

Skitser til nye bygningsinvesteringsrelationer

Resumé:

I papiret præsenteres estimationsresultater på nogle skitser, der eventuelt kan danne grundlag for bestemmelsen af de erhvervsfordelte bygningsinvesteringer i den kommende version af ADAM.

Som udgangspunkt reestimeres ADAMs nuværende bygningsinvesteringsrelation, der ud fra en ad-hoc specifikation af den ønskede bygningskapital bestemmer brutto-investeringerne ud fra kapitaltilpasningsprincippet i en ændringsrelation. Inddragelsen af "nye" endelige nationalregnskabsår 1988-1992 i estimationen halverer følsomheden i real usercost; for året 1992 opnås i den reestimerede relation en langsigtet semielasticitet på ca. -1 mod ca. -2 i den nuværende relation. Relationens samlede forklaringssevne falder, og et CUSUMSQ-test afviser parameterstabilitet.

ADAMs kapitaltal søges inddraget ved estimation af en fejlkorrektionsrelation, der på langt sigt bestemmer kapitalkvoten ved en konstant semi-elasticitet i usercost. Relationen lider dog af udtalt autokorrelation, hvilket søges repareret ved en generalisering af dynamikken. Konkret blødes der op på fejlkorrektionskonstruktionen ved (i) inddragelse af den laggede differens (vækstrate i bygningskapitalen) på højresiden, (ii) modellering af en AR(1)-proces i restleddene og (iii) inddragelse af en polynomisk trend på højresiden. Alle tre modifikationer har rimelige statistiske egenskaber.

g:\mmp\modelpap\mp230896.mmp

Nøgleord: Bygningsinvesteringer, faktorblok, usercost

1. Indledning

I nærværende papir præsenteres de første skridt til frembringelsen af relationer bestemmende de erhvervsfordelte bygningsinvesteringer i den kommende version af ADAM.

I den nuværende version af ADAM bestemmes de erhvervsfordelte bygningsinvesteringer med udgangspunkt i følgende relation:

$$\begin{aligned} D(flpb-fleb) &= 0.0575 \cdot D(fXvb) + 0.0287 \cdot D(fXvb_{-1}) \\ &- 0.1159 \cdot D[fXvb(0.2 \cdot uipbl + 0.4 \cdot uipbl_{-1} + 0.4 \cdot uipbl_{-2})] \\ &- 0.1081 \cdot (flpnb_1 - fleb_{-1}) \end{aligned} \quad (1)$$

<i>flpb</i>	Private investeringer (brutto) i bygninger og anlæg
<i>fleb</i>	Investeringer i udvinding af olie m.m.
<i>fXvb</i>	Produktionsværdi
<i>uipbl</i>	Real usercost efter skat
<i>flpnb</i>	Private investeringer (netto) i bygninger og anlæg

Relationen er baseret på kapitaltilpasningsprincippet og forklarer *ændringen* i de samlede bygningsinvesteringer (ekskl. investeringer i anlæg til udvinding af olie m.m.). Det anvendte produktionsværdi-begreb er en på forhånd fastlagt sammenvejning af produktionsværdierne i alle de private erhverv (på nær *e*-erhvervet). I sammenvejningen får "kapitalintensive" erhverv en relativ stor vægt, således at ændringer i disse erhvervs produktionsniveauer får et tilsvarende relativt kraftigt gennemslag på de samlede investeringer.

Fordelingen af de aggregerede investeringer på de enkelte erhverv sker i relationer af formen:

$$\frac{flb\langle i \rangle}{flb\langle i \rangle_{-1}} = \left(\frac{fYf\langle i \rangle}{fYf\langle i \rangle_{-3}} \right)^{1/3} \frac{flbp-fleb}{fibp_{-1}-fleb_{-1}} \quad (2)$$

Principielt er der ikke noget i vejen for blindt at videreføre den nuværende konstruktion til den næste modelversion. Der er dog mindst tre forhold, der taler for ikke at gøre dette:

For det første er relationen, der bestemmer de samlede bygningsinvesteringer, kun estimeret frem til 1987. Da der foreligger endelige tal frem til 1992 må – om ikke andet – en reestimation være påkrævet. *For det andet* er der under arbejdet med faktorefterspørgslen i ADAM – og senere fra Nationalregnskabets side – genereret data for erhvervenes *bygningsskapital*, hvilket muliggør estimation af nivaurelationer. Og endelig - *for det tredje* – er det nuværende system til fordelingen af de samlede investeringer ud på de enkelte erhverv ikke eksplicit baseret på en empirisk analyse.

Ud fra et teoretisk (og vel nok også et praktisk/modelhygiejnisk) synspunkt ville fuldkomne relationer bestemmende erhvervenes bygningsinvesteringer være afledt af et komplet efterspørgselssystem, hvor specielt erhvervenes bygningskapital bestemmes på linje med de række øvrige produktionsfaktorer. Det forventes dog at være en tidskrævende proces at få stablet et sådant samlet system på benene, hvorfor der her startes i det små med reestimation af den nuværende relation som udgangspunkt.

Resten af papiret er organiseret som følger:

Det teoretiske grundlag for ADAMs nuværende erhvervsfordelte bygningsinvesterings-relationer præsenteres i afsnit 2. I afsnit 3 præsenteres en reestimation af den nuværende aggregerede bygningsinvesteringsrelation. Forsøg på estimation af niveau-relationer ved inddragelsen af data for bygningskapitalen præsenteres i afsnit 4.

2. Bygningsinvesteringer i ADAM marts 1995.

Relationen (1) er formuleret med udgangspunkt i en antagelse om, at den ønskede bygnings-kapital, fKb^{θ} , kan skrives som:

$$fKb^{\theta} = \kappa \cdot fX, \quad (3)$$

hvor fX angiver (det forventede) produktionsniveau. κ er en prisfølsom kapitalkvote givet ved:

$$\kappa = \kappa_1 + \gamma \cdot uib, \quad (4)$$

hvor uib angiver real usercost efter skat.

Relationen dynamiseres under en forudsætning om, at investeringerne sker efter kapitaltilpasningsprincippet. Herved fås en relation, der bestemmer bruttoinvesteringerne, fIb , som:

$$\begin{aligned} fIb &= \lambda [fKb^{\theta} - fKb_{-1}] + \sigma \cdot fKb_{-1} \\ &= \lambda \cdot \kappa_1 \cdot fX + \lambda \cdot \gamma \cdot uib \cdot fX - (\lambda - \sigma) \cdot fKb_{-1} \end{aligned} \quad (5)$$

Denne relation kan principielt estimeres ud fra data for investeringer, produktionsværdi, usercost og specielt bygningskapital. Da den nuværende relation skulle estimeres, eksisterede der imidlertid ikke data for bygningskapitalen. Problemet blev løst ved estimation i ændringer, dvs. ved estimation af en relation af formen:

$$D(fIb) = \lambda \cdot \kappa_1 \cdot D(fX) + \lambda \cdot \gamma \cdot D(uib \cdot fX) - (\lambda - \sigma) \cdot fInb_{-1}, \quad (6)$$

hvor $fInb \equiv D(fKb)$ angiver nettoinvesteringerne.

Konkret bestemmes de samlede bygningsinvesteringer altså i relationen (1).

3. Reestimation af den nuværende bygningsinvesteringsrelation

Nedenstående tabel 3.1 viser estimationsresultater for ADAMs nuværende bygningsinvesteringsrelation med de nye endelige nationalregnskabsår 1988-1992 inddraget.

Tabel 3.1. Reestimation af ADAMs bygningsinvesteringsrelation

Variabel	ADAM-navn		Koefficient	Spredning
Bruttoinvesteringer	$D(flpb-fleb)$			
Produktion	$D(fXvb)$	α_0	0.0532	0.0110
Produktion, lagget	$D(fXvb_{-1})$	α_1	0.0305	0.0131
Real usercost	$D[fXvb(0.2 \cdot uipb1_{-1} + 0.4 \cdot uipb1_{-2} + 0.4 \cdot uipb1_{-3})]$	β	-0.0512	0.0288
Nettoinvesteringer, lagget	$flpnb_{-1} - fleb_{-1}$	$\lambda - \sigma$	-0.0943	0.0270

Anm. $n = 1960-1992$ $s = 916.27$ $R^2 = 0.59$ $DW = 2.02$

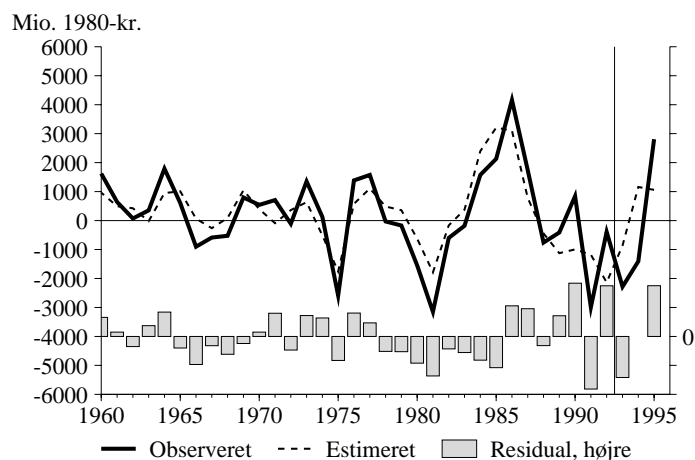
En sammenligning af de nye estimationsresultater med de gamle (se bilag 2 i dokumentationen af ADAM, marts 1995-versionen eller oktober 1991-versionen) viser en halvering af punkttestimatet for parameteren til real usercost og stort set uændrede estimater for de øvrige parametre.

Af tabel 3.1 ses det endvidere, at usercost statistisk set ikke har nogen forklaringsgrad. For de øvrige parametre gælder det, at nok har de individuel forklaringsgrad; men inddragelsen af de nye år har øget usikkerheden omkring punkttestimaterne.

Den generelt dårligere forklaringsgrad i den reestimerede relation fremgår også af en øget residualspredding og en lavere R^2 (i fraværelsen af et konstantled beregnet som korrelationen mellem observeret og beregnet venstre-side variabel).

Den reestimerede relationens historiske forklaringsevne er vist grafisk i figur 3.1. Det bemærkes, at relationen overvurderer investeringernes omfang i hele otte år i træk, i årene 1978-1985. Dette er dog ikke nyt – den nuværende relation lider af samme problem.

