbla(-1))-0.04571*dlog(fXa(-1))
+ 0.1*(log(fKbla(-2))-log(fKblaw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIbla = dif(fKbla) + bfiblvva*fKbla(-1) $
FRML _DJ_D fKnba = fIbla - bfinbva*fKnba(-1) $
FRML _DJ_D uibla = bfknba*piba*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*(1-tsdsu)*iwbz+bfinbva-0.50*rpibae) $
FRML _DJ_D rpibae = 0.75*rpibae(-1) + 0.25*(piba(-1)/piba(-2)-1) $
()
() OLIERAFFINADERIER
()
FRML _SJRDF log(fKblngw) = (-1.146) + log(fXng) - 0.1780*log(uiblmg/pxng)
- log(dtfkblng) $
FRML _SJRDF dlog(fKblng) = 0.04571*dlog(fXng)
- 0.1*(log(fKblng(-1))-log(fKblngw(-1)))
+ rofKblng*(dlog(fKblng(-1))-0.04571*dlog(fXng(-1))
+ 0.1*(log(fKblng(-2))-log(fKblngw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblng = dif(fKblng) + bfiblvng*fKblng(-1) $
FRML _DJ_D fKnbg = fIblng - bfinbvng*fKnbg(-1) $
FRML _DJ_D uiblng = bfknbg*pibng*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*(1-tsdsu)*iwbz+bfinbvng-0.50*rpibnge) $
FRML _DJ_D rpibnge = 0.75*rpibnge(-1) + 0.25*(pibng(-1)/pibng(-2)-1) $
()
() EL, GAS OG FJERNVARME
()
FRML _SJRDF log(fKblnew) = 1.589 + log(fXne) - 0.1780*log(uiblne/pxne)
- log(dtfkblne) $
FRML _SJRDF dlog(fKblne) = 0.04571*dlog(fXne)
- 0.1*(log(fKblne(-1))-log(fKblnew(-1)))
+ rofKblne*(dlog(fKblne(-1))-0.04571*dlog(fXne(-1))
+ 0.1*(log(fKblne(-2))-log(fKblnew(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblne = dif(fKblne) + bfiblvne*fKblne(-1) $
FRML _DJ_D fKnbne = fIblne - bfinbvne*fKnbne(-1) $
FRML _DJ_D uiblne = bfknbne*pibne*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*(1-tsdsu)*iwbz+bfinbvne-0.50*rpibnee) $
FRML _DJ_D rpibnee = 0.75*rpibnee(-1) + 0.25*(pibne(-1)/pibne(-2)-1) $
()
() NÆRINGSMIDDELINDUSTRI
()
FRML _SJRDF log(fKblnfw) = (-1.606) + log(fXnf) - 0.1780*log(uiblnf/pxnf)
- log(dtfkblnf) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnf) = 0.04571*dlog(fXnf)
- 0.1*(log(fKblnf(-1))-log(fKblnfw(-1)))
+ rofKblnf*(dlog(fKblnf(-1))-0.04571*dlog(fXnf(-1))
+ 0.1*(log(fKblnf(-2))-log(fKblnfw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnf = dif(fKblnf) + bfiblvnf*fKblnf(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnf = fIblnf - bfinbvnf*fKnbnf(-1) $
FRML _DJ_D uiblnf = bfknbnf*pibnf*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*(1-tsdsu)*iwbz+bfinbvnf-0.50*rpibnfe) $
FRML _DJ_D rpibnfe = 0.50*rpibnfe(-1) + 0.50*(pibnf(-1)/pibnf(-2)-1) $
()
() NYDELSESMIDDELINDUSTRI
()
FRML _SJRDF log(fKblnnw) = (-0.2877) + log(fXnn) - 0.1780*log(uiblnn/pxnn)
- log(dtfkblnn) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnn) = 0.04571*dlog(fXnn)
- 0.1*(log(fKblnn(-1))-log(fKblnnw(-1)))
