

## Olieprisrelationer i ADAM

### Resumé:

*Papiret forsøger at opstille ligninger for importprisen på råolie ( $pm3r$ ), kul og koks ( $pm3k$ ) samt for olieprodukter, el og gas ( $pm3q$ ).*

*Som udgangspunkt forsøges importpriserne modelleret ved fejlkorrigeringsligninger, hvor importpriserne på langt sigt tilpasser sig et indeks for olieprisen i danske kr.*

*Fejlkorrigeringsligningen for  $pm3r$ -relationen er meget hurtig og overshooter, hvorfor en simpel ændringsligning uden noget niveau forsøges estimeret, hvor øgede oliepriser slår fuldt igennem på importprisen efter to år. Formuleringen er dog i modstrid med data, hvorfor vi i sidste ende har bestemt os for fejlkorrigeringsligningen.*

*I produktionen af olieprodukter el og gas ( $3q$ ) indgår andre produktionsfaktorer end lige råolie, hvorfor omkostningerne til disse også forsøges inddraget i ligningen for  $pm3q$  - forsøget mislykkes, og en variant af den først estimerede fejlkorrigeringsform foreslåes.*

*Ligningerne giver mulighed for stød til dollarkurs og den internationale prisnotering på råolie i ADAM modellen.*

---

EBJ19505.WPD

Nøgleord: Importpriser, oliepris, fejlkorrektion

*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 ADAM, april 2004, er importprisen på råolie ( $pm3r$ ) eksogen, mens importprisen på koks og kul ( $pm3k$ ) og olieprodukter, el og gas ( $pm3q$ ) fremskrives med vækstraten i importprisen på råolie ganget med en  $k$ -faktor:

$$\begin{aligned} pm3k &= pm3k_{-1} \cdot kpm3k \cdot \frac{pm3r}{pm3r_{-1}} \\ pm3q &= pm3q_{-1} \cdot kpm3q \cdot \frac{pm3r}{pm3r_{-1}} \end{aligned} \quad (1)$$

Dette papir forsøger i første omgang at beskrive importpriserne på de tre energivarer ved hjælp af fejlkorrektionsligninger, hvor importprisen på de enkelte energivarer tilpasser sig olieprisen i danske kr. Endvidere undersøges det, om der på langt sigt er et 1:1 forhold mellem importprisen på den pågældende vare og olieprisen i danske kr.

Afsnit 2 præsenterer estimationsligningerne, afsnit 3 præsenterer kort datagrundlaget og afsnit 4 diskuterer estimationsresultaterne.

I afsnit 5 beskrives de *endelige* ligninger vi har lagt ind i modellen, og i afsnit 6 laves nogle få multiplikatoreksperimenter. Endelig konkluderes papiret i afsnit 7.

## 2. Estimationsligninger

Importpriserne tænkes estimeret efter følgende skitse:

$$\begin{aligned} D \log(pm_j) &= \alpha_1 D \log(pee3r) + \alpha_2 D \log(pee3r_{-1}) \\ &\quad - \alpha_3 \log(pm_{j,-1}) + \alpha_4 \log(pee3r_{-1}) + \kappa \end{aligned} \quad (2)$$

hvor

$pm_j$  Importprisen på energivare  $j$ ,  $j = 3r, 3k, 3q$   
 $pee3r$  Indeks for prisen på råolie i danske kr (= 1 i 1995)

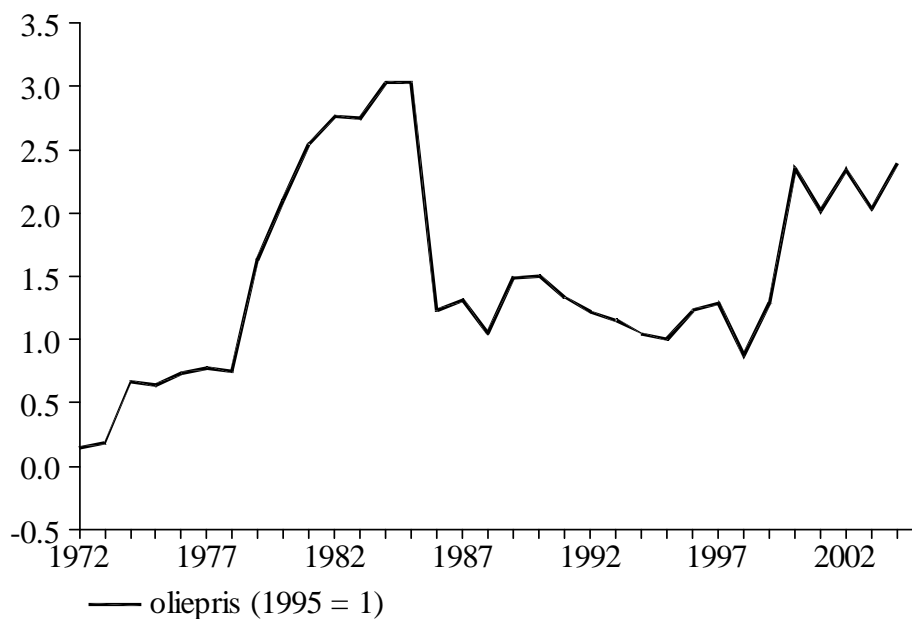
Hvis der på langt sigt er et 1:1 forhold mellem olieprisen i danske kr og importprisen på den pågældende energivare, er  $\alpha_3 = \alpha_4$  i (2).

## 3. Datagrundlag

ADAMs databank indeholder kun importpriserne. I Konjunkturstatistikken fra Danmarks Statistik offentliggøres en årsserie for prisen på råolie - den såkaldte "Brent" opgjort i kr/ton. Danmarks Statistik får for hver måned fra IEA (International Energy Agency) Brentnoteringen, som er opgjort i \$/tønde, som af Danmarks Statistik omregnes til kr/ton (1 ton råolie svarer til ca. 7½ tønder råolie). Årstallet beregner Danmarks Statistik, som et simpelt gennemsnit over månederne. Serien findes tilbage til 1985, som var det år Brentnoteringen blev

indført. Mange steder opgøres olieprisen før 1985 vha. af den såkaldte Arabien Light-notering, hvilket fx er tilfældet i Energistyrelsen. Vi har derfor tilbageført Brentnoteringen med vækstraterne i Arabien Light-noteringen, og brugt denne serie som grundlag for olieprisen. Endvidere er serien blevet indekseret med 1995 som basisår. Tidsserien er angivet i Figur 1.

**Figur 1** Prisen på råolie (*pee3r*)



#### 4. Estimationsresultater

Resultatet af estimationerne fremgår af nedenstående tabel. Samtidig er der ved hjælp af et F-test, testet for restriktionen,  $\alpha_3 = \alpha_4$  i (2) - dvs. om det kan antages, at der er et 1:1 forhold mellem importpris og råoliepris.

**Tabel 1. Estimationsresultater**

	Effekt 1. år ( $\alpha_1$ )	Effekt 2. år ( $\alpha_2$ )	Tilpasning ( $\alpha_3$ )	Langsigtet forhold $pm_j/pee3r$ ( $\alpha_4/\alpha_3$ )	Konstant	R <sup>2</sup>	DW
<i>pm3r</i>	0.8360*** (0.0356)	0.1640*** (0.0356)	0.4899 (0.1376)	1*)	0.0110 (0.0175)	0.93	1.87
<i>pm3k</i>	0.3540 (0.0808)	0**)	0.8731 (0.1619)	0.6392	-0.0137 (0.0280)	0.70	1.54
<i>pm3q</i>	0.6941 (0.0355)	0.0981 (0.0324)	0.3170 (0.0821)	1*)	-0.0355 (0.0148)	0.95	1.94

Anm: Estimationsperiode: 1974-2000

\*) H :  $\alpha_3 = \alpha_4$  accepteres med et F-test på et 5% signifikans niveau.