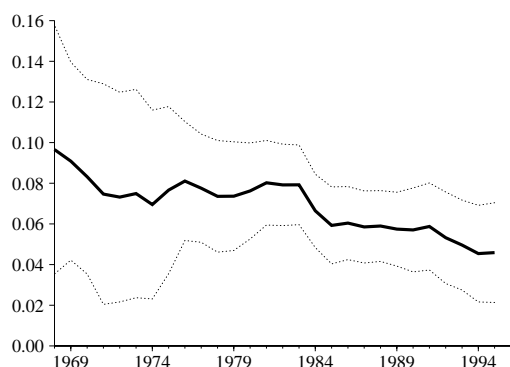
Figur 3.1. Historisk forklaringsevne, ADAMs investeringsrelation



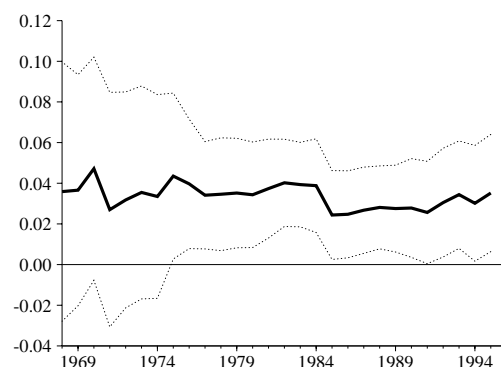
Parameter-stabiliteten er søgt illustreret ud fra rekursiv estimation i figur 3.2 og et CUSUMSQ-test i figur 3.3. Fokuseres der specielt på perioden dækkende de "nye" nationalregnskabsår (1988-1992) viser den rekursive estimation en nogenlunde pæn stabilitet for parametrene hørende til produktion og nettoinvesteringer. De tilhørende spredninger er dog steget. For parameteren til usercost ses en ringe stabilitet; men en nogenlunde konstant spredning. CUSUMSQ-testet afviser parameter-stabilitet.

Figur 3.2. Rekursiv estimation, ADAMs investeringsrelation

Produktion



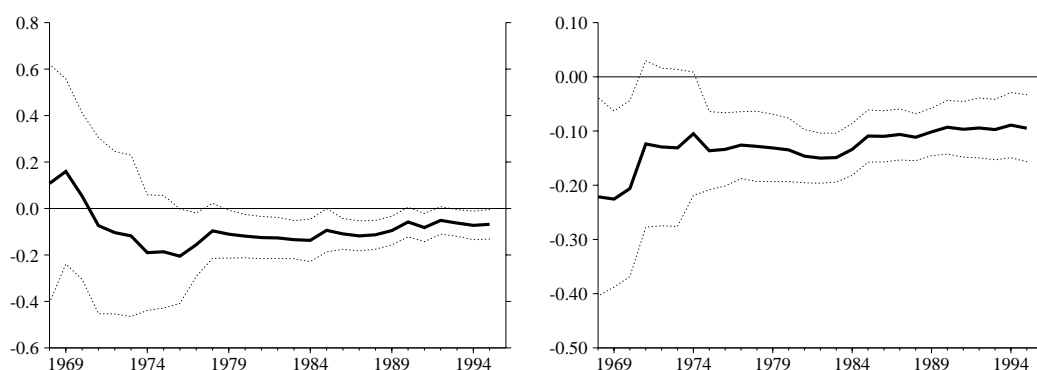
Produktion, lagget



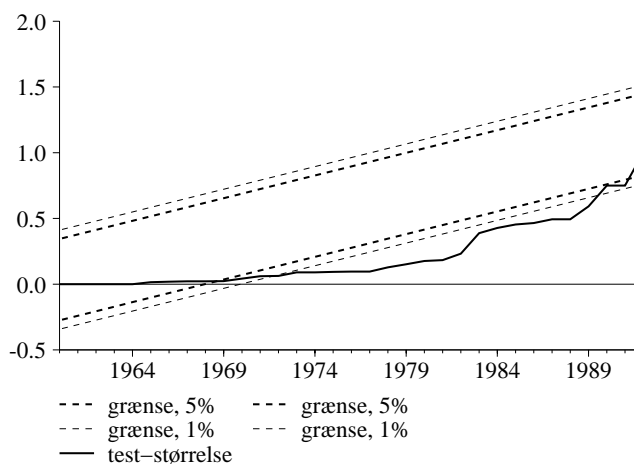
Figur 3.2. - fortsat

Reale usercosts

Nettoinvesteringer



Figur 3.3 CUSUMSQ-test for parameterstabilitet

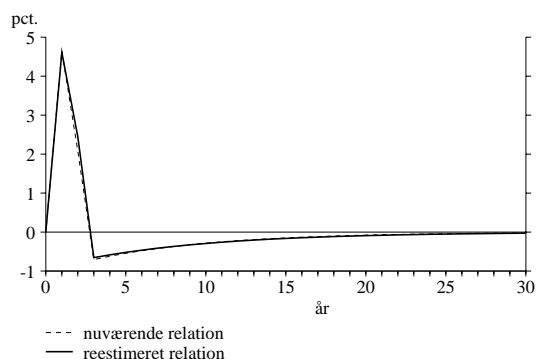


Endelig er den reestimerede relations multiplikatoregenskaber sammenholdt med samme for den nuværende relation i figur 3.4. Diagrammet til venstre viser effekten af et permanent stød til produktionen på 1%. Diagrammet til højre viser effekten af en permanent sænkning af usercost på 1%-point.¹

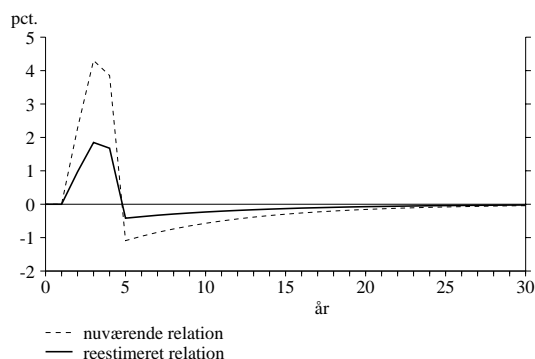
Figur 3.4 Multiplikatoregenskaber, nuværende og reestimerede relation

¹ Ved beregningen af effekterne er der taget højde for sammenhængen mellem bruttoinvesteringer og nettoinvesteringerne ved inkludering af ADAMs relation for afskrivningerne.

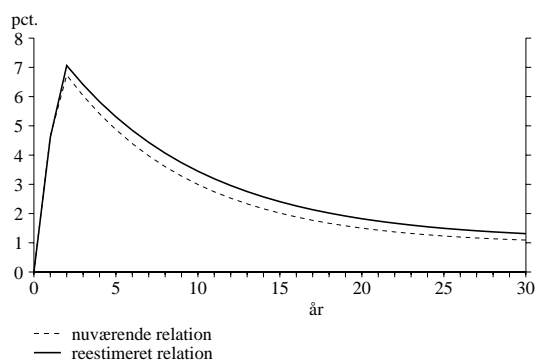
Effekt af temporær stigning i
produktion med 1%



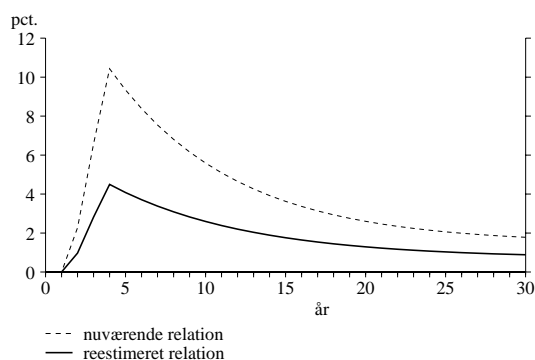
Effekt af temporær stigning i
usercost med 1%-point



Effekt af permanent stigning i
produktion med 1%



Effekt af permanent stigning i
usercost med 1%-point



Det ses af figuren, at den relative effekt af ændringer i produktionen er nogenlunde den samme i den nuværende og i den reestimerede relation. I begge tilfælde er der langsigtet homogenitet fra produktion til investeringer. Den relative effekt af ændringer i relative usercosts er derimod godt halveret på såvel kort sigt som langt sigt i den reestimerede relation. Det sidste følger selvfølgelig af det lavere punkt-estimat til usercost-leddet.

4. Estimation på kapitaltal.

Fremkomsten af data for bygningskapitalen muliggør principielt en investeringsbeskrivelse, der tager udgangspunkt i et teoretisk konsistent efterspørgsels-system, hvor bygningskapitalen bestemmes sammen med de andre produktionsfaktorer; maskinkapital, arbejdskraft, energi og materialer.

Som nævnt indledningsvis forventes det og at kræve en ikke ubetydelig ressource-indsats at få estimeret og aftestet et sådant samlet system. I det følgende vil der derfor blive set på muligheden for estimation af ad-hoc ligninger, hvor bygningskapitalen bestemmes i en dynamiseret version af (3), dvs. en relation, der postulerer en langsigtet niveausammenhæng mellem kapital, produktionsværdi og reale usercosts givet ved en usercost-følsom kapitalkvote.

En dynamisering kan eventuelt baseres på en antagelse om, at investeringerne foretages efter kapitaltilpasningsprincippet.

Uanset dynamisering postulerer den valgte ad-hoc tilgang, at den langsigtede sammenhæng mellem kapital, produktionsværdi og reale usercosts er givet ved en usercost-følsom kapitalkvote. Hvorvidt denne antagelse generelt kan tænkes at være i overensstemmelse med data, søges belyst i afsnit 4.1. I afsnit 4.2 præsenteres estimationsresultater for en dynamisering ved fejlkorrektion. Endelig præsenteres i afsnit 4.3 estimationsresultater for den nuværende bygningsinvesteringsrelation estimeret i niveau, dvs. en dynamisering baseret på kapitaltilpasningsprincippet.

Af overskuelighedshensyn søges den empiriske analyse holdt på det såkaldte xx -aggregat af ADAMs erhverv. Det er aggregatet af de 13 erhverv a , nf , nn , nb , nm , nt , nk , nq , b , qh , qt , qf og qq . Samme aggregat er anvendt i en række papirer omkring arbejdet med modelleringen af faktorefterspørgslen i ADAM marts 1995.

Det skal her nævnes, at det forventes, at grundlaget for ADAMs kapitaltal fra og med næste modelversion er NRs beregninger og ikke de nuværende "hjemmebryggede" kapitaltal. En væsentlige forskel mellem NRs beregninger og de nuværende kapitaltal i ADAM er, at tallene i ADAM er baseret på en antagelse om, at afskrivningsraterne er konstante over tid. Endvidere er det antaget, at afskrivningsraten er den samme i alle erhverv. I NRs data er der variation i afskrivningsrater, både over tid og over erhverv.