+ rofKblnn*(dlog(fKblnn(-1))-0.04571*dlog(fXnn(-1))
+ 0.1*(log(fKblnn(-2))-log(fKblnnw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnn = dif(fKblnn) + bfiblvnn*fKblnn(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnn = fIblnn - bfinbvnn*fKnbnn(-1) $
FRML _DJ_D uiblnn = bfknbnn*pibnn*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*(1-tsdsu)*iwbz+bfinbvnn-0.50*rpibnne) $
FRML _DJ_D rpibnne = 0.75*rpibnne(-1) + 0.25*(pibnn(-1)/pibnn(-2)-1) $

```



```

()
() LEVERANDØRER TIL BYGGERI
()
FRML _SJRDF log(fKblnbw) = (-0.4072) + log(fXnb) - 0.1780*log(uiblnb/pxnb)
- log(dtfkblnb) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnb) = 0.04571*dlog(fXnb)
- 0.1*(log(fKblnb(-1))-log(fKblnbw(-1)))
+ rofKblnb*(dlog(fKblnb(-1))-0.04571*dlog(fXnb(-1))
+0.1*(log(fKblnb(-2))-log(fKblnbw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnb = dif(fKblnb) + bfiblvnb*fKblnb(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnb = fIblnb - bfinbvn*bKnbnb(-1) $
FRML _DJ_D uiblnb = bfknbnb*pibnb*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*( (1-tsdsu)*iwbz+bfinbvn-0.50*rpibnbe) $
FRML _DJ_D rpibnbe = 0.75*rpibnbe(-1) + 0.25*(pibnb(-1)/pibnb(-2)-1) $
()
() JERN- OG METALINDUSTRI
()
FRML _SJRDF log(fKblnmw) = (-0.7931) + log(fXnm) - 0.1780*log(uiblnm/pxnm)
- log(dtfkblnm) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnm) = 0.04571*dlog(fXnm)
- 0.1*(log(fKblnm(-1))-log(fKblnmw(-1)))
+ rofKblnm*(dlog(fKblnm(-1))-0.04571*dlog(fXnm(-1))
+0.1*(log(fKblnm(-2))-log(fKblnmw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnm = dif(fKblnm) + bfiblvnm*fKblnm(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnm = fIblnm - bfinbvn*fKnbnm(-1) $
FRML _DJ_D uiblnm = bfknbnm*pibnm*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*( (1-tsdsu)*iwbz+bfinbvn-0.50*rpibnme) $
FRML _DJ_D rpibnbe = 0.75*rpibnme(-1) + 0.25*(pibnm(-1)/pibnm(-2)-1) $
()
() TRANSPORTMIDDELINDUSTRI
()
FRML _SJRDF log(fKblntw) = (-0.9127) + log(fXnt) - 0.1780*log(uiblnt/pxnt)
- log(dtfkblnt) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnt) = 0.04571*dlog(fXnt)
- 0.1*(log(fKblnt(-1))-log(fKblntw(-1)))
+ rofKblnt*(dlog(fKblnt(-1))-0.04571*dlog(fXnt(-1))
+0.1*(log(fKblnt(-2))-log(fKblntw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnt = dif(fKblnt) + bfiblvnt*fKblnt(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnnt = fIblnt - bfinbvnt*fKnbnnt(-1) $
FRML _DJ_D uiblnt = bfknbnnt*pibnt*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*( (1-tsdsu)*iwbz+bfinbvnt-0.50*rpibnte) $
FRML _DJ_D rpibnte = 0.75*rpibnte(-1) + 0.25*(pibnt(-1)/pibnt(-2)-1) $
()
() KEMISK INDUSTRI MV.