\*\*) Restrikeret parameter.

\*\*\*) Restriktionen,  $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ , accepteres med et F-test på et 5% signifikansniveau.

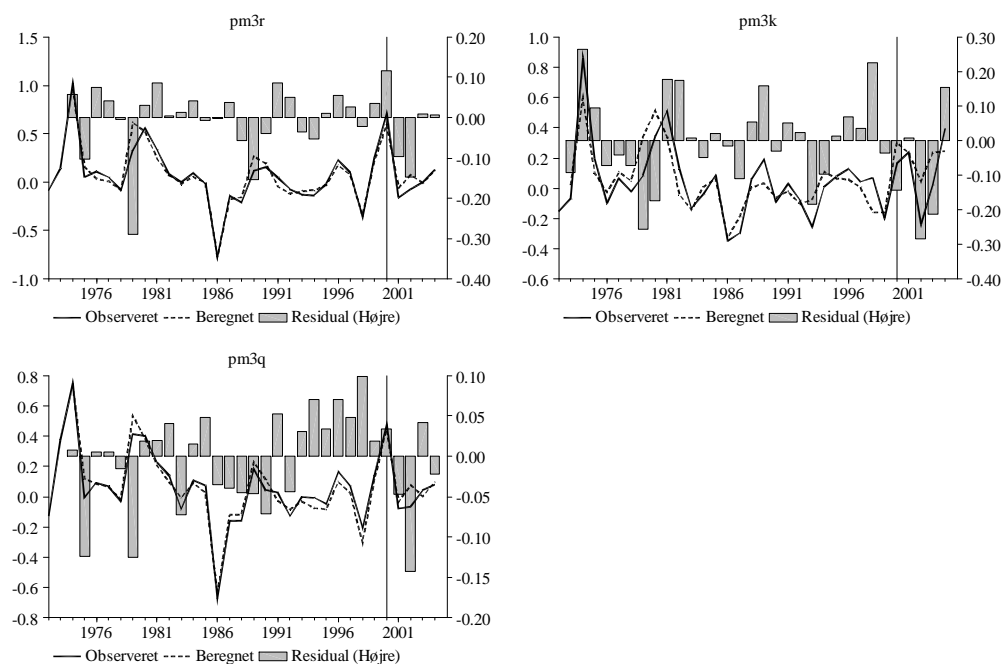
DW-teststørrelserne afviser autokorrelation i relationerne for *pm3r* og *pm3q*. I relationen for *pm3k*, giver DW-teststørrelsen ikke noget definitivt svar, men iflg. runs testet er der ikke tegn på autokorrelation i residualerne.

R<sup>2</sup> er høj for alle relationerne, og hypotesen om et 1:1 forhold mellem importpris og olieprisen i danske kr, accepteres for importprisen på råolie (*pm3r*) og andre olieprodukter, el og gas (*pm3q*). Det virker logisk at importprisen på koks og kul på langt sigt ikke er den samme som olieprisen, da der er tale om to varer, som i mange produktionssammenhænge ikke kan substituere hinanden perfekt.

Dog virker det måske ikke indlysende at der skulle være et 1:1 forhold mellem råolieprisen og importprisen på olieprodukter, el og gas. Hvis man forestiller sig at produktionen af olieprodukter mm. ikke adskiller sig markant fra produktionen i *ng*-erhvervet, virker et 1:1 forhold højt, når man betænker, at forholdet mellem *Veng* (omkostninger til energi i *ng*-erhvervet) og *Xng* (produktionen i *ng*-erhvervet i løbende priser) ligger mellem 0.8-0.9.

I nedenstående figur er de historiske forklaringssevner gengivet.

**Figur 2. Historiske forklaringssevner, årlige relative ændringer**



Generelt rammer de forudsagte importpriser nogenlunde de faktisk observerede importpriser. Forklaringsevnen i *pm3k*-relationen kunne dog godt være pænere. Forklaringen skal nok søges i, at de udenlandske producenter af kul og koks, bruger flere produktionsinput end bare råolie, hvorfor udviklingen i importprisen på kul og koks sandsynligvis ikke kun, kan forklares ved udviklingen i råolieprisen.

## 5. Endelige ligninger

### *pm3r*

Den estimerede ligning er meget hurtig, og vil tillige overshootte, hvilket måske ikke er så lige til at fortolke. Man kunne måske derfor overveje følgende noget mere enkle ligning for *pm3r*:

$$D \log(pm3r) = \alpha_1 D \log(pee3r) + \alpha_2 D \log(pee3r_{-1}) + \alpha_3 D \log(pee3r_{-2}) \quad (3)$$

Efterfølgende kunne man så teste, hvor hurtigt en øget oliepris har slået fuldt igennem på importprisen. Hvis det tager tre år, skal  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ , og tager det kun to år, skal  $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ .

Denne model er estimeret i appendiks A, og det blev faktisk undervejs i forløbet besluttet at lægge denne ligning ind i ADAM. Problemet er, at hvis ser man på estimationsresultaterne i tabel 1, kommer man ikke uden om, at niveaudelen i fejlkorrektionsligningen er signifikant. Med andre ord kan man ikke bare tillade sig se bort fra niveaudelen, som det jo bliver gjort i (3). Vi gik derfor bort fra (3) igen, og prøvede med den endnu simple ligning:

$$pm3r = pee3r \quad (4)$$

Denne ligning har dog store residualer, specielt i 2005 hvor der er ca. 23% forskel mellem *pm3r* og *pee3r*, hvilket kan volde problemer i konjunkturfremskrivninger.

Vi har derfor besluttet at lægge den i tabel 1 præsenterede ligning for *pm3r* ind i modellen - dog er ligningen grundet det nye Nationalregnskab i år 2000-priser blevet niveaukorrigeret ved at binde parametrene til værdierne i tabel 1, på nær det additive konstantled, som er blevet reestimeret.

### *pm3k*

Her blev det besluttet at lægge den i tabel 1 præsenterede ligning for *pm3k* ind i modellen. Ligningen er blevet niveaukorrigeret på samme måde, som relationen for *pm3r*.

### *pm3q*

I ligningen for *pm3q* tilsagde estimationerne, at der på sigt skulle være et 1:1 forhold mellem importprisen og Brentnoteringen, hvilket vi synes er højt, givet at energiudgiftsandelen i vores *ng*-erhverv ligger i omegnen af 0.8-0.9.

I produktionen af olieprodukter, el og gas (3q) er der tale om forarbejdede energivarer, hvor der indgår andre produktionsfaktorer end lige råolie. Hvis man, som tidligere bemærket, forestiller sig, at de udenlandske producenter af disse øvrige energivarer ikke adskiller sig markant fra *ng*-erhvervet i ADAM, er der et vist BVT-indhold i produktionen (anlæg m.m.), samt en del jern og metal. Disse udgifter har vi uden held forsøgt at inddrage i ligningen for *pm3q*, hvilket man kan læse om i appendiks B.