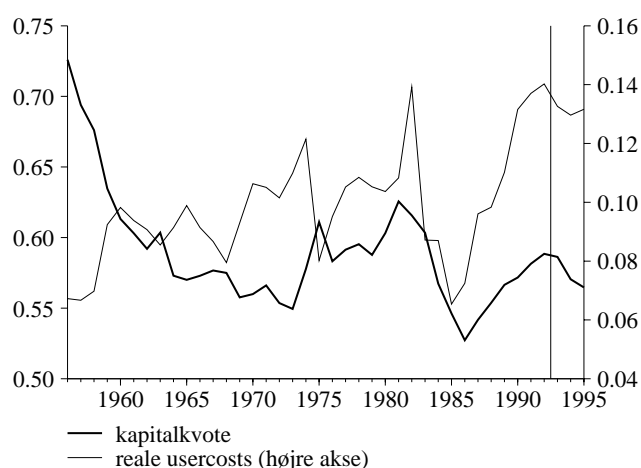
En sammenligning af NRs tal med ADAMs tal på aggregerede niveauer viser dog, at forskellen mellem kapitaltallene mest er af niveau-mæssig karakter, og at afskrivningsraterne (der indgår i usercost) er nogenlunde konstante over tid. Trods det, at den følgende analyse baseres på ADAMs tal, forventes den derfor at være langt mere vejledende end vildledende.

4.1 Kointegrerer kapitalkvote og reale usercost?

En analyse af tidsserier for kapitalkvote og real usercost for det såkaldte xx -aggregat af ADAMs erhverv viser, at såvel kapitalkvote som reale usercosts er $I(1)$ -processer. De strengt nødvendige statistiske forudsætninger for estimation af relationer, der har (3)som langsigtsbånd er således til stede.

I følge "teorien", dvs. relation (3), skal kapitalkvote og real usercost desuden kointegere. Hvor vidt dette er opfyldt for ADAMs xx -aggregat kam man få et indtryk af ved at kaste et blik på 4.1.

Figur 4.1 Kapitalkvote og real usercost for xx -aggregatet



Af figuren ses det, at der frem til begyndelsen af 1980-erne er en negativ samvariation mellem kapitalkvote og real usercost. Fra omkring 1982 og frem haves dog en tilsyneladende positiv samvariation.

Med denne figur i baghovedet kan det ikke umiddelbart forventes at estimere en fin relation, der alene bygger på en niveusammenhæng mellem kapitalkvote og real usercost. Dette bestyrkes af tabel 4.1, der opsummerer regressionen:

$$\log\left(\frac{fKb_{xx}}{fX_{xx}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \frac{uib_{xx}}{p_{xxx}} \quad (7)$$

- dvs. en relation, der postulerer, at sammenhængen mellem kapitalkvote og real usercost er givet ved en konstant semi-elasticitet.

Tabel 4.1 Estimation af (7)

β_0	β_1	s	R ²	DW	ADF
-0.445*	-0.869	0.065	0.062	0.242	-3.04

anm: n = 1956-1992.

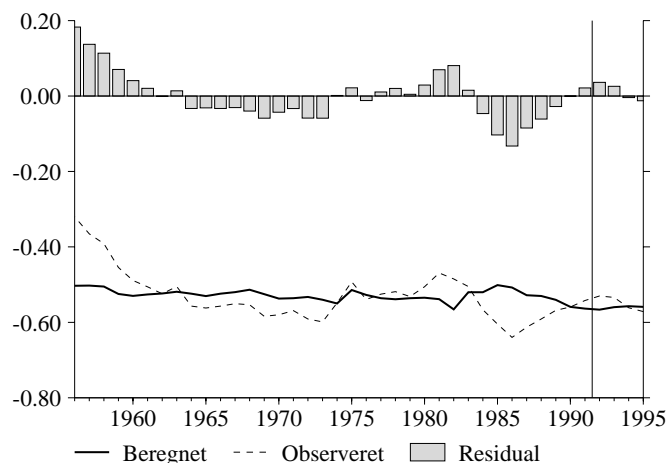
En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau).

ADF angiver t-værdien for α i regressionen $D(e_t) = \alpha e_{t-1} + \alpha_1 D(e_{t-1})$

Af tabellen fremgår det, at punkt-estimatet for følsomheden i usercost er negativt. Estimatet er dog ikke signifikant. Ved brug af approksimationen $DW = 2(1-r)$, viser DW-størrelsen, at autokorrelations-koefficienten er meget tæt på én, hvilket indikerer en ringe niveausammenhæng. ADF-størrelsen er hæderlig; men kan stringent ikke afvise ikke-stationaritet. Sammen med indtrykket fra figuren bestyrker dette, at der ikke er en stærk niveausammenhæng mellem kapitalkvote og real usercost.

Relationens forklaringssevne er illustreret i nedenstående figur 4.2.

Figur 4.2 Historisk forklaringssevne af (7)



Ser man i første omgang bort fra, at den probre modellering af bygningskapitalen selvfølgelig er dynamisk, kan man koncentrere sig om faktorer, der kan tænkes at have en afgørende indvirkning på niveausammenhængen på xx -aggregatet. Blandt disse er følgende særligt relevante, fordi der kan tages højde for dem:

- (i) *Aggregering*
- (ii) *Data (!)*

Ad (i)

Aggregering: Eksistens af niveausammenhænge på disaggregeret niveau?

Trods den ringe niveau-sammenhæng på xx -aggregatet kan der godt tænkes at være velbestemte niveau-sammenhænge på de enkelte erhverv. Fænomenet vil forekomme, hvis der ikke er en fælles stokastisk trend i de erhvervsfordelte forklarende variabler, her *usercost*.

Til illustration af, hvorvidt der på de enkelte erhverv er tale om robuste sammenhænge, der forsvinder ved aggregering, er sammenhængen mellem kapitalkvote og reale *usercosts* for de enkelte erhverv vist i figur 5.1 i bilag 1. For de fleste erhverv synes der – lige som for xx -aggregatet – at være en negativ samvariation mellem kapitalkvote og real *usercost* frem til ca. 1980, hvorefter den synes at blive svagere. Det sidste ses specielt for erhvervene *nb*, *nq*, *qf* og *qh*.

En mere formel analyse af de disaggregerede niveausammenhænge er givet i tabel 5.1, der viser resultater for estimation af relationen (7) på de enkelte erhverv. Af tabellen ses det, at for de fleste erhverv opnås en ringere niveausammenhæng (vurderet på ADF-størrelsen) og/eller, at relationen ikke giver økonomisk-teoretisk mening, idet der estimeres en positiv følsomhed i reale *usercosts*. *Generelt* redder disaggregeringen ikke den ringe niveau-sammenhæng og det således ikke et (eventuelt) fravær af en fælles stokastisk trend i *usercost*, der giver en ringe niveausammenhæng på xx -aggregatet.

Ad (ii)

Data: Måling af usercost

I ADAM har relationerne for nominelle *usercost* følgende skitse:

$$ui = (1-s)^{-1}(1-sz)pip[(1-s)iw + \delta + \xi - E(\dot{p}/p)] ,$$

<i>ui</i>	<i>usercost</i>
<i>s</i>	skattesats
<i>z</i>	tilbagediskonterede værdi af alle fremtidige afskrivninger pr. krone investeret i aktuelle år
<i>pip</i>	investeringspris
<i>iw</i>	rentesats
δ	fysisk afskrivningsrate
ξ	risiko-præmie
<i>pK</i>	kapitalgodepris

Disse relationer er konstrueret under en antagelse om, at investeringerne har en geometrisk overlevelseskurve, hvilket modsvarer af en konstant afskrivningsrate på kapitalbeholdningen. *Usercost*-udtrykkene er dermed konsistente med de nuværende kapitaltal i ADAM, der netop er konstrueret under en antagelse om en konstant afskrivningsrate. Men *usercost*-relationerne indeholder nogle

størrelser, hvis endelige modellering ikke a priori er bundet på hænder og fødder. Specielt skal forventningen til vækstraten i kapitalgodeprisen fastlægges. I den nuværende modelversion er disse – for bygningskapitalens vedkommende – bestemt ved et syv perioders glidende geometrisk gennemsnit i investeringsprisen vækstrate. Til hver periode er der endvidere knyttet samme vægt, hvilket "koger" forventningsleddet ned til simple udtryk af formen $((pip/pip_{-8})^{1/8}-1)$. Jf. modelgruppepapir MMP 15.11.95 "Om forventningsdannelsen i usercost" implicerer denne modellering af forventningsleddet dog en dynamisk diskontinuitet i effekt fra investeringspris til usercost. Og via erhvervenes mark-up prisdannelse fortsætter denne diskontinuitet ud i hele prismodellen. I samme papir vises det, at diskontinuiteten kan fjernes, hvis der i forventningsleddet anvendes en lagstruktur med aftagende frem for ens vægte. Dette berettiger i sig selv, at de forklaringssevns følsomhed over for modelleringen af prisforventningsleddet undersøges.

En modellering af forventningen til kapitalgodeprisen ud fra et glidende gennemsnit i investeringsprisen kan mere generelt udtrykkes på formen:

$$E\left(\frac{\dot{p}}{p}\right) = E\left(\frac{p}{p_{-1}} - 1\right) = \lambda \sum_{i=0}^q \gamma_i \frac{pip_{-i}}{pip_{-i-1}} \quad (9)$$

hvor γ_i 'erne summer til én og λ er en dæmpningsfaktor, der i det rendyrkede neoklassiske udtryk antager værdien én.

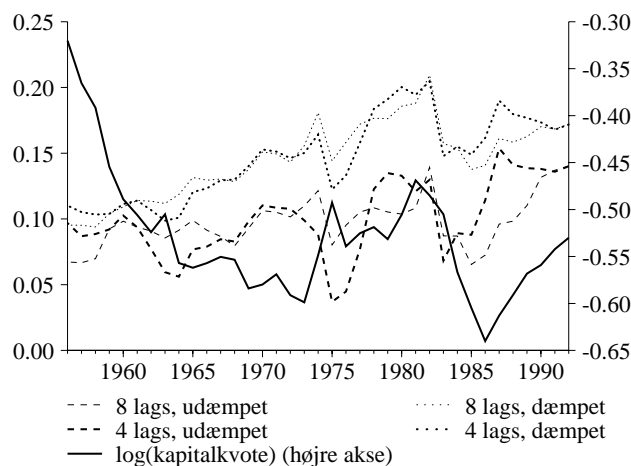
Lag-strukturen er principielt fri, men kan eventuelt af hensynet til modelegenskaber pålægges yderligere restriktioner (ud over sumrestriktionen). Fx kan lag-strukturen restrikeres til et Almon-lag, dvs. en lag-struktur, hvor γ_i 'erne restrikeres til at ligge et polynomium af orden $p < q$, dvs.

$$\gamma_i = \sum_{i=0}^p \alpha_i i^p \quad (10)$$

Strukturen vil så afhænge af p . I tilfældet $p = 0$ fås $\gamma_i = \alpha_0$, dvs. ens vægte, hvilket implicerer, at den forventede vækstrate i kapitalgodeprisen udgøres af et aritmetisk gennemsnit af historiske vækstrater i investeringsprisen. I tilfældet $p = 1$ fås $\gamma_i = \alpha_0 + \alpha_1 i$, dvs. lineært aftagende eller voksende vægte.

