

Reestimation af sektorprisrelationerne, april 2000

Resumé:

Papiret præsenterer reestimationen af sektorprisrelationerne til ADAM, april 2000. For at sikre en tilfredsstillende pristilpasning pålægges ligningernes parametre en del restriktioner; ingen af de valgte restriktioner er dog i direkte modstrid med data.

Pristilpasningen er ikke blevet trægere end i ADAM, december 1999.

ebj13300.wp

Nøgleord: Sektorpriser, reestimation, 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 det følgende reestimeres sektorprisrelationerne, til ADAM, april 2000, med 1995-tal.

Specifikt drejer det sig om sektorprisrelationerne for 3. generationserhvervene, *nf, nn, nb, nm, nt, nk, nq, b, qh, qt* og *qq* samt for 2. generationserhvervene, *ne* og *qf*. Derudover reestimeres prisen for boligbenyttelse, *pyfh*.

Skitsen til sektorprisrelationerne til ADAM, april 2000 er udsprunget af samarbejdet med Finansministeriet om en hurtigere pristilpasning i ADAM, som resulterede i sektorprisrelationerne til ADAM, december 1999.

Arbejdet med en hurtigere pristilpasning er beskrevet i detaljer i DGR, EBJ, JAO 22.02.00.

2. Skitse

2. generationserhverv

Sektorprisrelationerne antages for 2. generationserhvervene at følge skitsen fra ADAM, maj98.

Dvs. at vækstraten i prisen på langt sigt er bundet til vækstraten i de ønskede enhedsomkostninger, mens prisen på kort sigt drives af de ønskede variable enhedsomkostninger, i.e.

$$D\log(px_j) = D\log(px_{j,-1}) + \alpha_1 D\log(pw_{j,wv}) - \alpha_1 D\log(pw_{j,w_{-1}}) - \gamma [D\log(px_{j,-1}) - D\log(pw_{j,w_{-1}})] \quad (1)$$

hvor

px_j	sektorpris i erhverv <i>j</i>
$pw_{j,wv}$	ønskede variable enhedsomkostninger i erhverv <i>j</i>
$pw_{j,w}$	ønskede enhedsomkostninger i erhverv <i>j</i>

I estimationerne er det for at sikre en tilfredsstillende pristilpasning krævet, at tilpasningsparameteren, γ mindst skal være 0.2.

3. generationserhverv

For 3. generationserhvervene anvendes følgende fejlkorrigeringsligning.

$$\begin{aligned}
 D\log(px_j) = & \alpha_1 D\log(pw_jvv) \frac{pw_jvv_{-1}}{px_{j,-1}} + \alpha_2 D\log(pw_jvv_{-1}) \frac{pw_jvv_{-1}}{px_{j,-1}} + \\
 & \alpha_3 D\log(pw_jvl) \frac{pw_jvl_{-1}}{px_{j,-1}} + \alpha_4 D\log(pw_jvl_{-1}) \frac{pw_jvl_{-1}}{px_{j,-1}} - \gamma \log\left(\frac{px_{j,-1}}{pw_jw_{-1}}\right) + \alpha_0
 \end{aligned} \quad (2)$$

hvor

pw_jvv	Nødvendige vare- og energiomkostninger pr. produceret enhed i erhverv j
pw_jvl	Nødvendige lønomkostninger pr. produceret enhed i erhverv j

Med andre ord

$$pw_jvv = V_j / fX_j \text{ og } pw_jvl = l_j \cdot HQ_jn / fX_j$$

hvor

V_j	energi og vareforbrug i erhverv j
l_j	implicit timeløn i erhverv j
HQ_jn	nødvendige arbejdstimer i erhverv j
fX_j	produktionsværdi i erhverv j

På langt sigt er sektorprisen altså givet ved en konstant mark-up på de ønskede enhedsomkostninger, og på kort sigt drives prisen af energi- og vareforbrug samt enhedslønomkostningerne.

For 3. generationserhvervene kræver vi, at $\alpha_0 \geq 0$ - svarende til en ikke-negativ mark-up, $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ - svarende til at der er fuld dækning af råvareomkostninger senest i år to, samt at $\alpha_3 + \alpha_4 = 1$ - svarende til at lønomkostninger senest er dækket ind i år to.