Efter disse forgæves anstrengelser endte vi med at estimere følgende ligning:

$$D \log(pm3q) = \alpha_1 D \log(pee3r) + \left( \frac{\alpha_3}{\alpha_2} - \alpha_1 \right) (1 - \alpha_2) D \log(pee3r_{-1}) - \alpha_2 \log(pm3q_{-1}) + \alpha_3 \log(pee3r_{-1}) + \kappa \quad (5)$$

Hvis Brentnoteringen,  $pee3r$  vokser med én pct vokser  $pm3q$  på sigt med  $\alpha_3/\alpha_2\%$ . Det første år efter et stød til Brentnoteringen på 1% stiger  $\log(pm3q)$  med  $\alpha_1$ . Da det langsigtede gennemslag på  $\log(pm3q)$  er  $\alpha_3/\alpha_2$ , mangler således i år 2,  $\alpha_3/\alpha_2 - \alpha_1$  af gennemslaget. Fejlkorrigeringsleddet tager  $\alpha_2\%$  af det manglende gennemslag mens det andet led i kortsigtdelen af ligningen tager resten.

Estimationsresultaterne kan ses i nedenstående tabel:

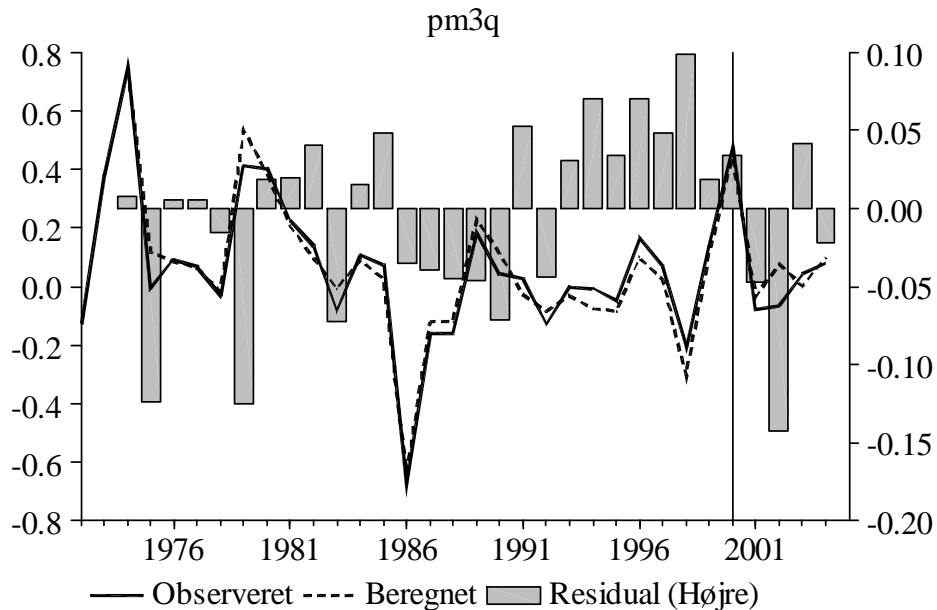
**Tabel 2: Estimation af (5)**

	Estimat	Spredning	T-værdi
$\alpha_1$	0.6896	0.0385	17.9284
$\alpha_2$	0.4766	0.1118	4.2611
$\alpha_3$	0.4201	0.0940	4.4726
$\kappa$	-0.0387	0.0148	2.6133

$R^2=0.95$ ,  $DW=1.68$

Parametrene er alle signifikante og forklaringsgraden ser også pæn ud. På langt sigt stiger importprisen med 0.88% ved et stød til Brentnoteringen på 1%.

Den historiske forklaringssevne kan ses i nedenstående figur. Ligningen ses at fange den observerede udvikling pænt.

**Figur3. Historisk forklaringssevne (5)**

Vi har derfor valgt at lægge denne ligning ind i ADAM. Den er selvfølgelig blevet niveauekorrigeret, så den passer til det nye Nationalregnskab i år 2000-priser ved at reestimere det additive konstantled.

## 6. Modelligninger og multiplikatoreksperimenter

I dette afsnit lægger vi de endelige ligninger i afsnit 5 ind i ADAM, april 2004 og undersøger deres egenskaber.

Samtidig lægger vi en variabel for Brentnoteringen for prisen i \$/tønne for råolie (i det følgende kaldet *Boil*) ind i ADAM, sammen med en variabel for dollarkursen (i det følgende kaldet *ewus*). Prisindekset for råolieprisen i danske kr. benævnes i det følgende *pee3r*. Importpriserne kan med disse variabler stige både som følge af, at selve råolien bliver dyrere pr. tønne, men også som følge af valutakursændringer.

Det split vi ønsker af råolieprisen fra DST (opgjort i kr./tønne), som et produkt af en dollar-kurs (i kr/\$) og en Brentnotering (i \$/tønne) har voldt lidt problemer.

Som nævnt i afsnit 3, får Danmarks Statistik en Brent-notering i \$/tønne fra IEA og fra Nationalbanken (DNB) får DST en dollar-kurs (i kr/\$). Disse tal får DST hver måned - årstallet beregnes så, som et simpelt gennemsnit over månederne. Dvs. at:

$$Råoliepris_{DST} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} boil_i \cdot ewus_i \quad (6)$$

hvor  $boil_i$  og  $ewus_i$  er de månedlige tal for hhv Brentnotering og dollar-kurs fra hhv IEA og DNB.



Spørgsmålet er nu, hvordan man på fornuftigvis på baggrund af disse oplysninger kan splitte den årlige  $Råoliepris_{DST}$  op i en årlig dollarkurs og en årlig Brentnotering. En mulighed er selvfølgelig at definere årstallet for dollarkursen som et gennemsnit af månedstallene (sådan gør DNB faktisk) og tilsvarende for Brentnoteringen. Dvs. at årlig dollar-kurs og Brentnotering er givet som

$$\begin{aligned} ewus &= \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} ewus_i \\ boil &= \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} boil_i \end{aligned} \quad (7)$$

Problemet er bare, at gennemsnittet af et produkt, bestående af to faktorer, som bekendt ikke nødvendigvis er lig med gennemsnittet af den ene faktor gange gennemsnittet af den anden faktor. Man kan altså *ikke* være sikker på, at:

$$\frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} boil_i \cdot ewus_i = \left( \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} boil_i \right) \cdot \left( \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} ewus_i \right) \quad (8)$$

Med de data vi har til rådighed er (8) tæt på at være opfyldt. Vi foreslår derfor, at man indfører en k-faktor, som sikrer, at (8) vitterligt er opfyldt.

Ligningerne vi lægger ind i modellen (opskrevet i PCIM-kode) er således:

$$\text{FRML\_I} \quad pee3r = (boil/28.37000)*(ewus/8.09029)*kpee3r \$$$

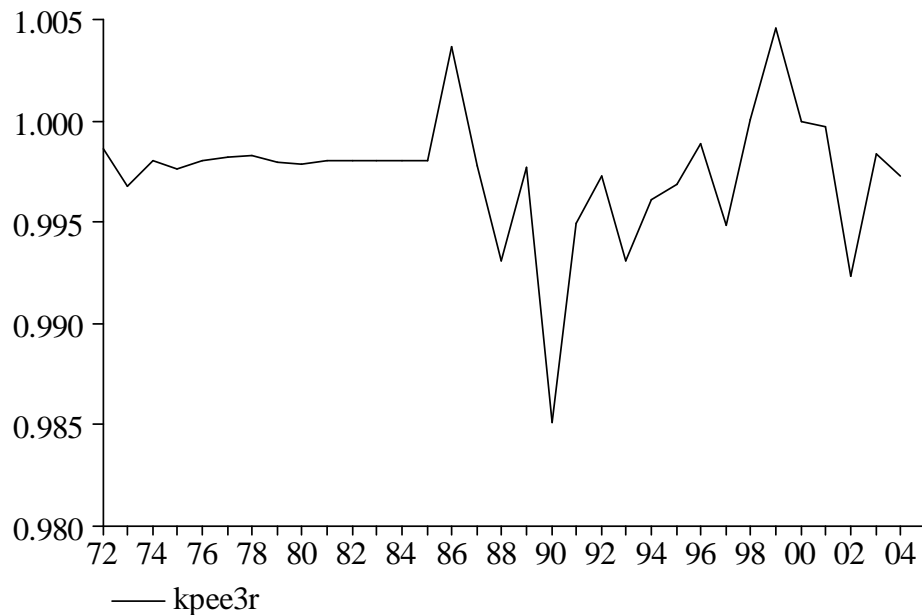
$$\begin{aligned} \text{FRML\_SJRDF} \quad Dlog(pm3r) &= 0.836002*Dlog(pee3r) \\ &+ (1-0.836002)*Dlog(pee3r(-1)) \\ &- 0.48994*(log(pm3r(-1)) \\ &- log(pee3r(-1))) - 0.005691 \$ \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRML\_SJRDF} \quad Dlog(pm3k) &= 0.35404*Dlog(pee3r) \\ &- 0.87310*(Log(pm3k(-1)) \\ &- 0.63923*Log(pee3r(-1))) + 0.28789 \$ \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRML\_SJRDF} \quad Dlog(pm3q) &= 0.689614*Dlog(pee3r) \\ &+ 0.100488*Dlog(pee3r(-1)) \\ &- 0.476554*(Log(pm3q(-1)) \\ &- 0.881587*Log(pee3r(-1))) + 0.024955 \$ \end{aligned}$$

De 28.37 og 8.09029 i ligningen for  $pee3r$  er hhv Brentnotering og dollar-kurs i år 2000. Ved at normere med disse værdier sikrer man sig, at  $pee3r$  er lig med én i år 2000.

Af nedenstående figur fremgår det, at den foreslåede k-faktor ligger forholdsvis tæt på én i den historiske periode.

**Figur 7. Historisk k-faktor**

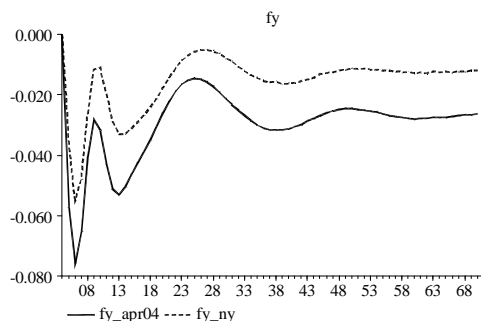
I fremskrivninger kunne man fx vælge at fremskrive med værdien i sidste (endelige) historiske år.

Foredelen ved det her forslåede split, hvor dollarkurs og Brentnotering er givet ved (7) er, at begge variabler har en underliggende kilde.

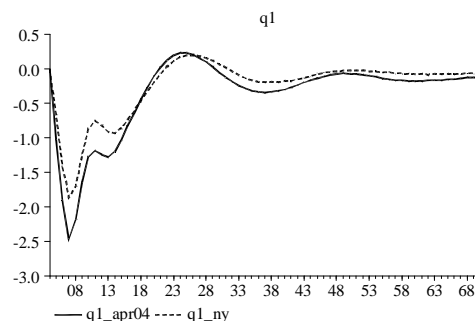
I det følgende multiplikatoreksperiment har vi eksogeniseret renten, og stødt til Brent-noteringen (*boil*) med 10% alle år. Der er set bort fra effekter på bl.a. konkurrentpriser. Resultatet af denne øvelse fremgår af nedenstående figurer. I samme figurer har vi optegnet de tilsvarende effekter i ADAM, april 2004. Eksperimentet i april 2004 er udført ved at støde til *pm3r* med 10 % alle år. Det giver i april 2004 mening at støde til *pm3r*, da *pm3r* er eksogen i april 2004. Forskellene i multiplikatorerne for *pm3r*, forventes at være små, idet den nye relation hurtigt vil tilpasse sig de 10%.

**Figur 8. Sammenligning af multiplikatorer**

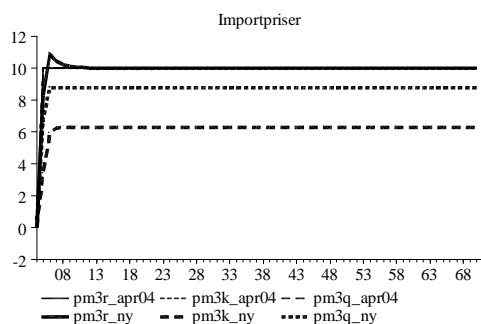
**BNP, faste priser, pct.-vis multiplikator**



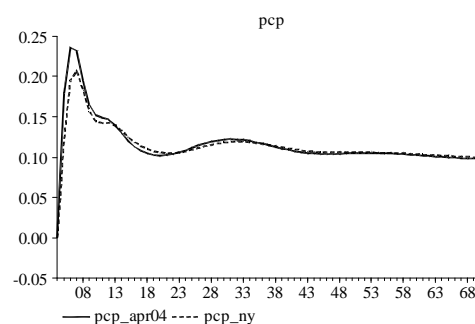
**Beskæftigelse, pct.-vis multiplikator**



**Importpriser på energivarer, pct.-vis multiplikator**



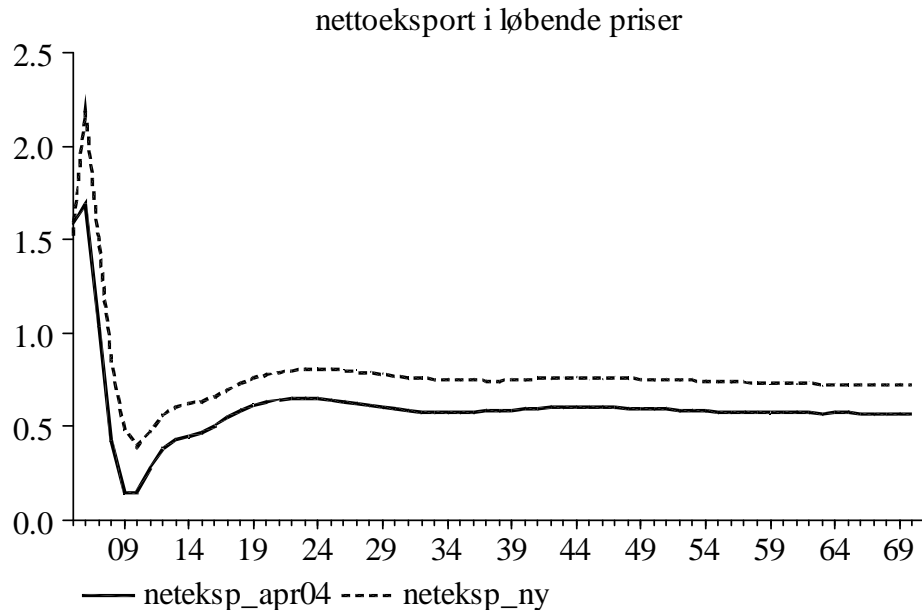
**Forbrugsdeflator, pct.-vis multiplikator**



Som det ses bliver multiplikatoren på BNP i faste priser,  $fY$ , mindre negativ i forhold til april 2004.

Der er flere ting, som kan trække multiplikatoren for  $fY$  i positiv retning i forhold til april 2004.

I det eksperiment vi betragter vil nettoeksporten i løbende priser stige, idet vi er nettoeksportører af olie, og derfor vil profitere af den øgede oliepris, men som det fremgår af nedenstående figur, er multiplikatoren for nettoeksporten i løbende priser fra ca. 2007 og frem permanent højere i den nye model i forhold til april 2004.