Lagstrukturen i de nuværende bygnings-usercost svarer til $p = 0$ og $q = 7$. I stedet for et aritmetisk gennemsnit af de historiske investeringspriser er der dog som nævnt anvendt et geometrisk gennemsnit.

I nedenstående figur 4.3 er kapitalkvoten sammenholdt med fire alternative serier for reale usercost på xx -aggregatet. I alle fire usercost-serier er lagstrukturen i forventningsleddet givet ved ens vægte ($p = 0$). Serierne adskiller sig fra hinanden i forventningsleddets laglængde (to af serierne har $q = 3$, de to andre har $q = 7$) og en dæmpning af dette (to serier har udæmpede forventningsled, de andre to har dæmpet forventningsled med $\lambda = 0.5$).

Figur 4.3 Usercost-udtryk, ens vægte i forventningsled

Det ses af figuren, at modelleringen af forventningsleddet har en synlig effekt på serierne for usercost. Dæmpningen af leddet har selvfølgelig først og fremmest en niveau-effekt.

Estimationsresultater for relationen (7) med de alternative usercost er vist i nedenstående tabel 4.3.

Tabel 4.3 Estimation af (7), ens vægte i forventningsled.

	β_0	β_1	s	R^2	DW	ADF
<i>q = 3</i>						
dæmpet forv.led	-0.415*	-0.779*	0.063	0.14	0.264	-3.04
udæmpet forv.led	-0.485*	-0.443	0.065	0.04	0.210	-3.10
<i>q = 7</i>						
dæmpet forv.led	-0.398*	-0.901*	0.062	0.15	0.285	-3.09
udæmpet forv. led	-0.445*	-0.869	0.065	0.06	0.242	-3.04

anm: $n = 1956-1992$.

En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau).

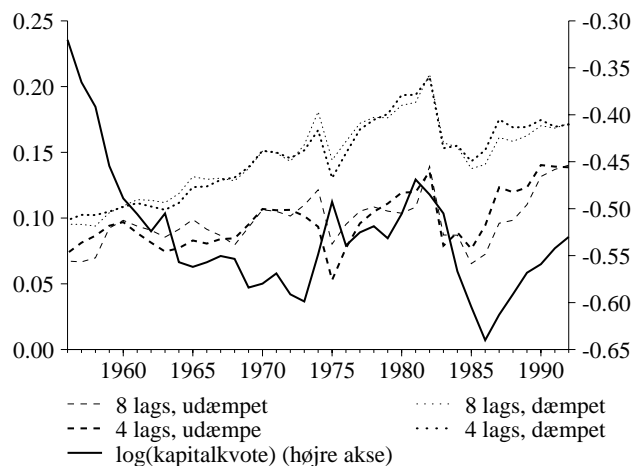
ADF angiver t-værdien for α i regressionen $D(e_t) = \alpha e_{t-1} + \alpha_1 D(e_{t-1})$

Det ses af tabellen, at modelleringen af leddet ikke har afgørende effekt på residualernes stationaritetsegenskaber. En dæmpning af leddet synes dog at give et mere præcist estimat for følsomheden i usercost og en bedre forklaringsevne for relationen som helhed.

Nedenstående figur 4.4 viser fire alternative usercost-udtryk, hvor vægtene i forventningsleddet er lineært aftagende. Som i figur 4.3 adskiller serierne sig

fra hinanden ved laglængde i og dæmpning af forventningsleddet.

Figur 4.4. Userost-udtryk, aftagende vægte i forventningsled ($p=1$)



Estimationsresultater på disse fire usercost-udtryk er illustreret i nedenstående tabel 4.4.

Tabel 4.4 Estimation af (7), aftagende vægte i forventningsled.

	β_0	β_1	s	R^2	DW	ADF
$q = 3$						
dæmpet forv.led	-0.410*	-0.817*	0.062	0.16	0.241	-2.99
udæmpet forv.led	-0.477*	-0.531	0.065	0.06	0.188	-3.08
$q = 7$						
dæmpet forv.led	-0.403*	-0.870*	0.062	0.15	0.269	-3.06
udæmpet forv. led	-0.457*	-0.740	0.065	0.06	0.215	-3.32

anm: $n = 1956-1992$.

En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau).

ADF angiver t-værdien for α i regressionen $D(e_t) = \alpha e_{t-1} + \alpha_1 D(e_{t-1})$

I dette tilfælde synes relationens stationaritetsegenskaber at være lidt mere følsom over for modelleringen af forventningsdannelsesleddet. Estimation på usercost med udæmpede led tenderer til at give højere ADF-værdier. Til gengæld fås bedre forklaringsevne i relationerne med dæmpet forventningsled.

En sammenligning af resultaterne i tabellerne 4.3 og 4.4 viser, at forklaringsevnen ikke er følsom overfor anvendelsen af aftagende vægte frem for ens vægte i lagstrukturen i forventningsleddet. For givet laglængde opnås nemlig nogenlunde samme spredning på residualerne (og R^2) uanset lagstruktur.

Estimationsresultaterne fra tabel 4.3. og 4.4 kan om ikke andet give grønt lys for, at der ud fra hensynet til modelegenskaberne anvendes en lagstruktur med aftagende vægte i forventingsleddet.

Offentlige erhvervsmæssige investeringer i bygninger og anlæg

En ikke ubetydelig del af de samlede private bygningsinvesteringer består af såkaldt offentlige erhvervsmæssige investeringer. Her gemmer sig sager som tele-kommunikation, Storebæltsbro, Øresundsforbindelse og investeringer i el-, gas- og varme-værker. Selv om investeringerne klassificeres som erhvervsmæssige kan man betvivle, at de i samme grad som de egentlige private investeringer er drevet af optimerende (omkostningsminimerende) adfærd. For – om ikke andet – at få belyst dette problems potentielle størrelse er de offentlige markedsmæssige investeringers andel af de samlede private investeringer, begge i løbende priser, vist i figur 6.1 i bilag 2. Det fremgår af figuren, at over perioden 1977-1994 udgør de offentlige investeringer knap halvdelen (!) af de samlede private investeringer i bygninger og anlæg. I forhold til modelleringen af disse investeringer kan dette give anledning til bekymring. Heldigvis viser figur 6.2 i bilag 2 dog, at knap halvdelen af de offentlige markedsmæssige investeringer er investeringer i el-, gas- og varme-anlæg. Disse har hjemme i ADAMs *ne*-erhverv, der ikke indgår i *xx*-aggregatet. Desværre er så størstedelen af de resterende offentlige markedsmæssige investeringer investeringer i telekommunikation og det, der på NR-slang kaldes *tjenester i forbindelse med transport*. Disse investeringer har hjemme i ADAMs *qt*-erhverv, der jo indgår i *xx*-aggregatet. Figur 6.3 i bilag 2 viser disse offentlige markedsmæssige investeringer andel af de samlede investeringer i *qt*-erhvervet. Til sammen udgør disse investeringer over halvdelen af de samlede investeringer i *qt*-erhvervet. Da *qt*-erhvervet målt på bygningskapitalens størrelse samtidig er et ret stort erhverv (bygningskapitalen i *qt*-erhvervet udgør knap 30% af bygningskapitalen i *xx*-aggregatet) kunne man overveje at rense dette erhverv ud af *xx*-aggregatet.

Ved estimation af relationen (7) på *xx*-aggregatet *uden qt*-erhvervet (*xxI*-aggregatet?) fås estimationsresultaterne vist i tabel 4.5

Tabel 4.5 Estimation af (7) uden *qt*-erhvervet

β_0	β_1	s	R ²	DW	ADF
-0.668*	-0.930	0.063	0.10	0.284	-2.99

anm: n = 1956-1992.

En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau).

ADF angiver t-værdien for α i regressionen $D(e_t) = \alpha e_{t-1} + \alpha_1 D(e_{t-1})$

Ved en sammenligning med tabel 4.4 ses det, at udrensningen af *qt*-erhvervet giver en marginalt højere, men stadig insignifikant, følsomhed i *usercost*. Forklaringssevnen øges marginalt; men stationaritetsegenskaberne forbedres ikke.

I det følgende er inddragelsen af *qt*-erhvervet i *xx*-aggregatet derfor fastholdt. Det skal selvfølgelig også ses i lyset af, at den endelige modellering er tænkt at foregå på "erhvervs-niveau", hvor der kan tages hensyn til særlige forhold i fæle erhverv.

4.1 Dynamisk specifikation, generel fejlkorrektion

Som nævnt er kapitalkvot og real usercost begge I(1) serier, hvorfor data opfylder nødvendige betingelser for modelleringen af bygningskapitalen som en fejlkorrektionsrelation, hvor den langsigtede sammenhæng mellem bygningskapital, produktion og real usercost er givet ved relationen (7). De indledende statistiske estimationer viser dog, at niveausammenhængen mellem kapitalkvot og usercosts er forholdsvis ringe.

Lukker man imidlertid øjnene for dette og estimerer fejlkorrektionen:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fKb_{xx}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Dlog}(fX_{xx}) + \beta_2 \text{D}\left(\frac{uib_{xx}}{p_{xxx}}\right) \\ & + \beta_3 \log(fKb_{xx}/fX_{xx})_{-1} + \beta_4 \left(\frac{uib_{xx}}{p_{xxx}}\right)_{-1} \end{aligned} \quad (11)$$

fås en regression med autokorrelerede og trendede residualer. Desuden bliver det kortsigtede gennemslag fra usercost positivt. Alene af den grund duer relationen ikke.

En estimation ad fejlkorrektionen *uden* kortsigtet gennemslag fra usercost, svarende til restriktionen $\beta_2 = 0$, har ligeledes dårlige statistiske egenskaber; men trods alt korrekte fortegn til parametre. Estimationen er opsummeret i tabel 4.6.