()
FRML _SJRDF log(fKblnk) = (-0.3585) + log(fXnk) - 0.1780*log(uiblnk/pxnk)
- log(dtfkblnk) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnk) = 0.04571*dlog(fXnk)
- 0.1*(log(fKblnk(-1))-log(fKblnk(-1)))
+ rofKblnk*(dlog(fKblnk(-1))-0.04571*dlog(fXnk(-1))
+0.1*(log(fKblnk(-2))-log(fKblnk(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnk = dif(fKblnk) + bfiblvnk*fKblnk(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnk = fIblnk - bfinbvnk*fKnbnk(-1) $
FRML _DJ_D uiblnk = bfknbnk*pibnk*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*( (1-tsdsu)*iwbz+bfinbvnk-0.50*rpibnke) $
FRML _JD_D rpibnke = 0.75*rpibnke(-1) + 0.25*(pibnk(-1)/pibnk(-2)-1) $
()
() ANDEN FREMSTILLINGSVIRKSOMHED
()
FRML _SJRDF log(fKblnqw) = (-1.196) + log(fXnq) - 0.1780*log(uiblnq/pxnq)
- log(dtfkblnq) $
FRML _SJRDF dlog(fKblnq) = 0.04571*dlog(fXnq)
- 0.1*(log(fKblnq(-1))-log(fKblnqw(-1)))
+ rofKblnq*(dlog(fKblnq(-1))-0.04571*dlog(fXnq(-1))
+0.1*(log(fKblnq(-2))-log(fKblnqw(-2)))) $
FRML _DJ_D fIblnq = dif(fKblnq) + bfiblvnq*fKblnq(-1) $
FRML _DJ_D fKnbnq = fIblnq - bfinbvnq*fKnbnq(-1) $
FRML _DJ_D uiblnq = bfknbnq*pibnq*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu)
*( (1-tsdsu)*iwbz+bfinbvnq-0.50*rpibnqe) $
FRML _DJ_D rpibnqe = 0.75*rpibnqe(-1) + 0.75*(pibnq(-1)/pibnq(-2)-1) $

```

```

()
() BYGGE- OG ANLÆGSVIRKSOMHED
()
FRML _SJRDF log(fKblbw) = (-2.724) + log(fXb) - 0.1780*log(ui1blb/pxb)
                        - log(dt1kblb) $
FRML _SJRDF dlog(fKblb) = 0.04571*dlog(fXb)
                        - 0.1*(log(fKblb(-1))-log(fKblbw(-1)))
                        + rofKblb*(dlog(fKblb(-1))-0.04571*dlog(fXb(-1))
                        +0.1*(log(fKblb(-2))-log(fKblbw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fI1blb   = dif(fKblb ) + bfI1lvb *fKblb (-1) $
FRML _DJ_D   fKnbb    = fI1blb - bfinbv1b*fKnbb(-1) $
FRML _DJ_D   ui1blb   = bfknbb*pibb*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *((1-tsdsu)*iwbz+bfinbv1b-0.50*rpibbe) $
FRML _DJ_D   rpibbe   = 0.75*rpibbe(-1) + 0.25*(pibb(-1)/pibb(-2)-1) $
()
() HANDEL
()
FRML _SJRDF log(fKblqhw) = (-0.2770) + log(fXqh) - 0.1780*log(ui1lqh/pxqh)
                        - log(dt1kblqh) $
FRML _SJRDF dlog(fKblqh) = 0.04571*dlog(fXqh)
                        - 0.1*(log(fKblqh(-1))-log(fKblqhw(-1)))
                        + rofKblqh*(dlog(fKblqh(-1))-0.04571*dlog(fXqh(-1))
                        +0.1*(log(fKblqh(-2))-log(fKblqhw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fI1lqh   = dif(fKblqh) + bfI1lvqh*fKblqh(-1) $
FRML _DJ_D   fKn1bqh  = fI1lqh - bfinbv1qh*fKn1bqh(-1) $
FRML _DJ_D   ui1lqh   = bfkn1bqh*pib1qh*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *((1-tsdsu)*iwbz+bfinbv1qh-0.50*rpib1qhe) $
FRML _DJ_D   rpib1qhe = 0.75*rpib1qhe(-1) + 0.25*(pib1qh(-1)/pib1qh(-2)-1) $
()
() SØTRANSPORT
()
FRML _SJRDF log(fKblqsw) = (-2.554) + log(fXqs) - 0.1780*log(ui1lqs/pxqs)
                        - log(dt1kblqs) $
FRML _SJRDF dlog(fKblqs) = 0.04571*dlog(fXqs)
                        - 0.1*(log(fKblqs(-1))-log(fKblqsw(-1)))
                        + rofKblqs*(dlog(fKblqs(-1))-0.04571*dlog(fXqs(-1))
                        +0.1*(log(fKblqs(-2))-log(fKblqsw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fI1lqs   = dif(fKblqs) + bfI1lvqs*fKblqs(-1) $
FRML _DJ_D   fKn1bqs  = fI1lqs - bfinbv1qs*fKn1bqs(-1) $
FRML _DJ_D   ui1lqs   = bfkn1bqs*pib1qs*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *((1-tsdsu)*iwbz+bfinbv1qs-0.50*rpib1qse) $
FRML _DJ_D   rpib1qse = 0.75*rpib1qse(-1) + 0.25*(pib1qs(-1)/pib1qs(-2)-1) $
()
() ANDEN TRANSPORT MV.