**Figur 9. Multiplikatoren på nettoeksporten i løbende priser**

Grunden til dette skal søges i, at effekten på  $M3$  (importudgifterne til energivarer) vokser mindre med de nye ligninger end med de gamle ligninger, mens effekten på eksporten af energivarer ( $E3$ ) er stort set uændret i forhold til ADAM april 2004. Dermed får nettoeksporten af energivarer et permanent løft opad.

At effekten på  $M3$  er mindre end i ADAM, april 2004, skyldes igen, at effekten afhænger af importprisen  $pm3$ , som er en sammenvæjning af  $pm3r$ ,  $pm3q$  og  $pm3k$ . Da ikke alle priser vokser med 10 % på sigt, vokser  $pm3$  med mindre end 10% på sigt - dermed bliver effekten på  $M3$  mindre end i april 2004. Effekten på  $pe3$  er domineret af effekten på  $pm3r$ , som jo vokser med 10 % på sigt, hvorfor effekten på  $E3$  stort set svarer til den i ADAM, april 2004.

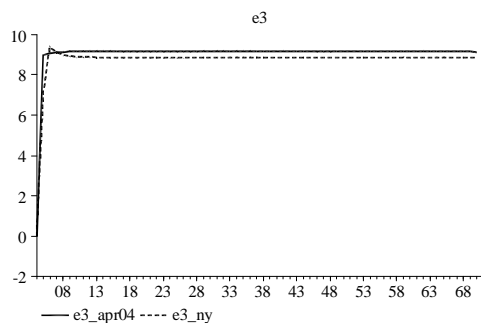
Gennem det løft vi ser i nettoeksporten, får man også et løft i multiplikatoren for BNP i løbende priser,  $Y$ , og videre ud i BVT,  $Yf$ , og derfra videre ud i disponibel indkomst og den forbrugsbestemmende formue. Når multiplikatoren for disponibel indkomst og den forbrugsbestemmende formue stiger i forhold til april 2004, stiger forbrugsmultiplikatoren for  $fCp$  også, hvilket igen hæver multiplikatoren for BNP i faste priser,  $fY$ .

Det hele forstærkes af, at forbrugsdeflatoren på sigt stiger med lige så meget, som i april 2004. Det har den konsekvens, at når  $pcp$  stiger med det samme som i april 2004, og forbrugsmængden,  $fCp$  samtidig stiger med mere i forhold til april 2004, vokser forbruget i løbende priser,  $Cp$ , også mere end i april 2004, hvilket igen trækker multiplikatoren for  $Y$  op, som så igen gennem disponibel indkomst og formue trækker forbruget,  $fCp$  yderligere op.

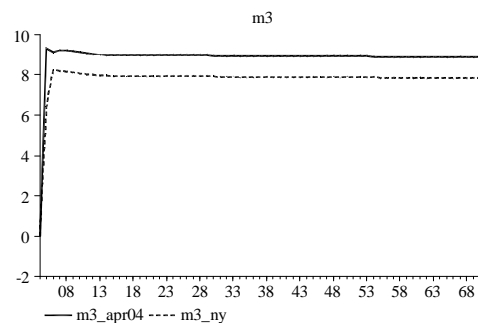
I nedenstående figurer, kan man se nogle af de omtalte multiplikatoreffekter sammenlignet med effekterne i april 2004.

**Figur 10. Udvalgte pct.-vise multiplikatorer**

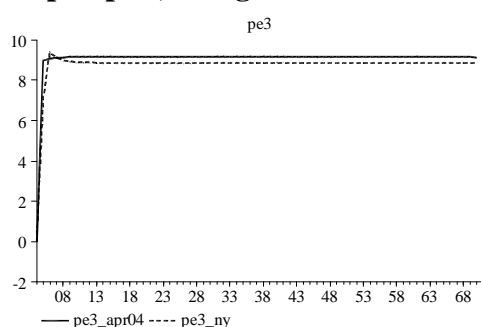
**Eksport, energivarer**



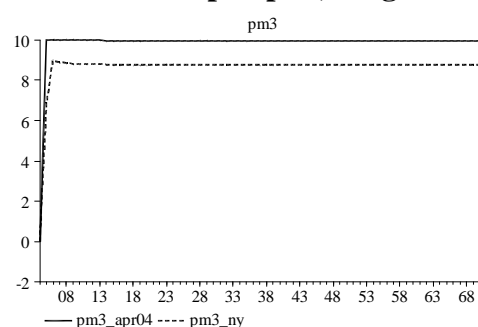
**Import, energivarer**



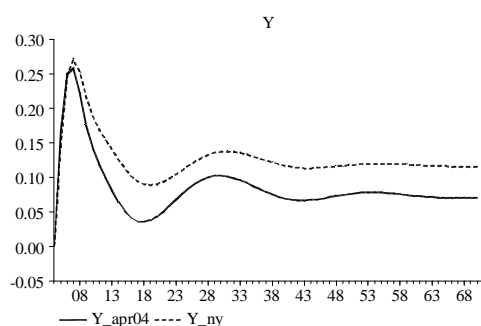
**Eksportpris, energivarer**



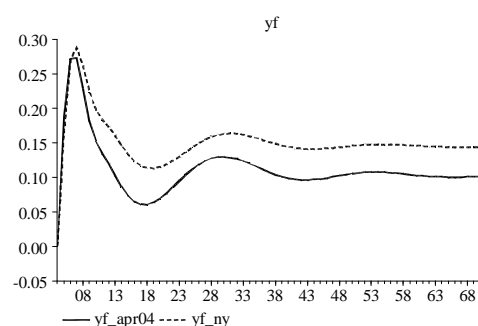
**Importpris, energivarer**



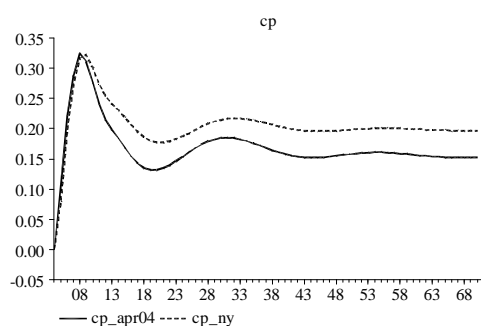
**BNP, løbende priser**



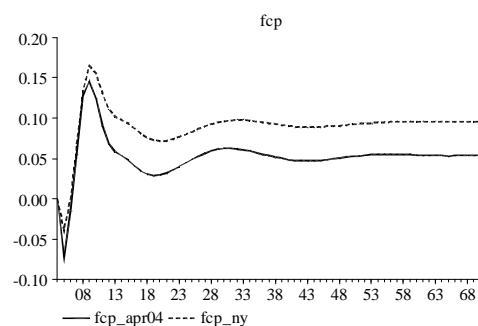
**BVT, løbende priser**



**Privat forbrug, løbende priser**



**Privat forbrug, faste priser**



**7. Konklusion**

Vi har lagt de her foreslåede ligninger ind i ADAM, juli 2005. De statistiske egenskaber ved ligningerne er tilfredsstillende.

Isoleret flytter ligningerne lidt på egenskaberne i ADAM, april 2004 - bl.a. bliver multiplikatoren på BNP i faste priser ved stød til Brentnoteringen lidt mindre negativ end den ville blive i ADAM, april 2004. Vi mener dog, at egenskaberne er fortolkelige.

## Appendiks A

### *pm3r*-relationen

Givet den høje førsteårskoefficient og den høje tilpasningshastighed i ligningen for *pm3r*, kunne man måske overveje følgende noget mere enkle ligning for *pm3r*:

$$D \log(pm3r) = \alpha_1 D \log(pee3r) + \alpha_2 D \log(pee3r_{-1}) + \alpha_3 D \log(pee3r_{-2}) \quad (9)$$

Efterfølgende kunne man så teste, hvor hurtigt en øget oliepris har slået fuldt igennem på importprisen. Hvis det tager tre år, skal  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ , og tager det kun to år, skal  $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ .

Estimationsresultaterne er vist i nedenstående tabel:

**Tabel 3. Estimation af (9)**

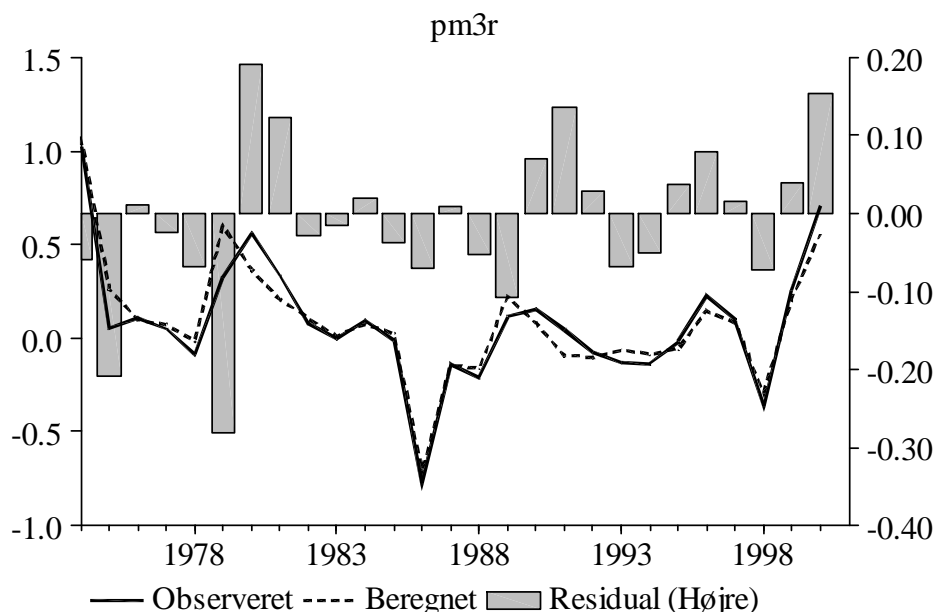
	Dlog( <i>pee3r</i> )	Dlog( <i>pee3r</i> <sub>-1</sub> )	Dlog( <i>pee3r</i> <sub>-2</sub> )
<i>pm3r</i> .....	0.7818 (0.0384)	0.2182 (0.0384)	0 <sup>*)</sup>

Anm: <sup>\*)</sup> Restrikeret parameter

Hypotesen om fuldt gennemslag efter to år accepteres med et F-test af data på et 5% signifikansniveau, men førsteårseffekten er nu mindre end den blev i ligning (2).

Den historiske forklaringssevne er vist i nedenstående figur:

**Figur 11. Historisk forklaringssevne, årlige relative ændringer**



Den beregnede importpris må siges at fange udviklingen meget godt. Runs testet viser intet tegn på autokorrelation.

## Appendiks B

### *pm3q*-relationen

I produktionen af olieprodukter, el og gas (*3q*) er der tale om forarbejdede energivarer, hvor der indgår andre produktionsfaktorer end lige råolie. Hvis man, som tidligere bemærket, forestiller sig, at de udenlandske producenter af disse øvrige energivarer ikke adskiller sig markant fra *ng*-erhvervet i ADAM, er der et vist BVT-indhold i produktionen (anlæg m.m.), samt en del jern og metal. Som mål for den udenlandske BVT-deflator bruger vi importprisen, *pm8*, og som mål for den udenlandske pris på jern og metal bruges importprisen, *pm6m*.

For *pm3q*-relationen kunne man derfor overveje følgende skitse:

$$\begin{aligned}
 D \log(pm3q) = & \alpha_1 D \log(pee3r) + \alpha_2 D \log(pm8) \\
 & + \alpha_3 D \log(pm6m) + \gamma [\log(pm3q_{-1}) \\
 & - (\beta_1 \log(pee3r_{-1}) + \beta_2 \log(pm8_{-1}) \\
 & + \beta_3 \log(pm6m_{-1}))] + \kappa
 \end{aligned} \tag{10}$$

Hvis  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$  sikrer denne skitse, at når alle produktionsfaktorer stiger med 1% - dvs hvis *pee3r*, *pm6m* og *pm8* stiger med 1% - stiger også importprisen på sigt med 1%.

Man får følgende estimater:

**Tabel 4. Estimation af (10)**

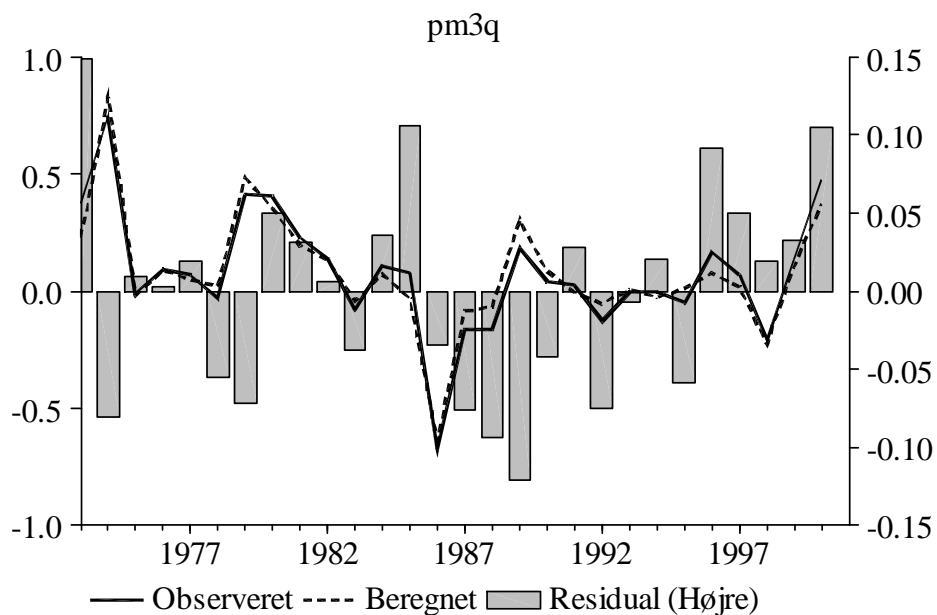
	Estimat	Spredning
Kortsigtseffekt, $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5246	0.0595
Kortsigtseffekt, $pm8$ ( $\alpha_2$ )	0.9556	0.8404
Kortsigtseffekt, $pm6m$ ( $\alpha_3$ )	0.6152	0.3845
Langsigtseffekt, $pee3r$ ( $\beta_1$ )	0.6751 <sup>*)</sup>	0.0658
Langsigtseffekt, $pm8$ ( $\beta_2$ )	0.0702 <sup>*)</sup>	0.6820
Langsigtseffekt, $pm6m$ ( $\beta_3$ )	0.2547 <sup>*)</sup>	0.6738
Tilpasning ( $\gamma$ )	0.5564	0.1595
Konstant ( $\kappa$ )	-0.0037	0.0259

Anm: Estimationsperiode: 1973-2000  $R^2 = 0.92$   $DW = 1.51$

<sup>\*)</sup> Bindingen  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$  accepteres af data med et F-test på et 5% signifikans niveau.

Parametrene til  $pm6m$  og  $pm8$  er hverken signifikante på kort eller langt sigt, og på kort sigt, virker det heller ikke intuitivt, at effekten fra  $pm8$  og  $pm6m$ , skal overstige effekten fra råolieprisen.