Tabel 4.6 Estimation af (11), $\beta_2 = 0$

β_1	β_3	β_4	R^2	s	DW
0.121	-0.070*	-0.138	0.31	0.009	0.371
F($\hat{\epsilon} = [1:X:\hat{\epsilon}_1]\alpha$) = 11.37* F ($\hat{\epsilon} = [1:t:t^2:t^3]\alpha$) = 11.70* F ($\hat{\epsilon} = [1:y_{-1}]\alpha$) = 57.90*					

anm: n = 1957-1992

En * angiver, at parameteren / F-størrelsen er signifikant (5%-niveau)

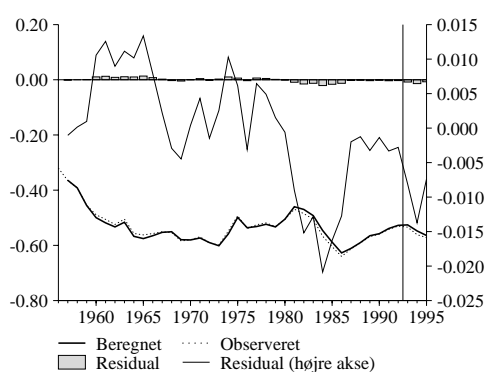
En sammenligning af tabellen med tabel viser dog, at relationens forklaringssevne (vurderet på spredningen) falder markant ved dynamiseringen. Den langsigtede semi-elasticitet i usercost estimeres til knap -2; men det ses også, at tilpasningen forløber meget langsomt.

Residualerne er som nævnt væmmelige: DW-statistikken indikerer, at residualerne er autokorrerede, hvilket bestyrkes af et formelt F-test. Et andet F-test viser, at residualerne er (kubistisk) trendede, mens et tredje viser, at residualerne kan forklare ud fra den laggede endogene, $\text{Dlog}(fKb_{xx-1})$.

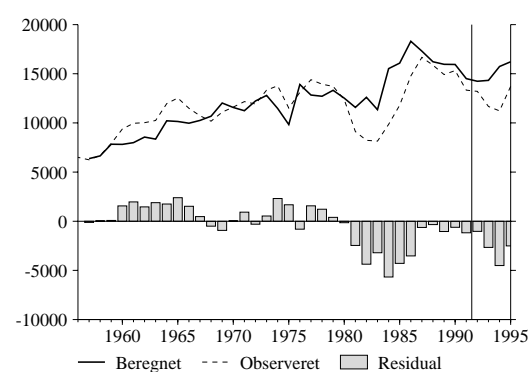
Relationens forklaringssevne er vist grafisk i nedenstående figur 4.5. Diagrammet til venstre viser beregnet, observeret og residual for selve estimationsligningen. Diagrammet til højre viser samme for bruttoinvesteringerne, der konsistent med datakonstruktionen beregnes ud fra antagelsen om en konstant afskrivningsrate på 3%, dvs. som $fib = D(fKb) + 0.03 fKb_{-1}$. Det ses af figuren, at nok er residualerne i estimationsligningen er små; men jf. F-testene udviser de kraftig systematisk variation. Denne systematiske variation genfindes i residualerne for investeringsligningen.

Figur 4.5 Historisk forklaringssevne af relationen (11)

log(kapitalkvote)



bruttoinvesteringer



Estimation på de enkelte erhverv i xx -aggregatet er vist i tabel 5.2 i bilag 1. Af tabellen ses det, at der også på det disaggregerede niveau generelt er problemer med systematik i residualerne.

Man behøver dog endnu ikke at bryde grædende sammen. Selv om F-testene siger, at modellen er fejlspecificeret, er de jo på samme tid konstruktive. I det følgende vil der således blive set på effekten af:

- (i) *Inddragelse af den laggede endogene*
- (ii) *Modellering af AR(1)-proces i restleddene*
- (iii) *Inddragelse af polynomiske trends*

Ad (i)

Inddragelsen af den laggede endogene

En estimation af relationen (11) med den laggede vækstrate i bygningskapitalen giver også her et positivt gennemslag fra usercost på kort sigt. Det er derfor valgt at estimere relationen:

Resultatet fremgår af nedenstående tabel 4.7

Tabel 4.7 Estimation af (12)

β_1	β_3	β_4	β_5	R^2	s	DW
-----------	-----------	-----------	-----------	-------	---	----

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fKbxx) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Dlog}(fXxx) + \beta_3 \log(fKbxx/fXxx)_{-1} \\ & + \beta_4 \left(\frac{uibxx}{pxxx} \right)_{-1} + \beta_5 \text{Dlog}(fKbxx)_{-1} \end{aligned} \quad (12)$$

0.128*	-0.027*	-0.068	0.825*	0.91	0.003	1.69
--------	---------	--------	--------	------	-------	------

anm: n = 1958-1992

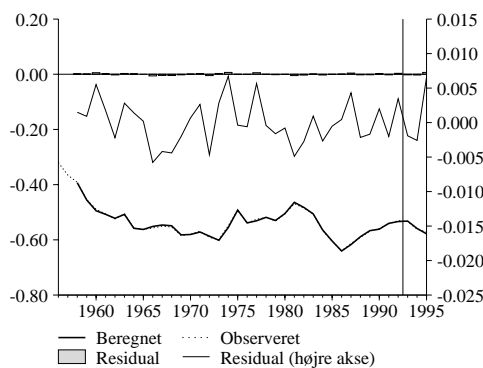
En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau)

Det ses af tabellen, at forklaringsvnen forbedres kraftigt ved inddragelsen af den laggede endogene. Den langsigtede semi-elasticitet i usercost er ca. -2.5; men også her forløber tilpasningen til langsigtslige vægten meget langsomt.

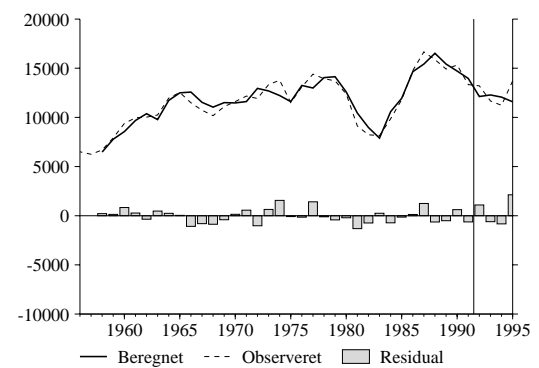
Relationens forklaringssevne er illustreret i nedenstående figur 4.6. Af diagrammet til venstre ses det, at den beregnede kapitalkvote ikke er til at skelne fra den observerede. De forstørrede residualer – vist med den tynde fuldtotrukne linie – ser forholdsvis pæne ud. Residualerne i den afledte investeringsrelation er ligeledes pæne.

Figur 4.6 Forklaringsevne af relationen (12)

log(kapitalkvote)



bruttoinvesteringer

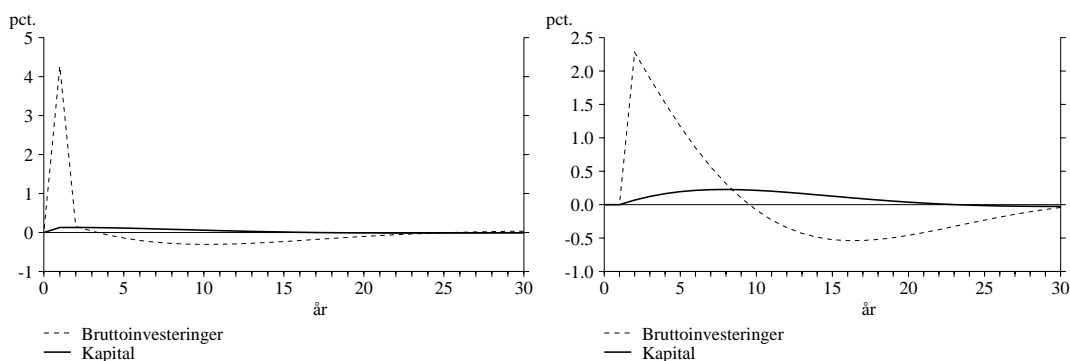


Rationens modelmæssige egenskaber er illustreret i figur 4.7. Figuren viser effekten af temporære og permanente stød til produktion og usercost på såvel bygningskapital som bruttoinvesteringer.

Figur 4.7 Effekt på investeringer og kapital af stød til produktion og usercost for relationen (12)

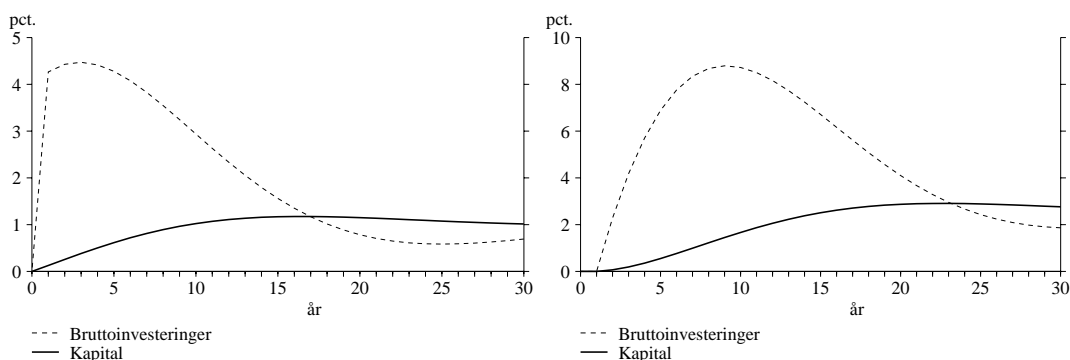
Effekt af temporær stigning i produktion med 1%

Effekt af temporær stigning i usercost med 1%-point



Effekt af permanent stigning i produktion med 1%

Effekt af permanent stigning i usercost med 1%-point



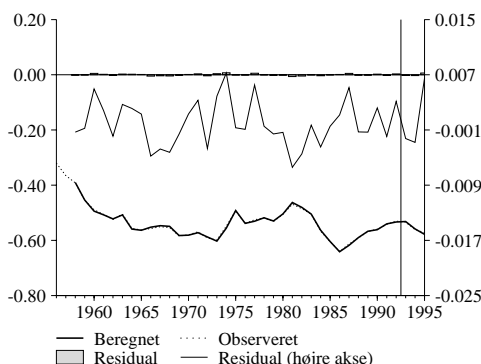
Det ses af figuren, at effekten på investeringerne er "bløde". For de permanente justeringer ses det endvidere, at kapitalapparatet tenderer til at "overshooote" på det mellemlange sigt, hvilket giver efterfølgende "overshooting" ("undershooting"?) i investeringer. Disse svingninger vil generelt være til stede i AR(2)-modeller og specielt i fejlkorrigeringsrelationer med laggede differenser i den endogene variabel (se fx modelgruppepapir TTH 24.10.94 "Mere om dynamik i faktorefterspørgslen"). Men de forekommer ikke umiddelbart plausible i en *isoleret model* for faktorefterspørgslen.