()
FRML _SJRDF log(fKblqtw) = 0.8119 + log(fXqt) - 0.1780*log(ui1lqt/pxqt)
                        - log(dt1kblqt) $
FRML _SJRDF dlog(fKblqt) = 0.04571*dlog(fXqt)
                        - 0.1*(log(fKblqt(-1))-log(fKblqtw(-1)))
                        + rofKblqt*(dlog(fKblqt(-1))-0.04571*dlog(fXqt(-1))
                        +0.1*(log(fKblqt(-2))-log(fKblqtw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fI1lqt   = dif(fKblqt) + bfI1lvqt*fKblqt(-1) $
FRML _DJ_D   fKn1bqt  = fI1lqt - bfinbv1qt*fKn1bqt(-1) $
FRML _DJ_D   ui1lqt   = bfkn1bqt*pib1qt*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *((1-tsdsu)*iwbz+bfinbv1qt-0.50*rpib1qte) $
FRML _DJ_D   rpib1qte = 0.75*rpib1qte(-1) + 0.25*(pib1qt(-1)/pib1qt(-2)-1) $
()
() FINANSIEL VIRKSOMHED
()
FRML _SJRDF log(fKblqfw) = 0.2173 + log(fXqf) - 0.1780*log(ui1lqf/pxqf)
                        - log(dt1kblqf) $
FRML _SJRDF dlog(fKblqf) = 0.04571*dlog(fXqf)
                        - 0.1*(log(fKblqf(-1))-log(fKblqfw(-1)))
                        + rofKblqf*(dlog(fKblqf(-1))-0.04571*dlog(fXqf(-1))
                        +0.1*(log(fKblqf(-2))-log(fKblqfw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fI1lqf   = dif(fKblqf) + bfI1lvqf*fKblqf(-1) $
FRML _DJ_D   fKn1bqf  = fI1lqf - bfinbv1qf*fKn1bqf(-1) $
FRML _DJ_D   ui1lqf   = bfkn1bqf*pib1qf*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *((1-tsdsu)*iwbz+bfinbv1qf-0.50*rpib1qfe) $
FRML _DJ_D   rpib1qfe = 0.75*rpib1qfe(-1) + 0.25*(pib1qf(-1)/pib1qf(-2)-1) $

```

```

()
() ANDRE TJENESTEYDENDE ERHVERV
()
FRML _SJRDF log(fKblqqw) = (-0.1273) + log(fXqq) - 0.1780*log(uiblqq/pxqq)
                        - log(dtFKblqq) $
FRML _SJRDF dlog(fKblqq) = 0.04571*dlog(fXqq)
                        - 0.1*(log(fKblqq(-1))-log(fKblqqw(-1)))
                        + rofKblqq*(dlog(fKblqq(-1))-0.04571*dlog(fXqq(-1))
                        +0.1*(log(fKblqq(-2))-log(fKblqqw(-2)))) $
FRML _DJ_D   fIblqq      = dif(fKblqq) + bfiBlvqq*fKblqq(-1) $
FRML _DJ_D   fKnbqq      = fIblqq - bfinbvqq*fKnbqq(-1) $
FRML _DJ_D   uiblqq      = bfknbqq*pibqq*(1-tsdsu*bivpb)/(1-tsdsu
                        *(1-tsdsu)*iwbz+bfinbvqq-0.50*rpibqqe) $
FRML _DJ_D   rpibqqe     = 0.75*rpibqqe(-1) + 0.25*(pibqq(-1)/pibqq(-2)-1) $

```