Den historiske forklaringsevne, som det fremgår af nedenstående figur, er pæn - dog fanger den ikke udviklingen i begyndelsen af estimationsperioden specielt godt, ligesom den har svært ved at fange udviklingen i slutningen af 80'erne.

**Figur 12. Historisk forklaringsevne af (10), årlige relative ændringer**

DW-teststørrelsen giver ikke noget endeligt svar på, om der er autokorrelation eller ej, men runs test giver derimod ikke anledning til frygt for, at der skulle være autokorrelation i residualerne.



Alt i alt virker ovenstående regression ikke alt for imponerende. Hvis man undlader  $pm6m$  i sin regression (dvs binder  $\alpha_3 = \beta_3 = 0$  i (10)), hvilket er nærliggende, idet koefficienterne til  $pm6m$  i tabel 4 ikke er signifikante får man følgende estimater:

**Tabel 5. Estimation af (10) med  $\alpha_3 = \beta_3 = 0$**

	Estimat	Spredning
Kortsigtseffekt, $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5459	0.0592
Kortsigtseffekt, $pm8$ ( $\alpha_2$ )	1.6704	0.4847
Langsigtseffekt, $pee3r$ ( $\beta_1$ )	0.6469 <sup>*)</sup>	0.0685
Langsigtseffekt, $pm8$ ( $\beta_2$ )	0.3531 <sup>*)</sup>	0.0685
Tilpasning ( $\gamma$ )	0.5257	0.1503
Konstant ( $\kappa$ )	-0.0041	0.0238

Anm: Estimationsperiode: 1973-2000  $R^2 = 0.91$  DW = 1.48

<sup>\*)</sup> Bindingen  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  accepteres af data med et F-test på et 5% signifikans niveau.

Parametrene er alle med undtagelse af konstantleddet signifikante.

Effekten fra  $pm8$  ligger dog over effekten af råolieprisen,  $pee3r$  på kort sigt, hvilket ikke er troværdigt. Dertil kommer, at den langsigtede effekt på importprisen,  $pm3q$  af råolieprisen,  $pee3r$ , nu kun er ca. 0.65, hvilket virker lavt, når man sammenligner med ADAMs  $ng$ -erhverv, hvor omkostningerne til energi, som andel af de samlede omkostninger i  $ng$ -erhvervet ligger i omegnen af 0.8-0.9. Denne regression virker derfor ikke videre tiltalende.

I stedet for at se bort fra effekterne fra  $pm6m$  i (10) kunne man i stedet vælge at se bort fra effekterne af  $pm8$  - de er heller ikke signifikante i tabel 4. Det vil altså sige at i stedet for at binde  $\alpha_3 = \beta_3 = 0$  i (10), kunne man istedet binde  $\alpha_2 = \beta_2 = 0$  i (10).

Det giver følgende estimater:

**Tabel 6. Estimation af (10) med  $\alpha_2 = \beta_2 = 0$  i (10)**

	Estimater	Spredning
Kortsigtseffekt, $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5679	0.0554
Kortsigtseffekt, $pm6m$ ( $\alpha_3$ )	0.9039	0.2712
Langsigtseffekt, $pee3r$ ( $\beta_1$ )	0.7317	0.0641
Langsigtseffekt, $pm6m$ ( $\beta_3$ )	0.2683	0.0641
Tilpasning ( $\gamma$ )	0.4921	0.1525
Konstant ( $\kappa$ )	0.0058	0.0241

Anm: n = 1973-2000  $R^2 = 0.91$  DW = 1.66

<sup>\*)</sup> Bindingen  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  accepteres af data med et F-test på et 5% signifikans niveau.

Parametrene ses med undtagelse af det additive konstantled alle at være signifikante. Den langsigtede effekt på importprisen,  $pm3q$  af råolieprisen,  $pee3r$ , ses nu at være ca. 0.73, hvilket er større end de 0.65 vi fandt i tabel 5. Kortsigtsparameteren for  $pm6m$  er dog større end kortsigtsparameteren for råolieprisen, hvilket ingenlunde synes fornuftigt. Denne regression er, ligesom den præsenteret i tabel 4 og 5, heller ikke god.

Som et alternativ til ligning (10) kunne man måske overveje ligningen:

$$D \log(pm3q) = \sum_{i=0}^n \alpha_{i+1} D \log(pee3r_{-i}) + \sum_{i=0}^m \beta_{i+1} D \log(pm6m_{-i}) + \sum_{i=0}^k \gamma_{i+1} D \log(pm8_{-i}) \quad (11)$$

og påtvinge restriktionen, at  $\sum_{i=0}^n \alpha_{i+1} + \sum_{i=0}^m \beta_{i+1} + \sum_{i=0}^k \gamma_{i+1} = 1$ , som sikrer, at når alle faktorpriser stiger med én pct, stiger også importprisen med én pct på sigt.

Resultatet af denne estimation fremgår af nedenstående tabel. I estimationerne har vi begrænset os til maksimalt ét lag i (11) - dvs.  $n = m = k = 1$  i udgangsmødelen.

**Tabel 7. Estimation af (11), urestrikeret**

	Estimat	Spredning
1. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5736	0.0488
2. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_2$ )	0.1910	0.0443
1. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_1$ )	0.0961	0.3245
2. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_2$ )	-0.4977	0.2957
1. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_1$ )	1.0548	0.7460
2. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_2$ )	-0.7308	0.5335

Anm: Estimationsperiode: 1974 - 2000

Kun koefficienterne til råolieprisen,  $pee3r$ , er signifikante. Dertil kommer, at 2. årseffkterne fra  $pm6m$  og  $pm8$  begge er negative. Derfor vælger vi først at binde 2. årskoefficienterne for  $pm6m$  og  $pm8$  til nul i (11). Det giver følgende resultater:

**Tabel 8. Estimation af (11) med  $\beta_2 = \gamma_2 = 0$** 

	Estimat	Spredning
1. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5924	0.0469
2. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_2$ )	0.1500	0.0439
1. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_1$ )	0.4561	0.3121
2. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-
1. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_1$ )	-0.3912	0.3835
2. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-

Anm: Estimationsperiode: 1974 - 2000

<sup>\*)</sup> Restrikeret parameter

Koefficienterne til  $pm6m$  og  $pm8$  er stadigvæk ikke signifikante. Da fortegnet til koefficienten, for  $pm8$ , er negativt vælger vi derfor også at binde den til nul - man får da følgende estimater<sup>1</sup>:

**Tabel 9. Estimation af (11) med  $\beta_2 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$** 

	Estimat	Spredning
1. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.5869	0.0466
2. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_2$ )	0.1278	0.0381
1. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_1$ )	0.2435	0.2325
2. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-
1. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_1$ )	0 <sup>*)</sup>	-
2. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-

Anm: Estimationsperiode: 1974 - 2000

<sup>\*)</sup> Restrikeret parameter

Vi pålægger nu ligningen, restriktionen, at koefficienterne skal summe til én. Resultatet kan ses i nedenstående tabel:

<sup>1</sup>I stedet for at binde koefficienten for  $pm8$  til nul, kunne man i stedet vælge at binde koefficienten for  $pm6m$  til nul - dvs. sætte  $\beta_1 = \beta_2 = \gamma_2 = 0$  i (11). Det kommer der ikke noget kønt ud af - koefficienten til  $pm8$  bliver stadigvæk negativ og insignifikant.