I bilag 3 er det vist, at overshooting-egenskaben kan elimineres ved den (ikke-lineære) parameter-restriktion $(1+\beta_3+\beta_5)^2 = -\beta_5/4$, og at estimation under denne restriktion kun giver en marginal forringelse af forklaringsevnen. Det sidste ses også af nedenstående figur 4.6a, der sammenholder observerede med beregnede størrelser (kapitalkvote og bruttoinvesteringer), hvor de beregnede størrelser er baseret på en regression, der eliminerer overshooting.

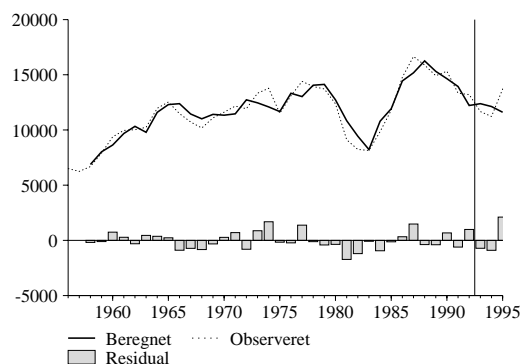
Effekten på investeringer og kapital for regressionen uden overshooting er vist i figur 4.7a. Bemærkes den høje langsigtede semielasticitet i reale usercost.

Figur 4.6a Forklaringsevne af relationen (12), overshooting elimineret.

log(kapitalkvote)



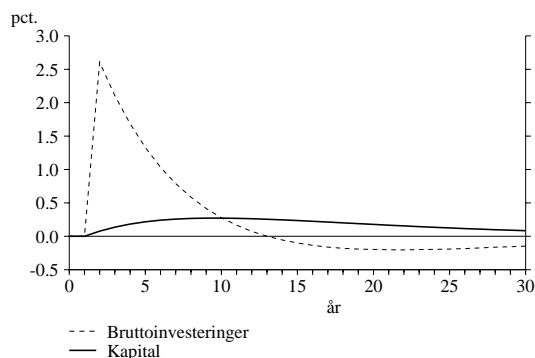
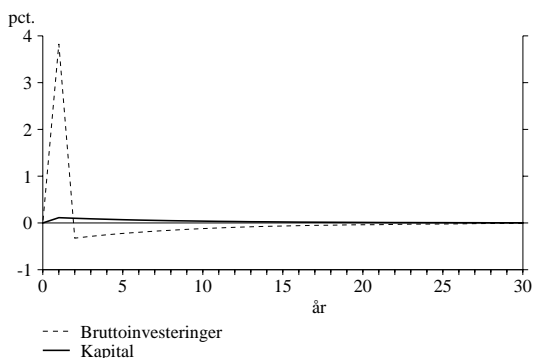
bruttoinvesteringer



Figur 4.7a Effekt på investeringer og kapital af stød til produktion og usercost for relationen (12), overshooting elimineret

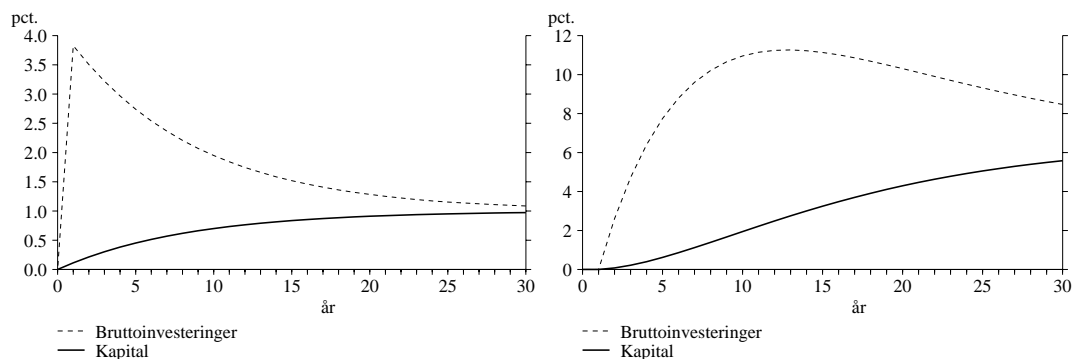
Effekt af temporær stigning i produktion med 1%

Effekt af temporær stigning i usercost med 1%-point



Effekt af permanent stigning i produktion med 1%

Effekt af permanent stigning i usercost med 1%-point



Ad (ii)

AR(1)-proces i restleddene

Ved estimation af (11) med en AR(1)-processen $e = \rho e_{-1}$ i restleddene fås igen et positivt gennemslag fra usercost på kort sigt. Også her er det derfor valgt at estimere relationen under restriktionen $\beta_2 = 0$. Estimationsresultatet fremgår af nedenstående tabel 4.8.

Tabel 4.8 Estimation af (11) med AR(1)-proces i restled

β_1	β_3	β_4	ρ	R^2	s	DW
0.119*	-0.190*	+0.000	0.897*	0.92	0.003	1.33

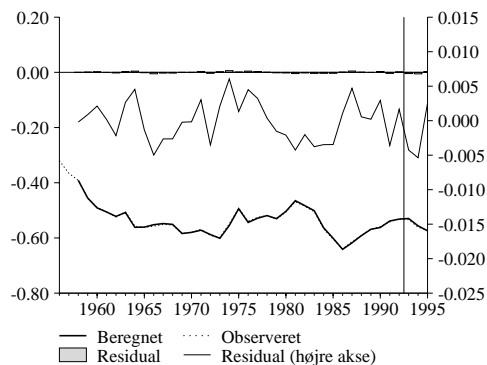
anm: $n = 1957-1992$

En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau)

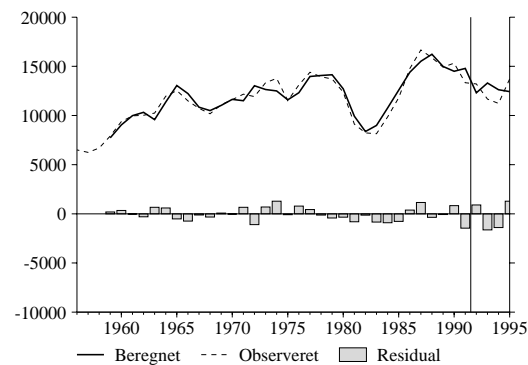
Det ses af tabellen, at AR(1)-konstruktionen lige som relationen med den laggede endogene nok giver en glimrende forklarende evne, hvilket også ses af nedenstående figur 4.8. Der er dog et par problemer ved relationen: For det første er estimatet for ρ tæt på én, hvilket indikerer en ringe niveausammenhæng. For det andet er punkt-estimatet for følsomheden i usercost *nul*.

Figur 4.8 Forklaringsevne af (11) med AR(1)-proces i restled

log(kapitalkvote)



bruttoinvesteringer

*Ad (iii)**Inddragelse af en polynomisk trend*En polynomisk trend af orden p antager formen:

$$\Gamma(t) = \sum_{i=1}^p \gamma_i t^i \quad (13)$$

For store p er det en fleksibel sag, der kan fange næsten al systematik i residualerne.

Ved estimation af relationerne med polynomiske trends skal polynomiets grad fastlægges a priori. Man kan naturligvis formelt teste for den forklaringsmæssigt optimale grad af trend-polynomiet eller fastlægge graden ud fra et grid-search.

Ved et grid-search efter det bedste polynomium fås her $p = 7!$ Polynomiet er dog pålagt (to) restriktioner, der giver flade endepunkter ($\Gamma(t)/dt = 0$ for $t = 1957$ og $t = 1992$). Herved undgås, at polynomiet fanger outliers i endepunkterne. Trods disse restriktioner må det dog siges at være et lige lovligt fleksibelt polynomium, når antallet af observationer taget i betragtning.

Tabel 4.9 opsummerer regressionen.

Tabel 4.9 Estimation af (11) med polynomisk trend

β_1	β_3	β_4	R^2	s	DW
0.089*	-0.187*	-0.124*	0.93	0.003	1.19

$$\Gamma(t) = 0.026^* \cdot \tau - 0.028^* \cdot \tau^2 - 0.260^* \cdot \tau^3 + 0.081^* \cdot \tau^4 + 0.399^* \cdot \tau^5 - 0.045^* \cdot \tau^6 - 0.178^* \cdot \tau^7,$$

$$\tau = 2/35 \cdot 1992 \cdot \text{tid} - 2/35 \cdot 1992 + 1$$

anm: n = 1957-1992

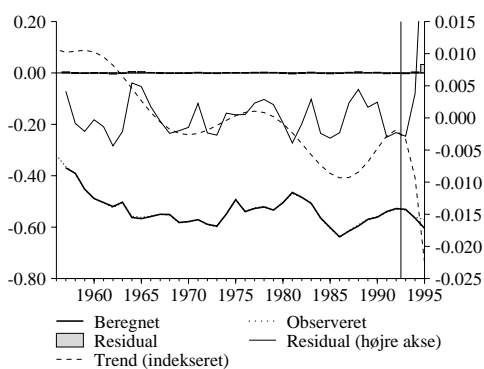
En * angiver, at parameteren er signifikant (5%-niveau)

Det ses af tabellen, at der som i tilfældet med den laggede endogene og AR(1)-konstruktionen opnås en særdeles god forklaringsevne. Alle parametre er signifikante og tilpasningshastigheden er – i sammenligning med de andre konstruktioner – høj. Den langsigtede semielasticitet i usercost er dog beskedent, ca. -0.66.

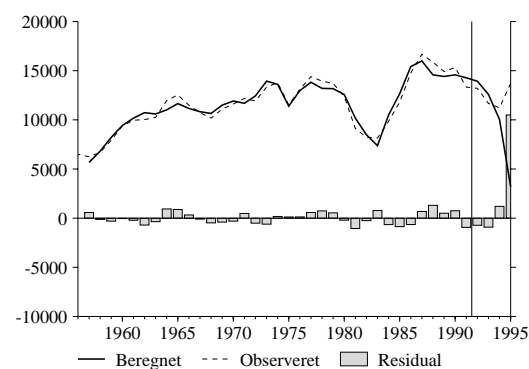
Relationens forklaringsevne er vist i figur 4.9. Ogå her gælder det, at den beregnede kapitalkvote ikke kan skelnes fra den observerede. De forstørrede residualer er rimelige. Det samme gælder residualerne i den afledte investeringsligning.

Figur 4.9 Forklaringsevne af relationen (11) med polynomisk trend

log(kapitalkvote)



bruttoinvesteringer



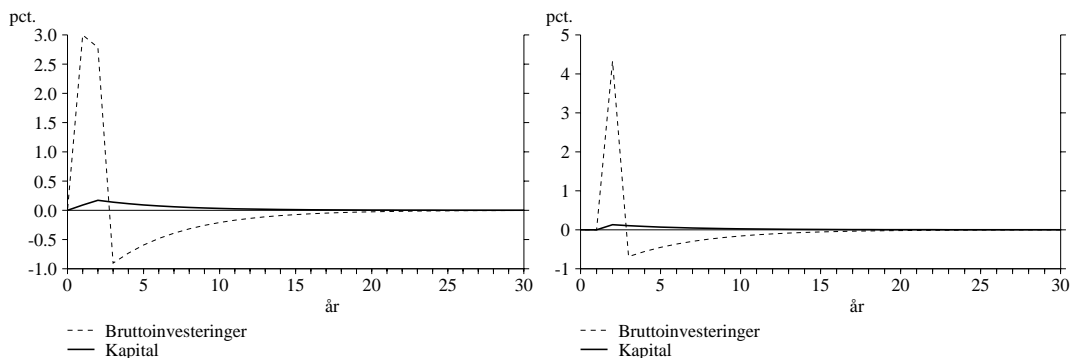
Endelig er relationens modelmæssige egenskaber illustreret i figur 4.10, der effekten på såvel bruttoinvesteringer og kapitalapparat af stød til produktion og real usercost.

En sammenligning med de tilsvarende eksperimenter på fejlkorrektionsrelationen med den laggede endogene (figur 4.7) ses det, at tilpasningen her forløber hurtigere, ligesom der naturligvis ikke er problemer med "overshooting".

Figur 4.10 Effekt på investeringer og kapital af stød til produktion og usercost, fejlkorrektion med polynomisk trend

Effekt af temporær stigning i produktion med 1%

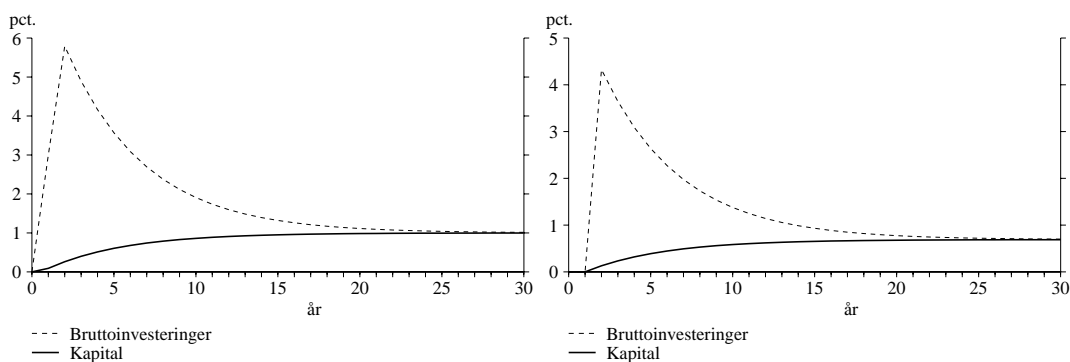
Effekt af temporær stigning i usercost med 1%-point



Figur 4.10 - fortsat

Effekt af permanent stigning i produktion med 1%

Effekt af permanent stigning i usercost med 1%-point



4.2 Dynamisk specifikation, kapitaltilpasningsprincippet

Som nævnt i afsnit 2 er den nuværende relation for de aggregerede bygningsinvesteringer estimeret i ændringer. En niveau-estimation kræver data for bygningskapitalen, hvilket ikke forelå, da relationen i tidernes morgen blev estimeret. Men det gør der jo nu. Nedenstående tabel tabel 4.10 opsummerer resultater for estimation af ADAMs nuværende investeringsrelation i niveau på xx -aggregatet.

Tabel 4.10. Estimationsresultater, kapitaltilpasningsprincippet

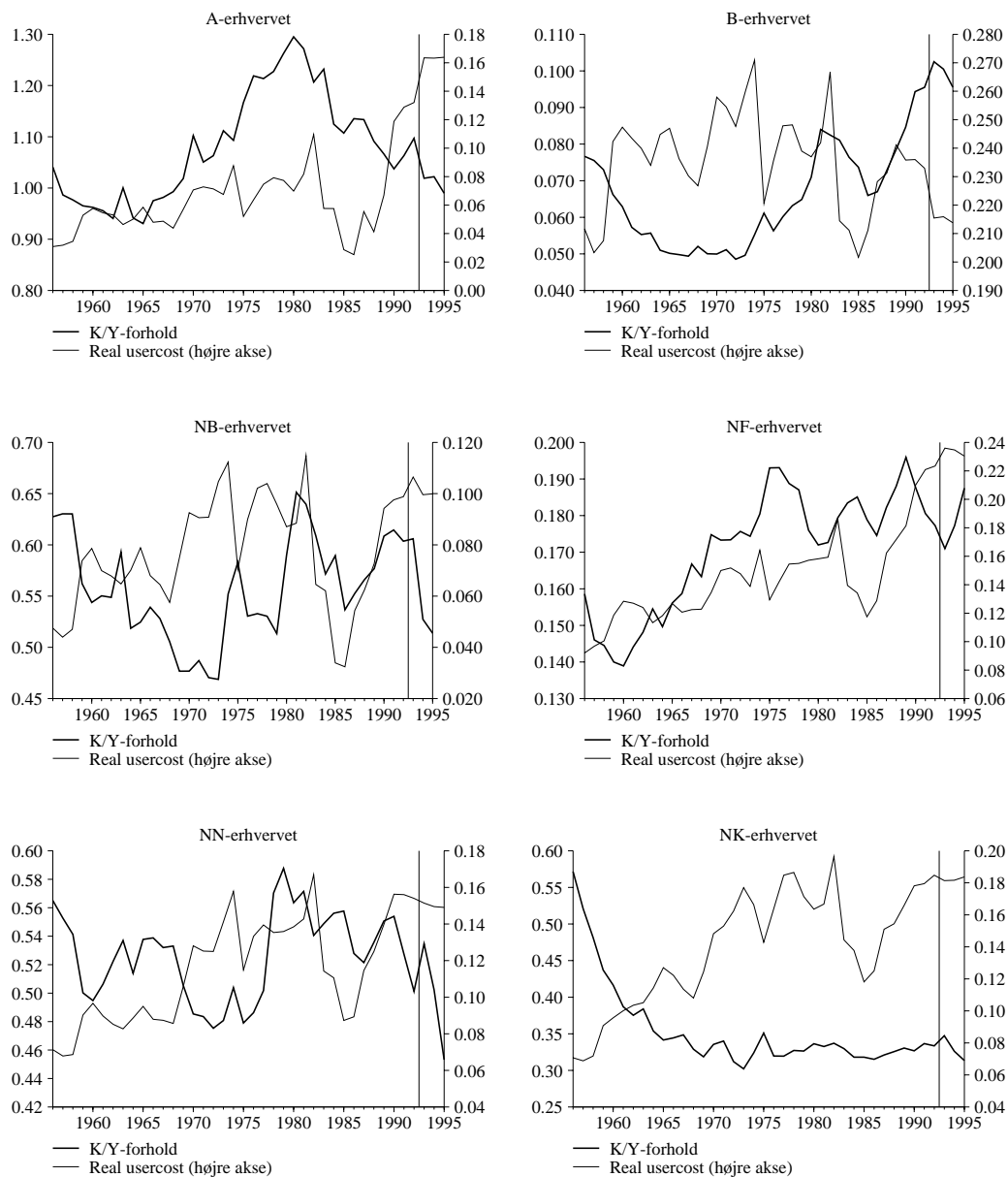
Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Bruttoinvesteringer	fIb_{xx}		
Produktion	fX_{xx}	0.0243	0.0207
Produktion, lagget	fX_{xx-1}	0.0574	0.0235
Reale usercost	$fX_{xx}(0.2 \cdot uib_{xx-1} / p_{xxx-1} + 0.4 \cdot uib_{xx-2} / p_{xxx-2} + 0.4 \cdot uib_{xx-3} / p_{xxx-3})$	-0.0440	0.0577
Kapitalapparatet, lagget	fKb_{xx-1}	-0.1173	0.0292
Konstant		7989.37	1350.69

Anm. n=1959-1992 s = 1293.21 R²=0.71 DW = 0.54

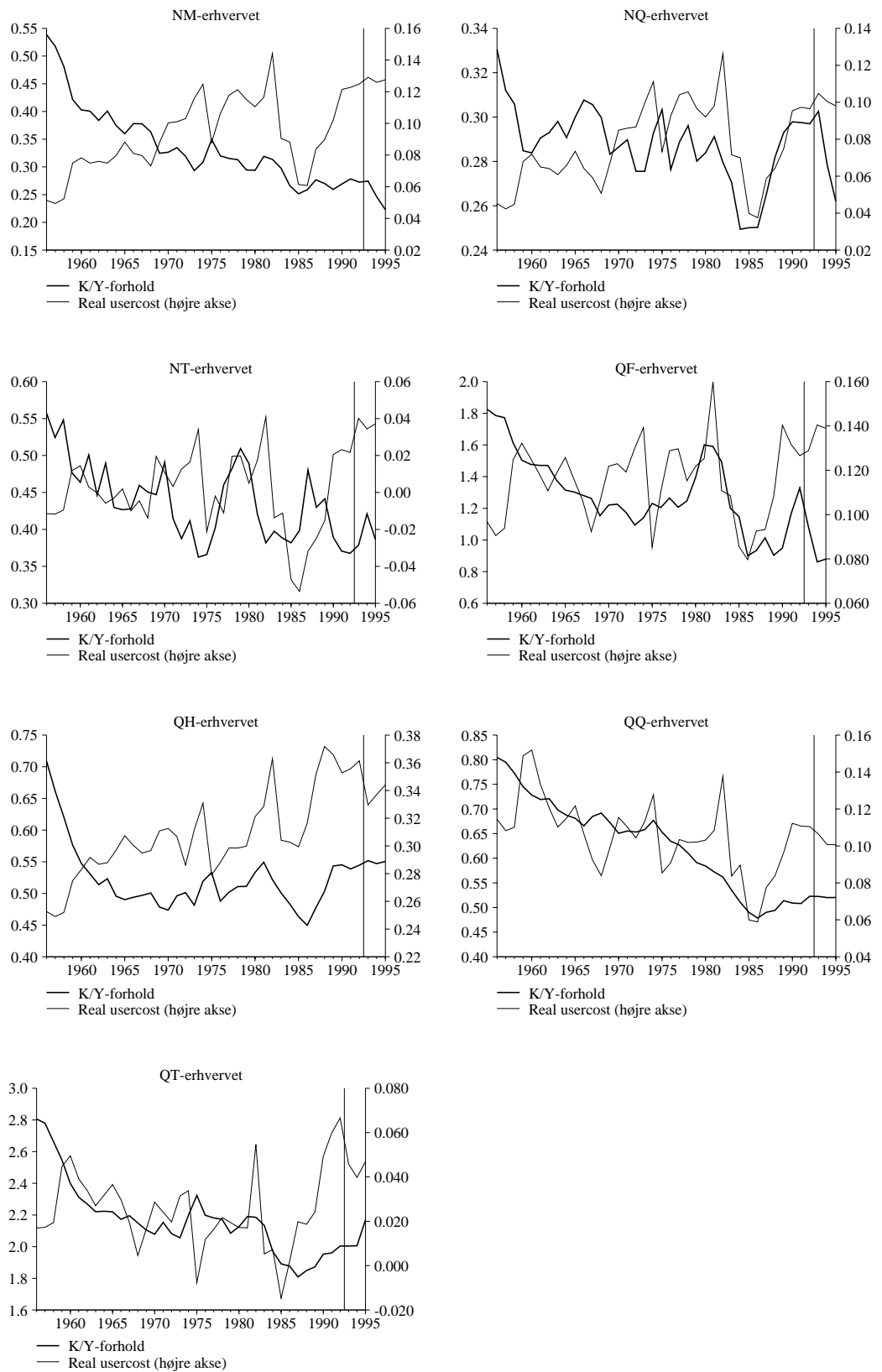
Ved sammenligning med tabel 3.1 ses det, at niveau-relationen giver nogenlunde samme parameter-estimer som den reestimerede relation. Også her er følsomheden i usercost altså meget lav. DW-statistikken indikerer stærkt autokorrelerede residualer, hvilket tyder på at dynamiseringen ved kapitaltilpasningsprincippet er for restriktiv.