**Tabel 10. Estimation af (11) med  $\beta_2 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$  og  $\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 = 1$** 

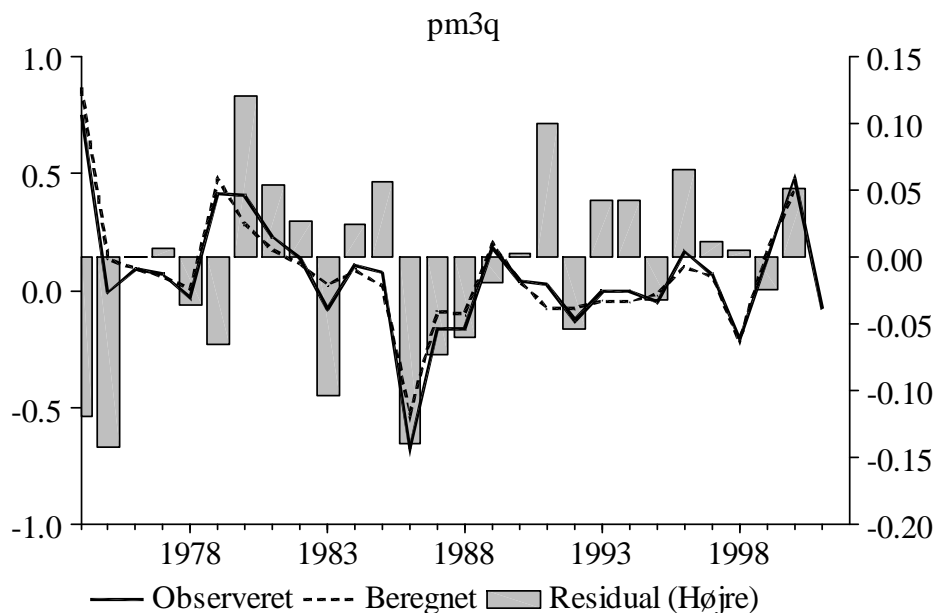
	Estimat	Spredning
1. Årseffekt af <i>pee3r</i> ( $\alpha_1$ )	0.5820	0.0394
2. Årseffekt af <i>pee3r</i> ( $\alpha_2$ )	0.1278	0.0373
1. Årseffekt af <i>pm6m</i> ( $\beta_1$ )	0.2902	0.0548
2. Årseffekt af <i>pm6m</i> ( $\beta_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-
1. Årseffekt af <i>pm8</i> ( $\gamma_1$ )	0 <sup>*)</sup>	-
2. Årseffekt af <i>pm8</i> ( $\gamma_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-

Anm: Estimationsperiode: 1974 - 2000

<sup>\*)</sup> Restrikeret parameter

Restriktionerne er testet med et F-test, og data afviser dem ikke på et 5% signifikansniveau.

Den historiske forklaringssevne er vist i nedenstående figur, og som det ses, fanger ligningen den faktiske udvikling pænt.

**Figur 13. Historisk forklaringssevne af (11), årlige relative ændringer**

Igen viser runs testet intet tegn på autokorrelation.

Umiddelbart er der ikke noget der peger på, at den simple ligning (11) præsenteret i tabel 10, skulle være en væsentligt dårligere ligning end nogen af de ligninger vi estimerede på baggrund af (10).

Effekten af *pm6m* er dog lige lovlig høj, hvilket grundet ligningens bindinger, som sikrer at prisstigninger, skal være slået igennem på importprisen senest i år to, dæmper virkningen af råolieprisstigninger.

De ovenstående anstrengelser kan ikke siges at have ført til nogen gode ligninger for  $pm3q$  - koefficienterne for effekterne fra  $pm8$  og  $pm6m$  på importprisen er ikke signifikante, og specielt har parameteren for  $pm8$  en tendens til at blive negativ.

Vi forsøgte os derfor på et tidspunkt med ligning (11) med 2. årskoefficienterne til  $pm8$  ( $\gamma_2$ ) og  $pm6m$  ( $\beta_2$ ) bundet til nul (de har forkert fortegn, og er ikke signifikante), og 1. årseffkterne fra  $pm8$  og  $pm6m$  bundet til hhv 0.07 og 0.05, som er de gennemsnitlige enhedsomkostningsandele i  $ng$ -erhvervet af hhv arbejdskraft, kapitalapparat mm (målt ved  $Yfng/fXng$ ) samt materialer (målt ved  $Vmng/fXng$ ). De resterende parametre blev estimeret under bindingen, at alle prisstigninger skulle være slået igennem senest i år to. Resultatet fremgår af nedenstående tabel:

**Tabel 11. Estimation af (5):  $\beta_2 = \gamma_2 = 0, \beta_1 = 0.05, \gamma_1 = 0.07, \alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 + \gamma_1 = 1$**

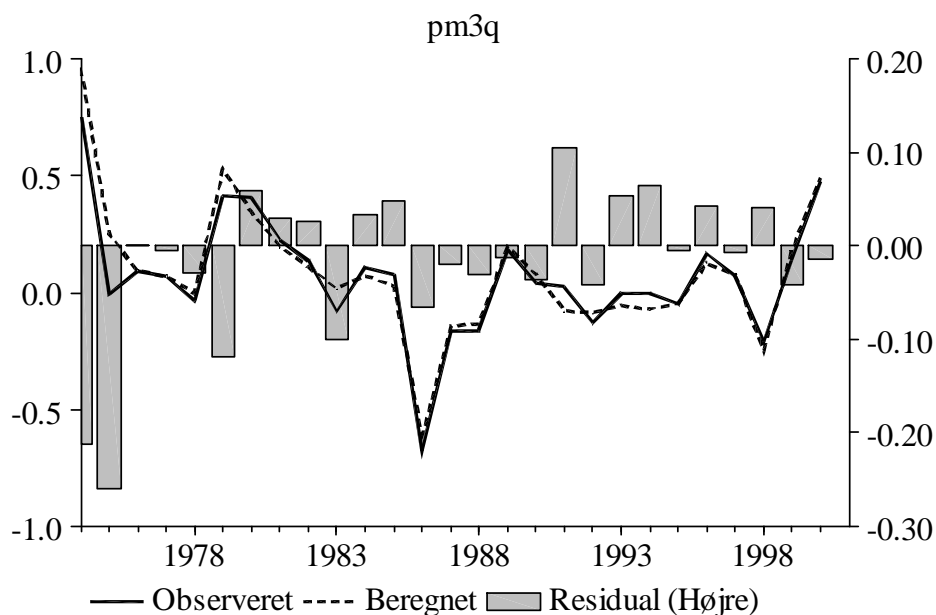
	Estimat	Spredning
1. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_1$ )	0.6750	0.0309
2. Årseffekt af $pee3r$ ( $\alpha_2$ )	0.2050	0.0309
1. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_1$ )	0.05 <sup>*)</sup>	-
2. Årseffekt af $pm6m$ ( $\beta_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-
1. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_1$ )	0.07 <sup>*)</sup>	-
2. Årseffekt af $pm8$ ( $\gamma_2$ )	0 <sup>*)</sup>	-

Anm: Estimationsperiode: 1974-2000

<sup>\*)</sup> Restrikeret parameter

Den historiske forklaringssevne fremgår af nedenstående figur:

**Figur 14. Historisk forklaringssevne, årlige relative ændringer**



Som det ses har ligningen svært ved at fange udviklingen i begyndelsen af estimationsperioden, hvilket også gør sig gældende for de andre ligninger vi tidligere har estimeret (se fx figur 4 og 5). Til gengæld fanger den udviklingen i slutningen af 80'erne bedre end de andre estimerede ligninger.

Hvis man tester de i tabel 10 pålagte bindinger med et F-test, får man dem ikke forkastet på et 1% signifikansniveau, når man tester modellen i tabel 10 op mod den fulde urestrikerede model i tabel 6.

Iflg. runs testet er der ikke autokorrelation i residualerne.