Bilag 1. Estimationsresultater på de enkelte erhverv

Figur 5.1 Kapitalkvot og real usercost i de enkelte erhverv



Figur 5.1 - fortsat



Tabel 5.1. Estimation af (7) på de enkelte erhverv

Erhverv	β_1	s	DW	DF
a	1.15	0.093	0.269	-1.17
b	-4.65*	0.190	0.237	-1.33
nb	-0.899	0.090	0.476	-2.51
nf	1.91*	0.079	0.389	-1.92
nn	-0.187	0.058	0.481	-2.71
nk	-3.09*	0.095	0.405	-3.00
nm	-4.76*	0.159	0.303	-2.44
nq	0.002	0.061	0.441	-2.72
nt	-0.612	0.119	0.540	-2.46
qf	1.30	0.184	0.262	-2.63
qh	-1.06*	0.087	0.302	-2.98
qq	4.17*	0.127	0.334	-1.99
qt	0.361	0.105	0.113	-2.94

anm: n = 1956-1992

En * angiver, at parameteren / F-størrelsen er signifikant (5%-niveau)

Tabel 5.2 Estimation af (11) på de enkelte erhverv

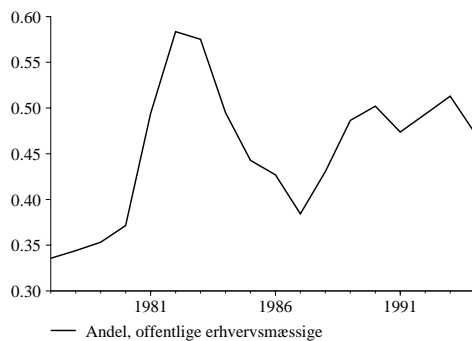
erhverv	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	s	DW	F i regression: $\hat{\epsilon} = [i:X:\hat{\epsilon}_i]\alpha$	F i regression: $\hat{\epsilon} = [i:t:t^2:t^3]\alpha$	F i regression: $\hat{\epsilon} = [i:X:y_i]\alpha$
<i>a</i>	0.116	-0.069	-0.013	0.038	0.04	0.019	0.304	17.5*	6.86*	105*
<i>b</i>	0.056	-0.003	-0.054*	-0.272	0.47	0.012	1.04	1.53	3.96*	7.33*
<i>nb</i>	0.169*	-0.104	-0.172*	-0.175	0.44	0.021	0.834	3.73*	4.01*	15.3*
<i>nf</i>	-0.006	0.017	-0.011	-0.013	0.11	0.014	1.08	1.19	4.44*	10.8*
<i>nn</i>	0.165	-0.261	-0.177*	-0.216	0.28	0.022	1.40	0.57	0.57	3.85*
<i>nk</i>	0.120*	-0.258	-0.148*	-0.527*	0.61	0.012	1.31	0.75	5.37*	4.34*
<i>nm</i>	0.021	-0.067	0.012	-0.273	0.18	0.019	0.91	2.57*	1.78	30.6*
<i>nq</i>	0.208*	0.033	-0.119	-0.406*	0.26	0.022	0.79	4.06*	5.10*	18.1*
<i>nt</i>	0.020	0.035	0.062	-0.062	0.15	0.022	1.510	0.24	2.83	1.10
<i>qf</i>	0.034	0.018	0.002	0.071	0.02	0.024	0.728	4.02*	13.1*	29.8*
<i>qh</i>	0.107	0.175	-0.093*	-0.05	0.29	0.015	0.590	6.54*	3.66*	37.5*
<i>qq</i>	0.187	0.117	-0.004	-0.199	0.24	0.014	0.688	4.75*	4.87*	16.6*
<i>qt</i>	0.071	0.134	-0.016	0.245*	0.21	0.008	0.539	8.04*	8.75*	38.7*

anm: n = 1957-1992

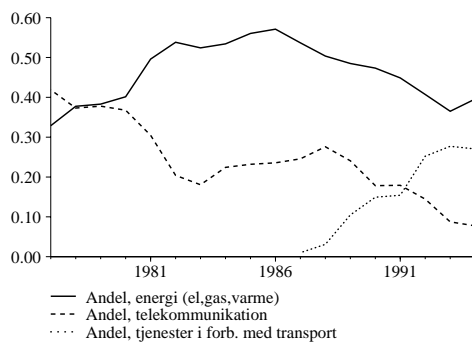
En * angiver, at parameteren er signifikant (5% niveau).

Bilag 2. Offentlige erhvervmæssige investeringer

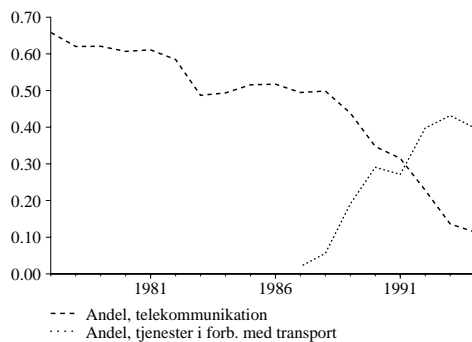
Figur 6.1 Offentlige erhvervmæssige investeringers andel af samlede private investeringer i bygninger og anlæg



Figur 6.2 Offentlige erhvervmæssige investeringer fordelt på sektorer



Figur 6.3 Offentlige erhvervmæssige investeringers andel af samlede private investeringer i *qt*-erhvervet



Bilag 3.

Om den generelle AR(2)-model

$$y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \text{eksogene}, \quad (14)$$

vides det, at der vil opnå en ikke-svingende tilpasning til en langsigtlig vægt, hvis rødderne i det tilhørende karakteristiske polynomium $1 - \gamma_1 z - \gamma_2 z^2 = 0$ er reelle og summer til noget, der numerisk er mindre end én. Da polynomiet har to rødder givet ved

$$z = \frac{\gamma_1 \pm \sqrt{\gamma_1^2 + 4\gamma_2}}{-2\gamma_2}$$

vil disse være reelle, hvis $\gamma_1^2 \geq 4\gamma_2$ (*).

Da Fejlkorrigeringsmodellen med den laggede endogene, dvs. (12), kan omskrives til formen (14) som:

$$\begin{aligned} \log(fKbxx) = & \gamma_0 + \gamma_1 \log(fKbxx_{-1}) + \gamma_2 \log(fkbxx_{-2}) \\ & + \gamma_3 \log(fXxx) + \gamma_4 \log(fXxx_{-1}) + \gamma_5 \frac{uibxx_{-1}}{pxxx_{-1}} \end{aligned} \quad (16)$$

hvor $\gamma_1 = (1 + \beta_3 + \beta_5)$ og $\gamma_2 = -\beta_5$, vil der ikke være overshooting, hvis uligheden $(1 + \beta_3 + \beta_5)^2 \geq -4\beta_5$ er opfyldt. Fra tabel 4.7 fås, at $(1 + \beta_3 + \beta_5)^2 = 3.23$ og $-4\beta_5 = 3.30$. Uligheden (*) er således ikke opfyldt, hvilket forårsager overshooting.

Overshooting'en kan imidlertid elimineres gennem parameter-restriktioner, der opfylder uligheden (*). Af disse er restriktionen $(1 + \beta_3 + \beta_5)^2 = -4\beta_5$ den blideste. Estimation af modellen (12) pålagt denne restriktion kan foretages ved estimation af (19) under restriktionerne $\gamma_2 + \gamma_1^2/4 = 0$ og $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 = 1$, hvor den sidste restriktion blot sikrer langsigtet homogenitet i produktionen.

Nedenstående tabel viser opsummerer estimationen af (19) under ovenstående restriktioner. Estimationen er foretaget ved direkte maximum likelihood, da restriktionen $\gamma_2 + \gamma_1^2/4 = 0$ giver ikke-linearitet i parametre.

Estimation af (16) under restriktionerne $\gamma_2 + \gamma_1^2/4 = 0$ og $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 = 1$,

γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	s	DW
1.778*	-0.7910*	0.1138*	-0.1016*	-0.0772*	0.003	1.61

anm: En * angiver, at parameteren er signifikant (5% niveau)

Et LR-test for restriktionen $\gamma_2 + \gamma_1^2/4 = 0$ giver en p-værdi på ca. 0.09, dvs. elimineringen af overshooting giver ikke en signifikant forringelse af relationens forklaringssevne. Bemærk dog, at $\gamma_1 + \gamma_2$ næsten summer til én. Dette indikerer, at der kun er en meget ringe niveausammenhæng mellem kapitalkvote og usercost.

Ud fra γ -parametrene i (16) kan β -parametrene i (12) findes som:

$$\beta_1 = \gamma_3 = 0.1134, \beta_3 = -(\gamma_3 + \gamma_4) = -0.0124, \beta_4 = \gamma_5 = -0.0785.$$