Vi tillader dog en ikke-negativ mark-up på de variable omkostninger, hvorfor restriktionerne for α_1 , α_2 , α_3 og α_4 snarere er $\alpha_1 + \alpha_2 \geq 1$ og $\alpha_3 + \alpha_4 \geq 1$.

Derudover kræver vi, at tilpasningsparameteren mindst skal være 0.2.

Disse strikse krav skal være med til at sikre en tilfredsstillende pristilpasning i modellen.

4

Boligbenyttelse, erhverv h

Skitsen er her

$$D\log(pyfh) = \alpha_1 \log\left(\frac{pyfh_{-1}}{pibh_{-1}}\right) + \alpha_0 \quad (3)$$

hvor

pyfh bfi-deflator i erhverv h
pibh prisen på investeringer i erhverv h

3. Estimationsresultater

I tabellerne på næste side er de statistiske egenskaber for de endelige regressioner gengivet for 2. og 3. generationserhvervene samt for *h*-erhvervet.

Tabel 1. Estimationsresultater 2. generationserhverv ¹

Erhv.	α	γ	s	DW	R ²
ne	0.5954 (6.0401)	0.6986 (3.6098)	0.0635	2.5649	0.7700
qf	0.4027 (5.0012)	0.3174 (1.9851)	0.0238	2.2348	0.5211

Tabel 2. Estimationsresultater 3. generationserhverv

Erhv.	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	γ	s	DW	R ²
nf	0 (-)	1 (-)	0 (-)	0.9636 (4.0094)	0.3565 (1.5401)	0.2000 (-)	0.0100	1.5589	0.9710
nn	0.0058 (1.7182)	0.8853 (6.8430)	0.1147 (0.8866)	0.8045 (4.9601)	0.1955 (1.2051)	0.2000 (-)	0.0167	1.6431	0.8549
nb	0 (-)	1.0268 (14.687)	0.21375 (1.9544)	0.4005 (4.4135)	0.2146 (1.9544)	0.0976	0.0105	2.4667	0.9596
nm	0 (-)	0.7656 (13.039)	0.2344 (3.9916)	0.8257 (8.7272)	0.1743 (1.8424)	0.2000 (-)	0.0103	2.0429	0.9372
nt	0 (-)	0.7523 (4.6309)	0.2477 (1.5249)	0.5257 (3.6938)	0.4743 (3.3328)	0.2000 (-)	0.0277	1.6238	0.4658
nk	0.0048 (1.3254)	0.9034 (15.718)	0.0966 (1.6806)	0.5925 (2.7874)	0.4075 (1.9168)	0.2000 (-)	0.0181	1.3089	0.9230
nq	0.0030 (2.3679)	0.8117 (15.157)	0.1883 (3.5169)	0.7678 (7.1127)	0.2322 (2.1513)	0.2000 (-)	0.0063	1.7682	0.9661
b	0.0004 (0.1401)	0.9214 (8.2800)	0.0786 (0.7060)	0.7952 (6.3685)	0.2048 (1.6401)	0.2000 (-)	0.0156	1.5229	0.8483
qh	0.0285 (3.6796)	1 (-)	0 (-)	0.6956 (3.0521)	0.3044 (1.3358)	0.2000 (-)	0.0383	1.4440	0.3819
qt	0 (-)	0.7500 (-)	0.2500 (-)	0.4500 (-)	0 (-)	0.1327 (8.6830)	0.0158	1.4884	0.8617
qq	0.0205 (1.9907)	1.0427 (4.7038)	0.2578 (1.2844)	0.9009 (5.7535)	0.2578 (-)	0.2861 (2.0019)	0.0099	1.3188	0.9054

Tabel 3. Boligbenyttelse, erhverv h

Erhv.	α_0	α_1	s	DW	R ²
h	0.0358 (5.9181)	-0.2938 (9.3506)	0.0168	0.8679	0.7641

¹ T-værdi angivet i parantes

Af tabel 1 fremgår det, at det ikke var nødvendigt at binde nogen af parametrene for 2. generationserhvervene. De statistiske egenskaber ved regressionerne må her betegnes som tilfredsstillende. Parametrene er signifikante, forklaringsgraderne er høje, og DW-teststørrelserne giver ikke anledning til nogen frygt for, at der skulle være autokorrelation i residualerne.

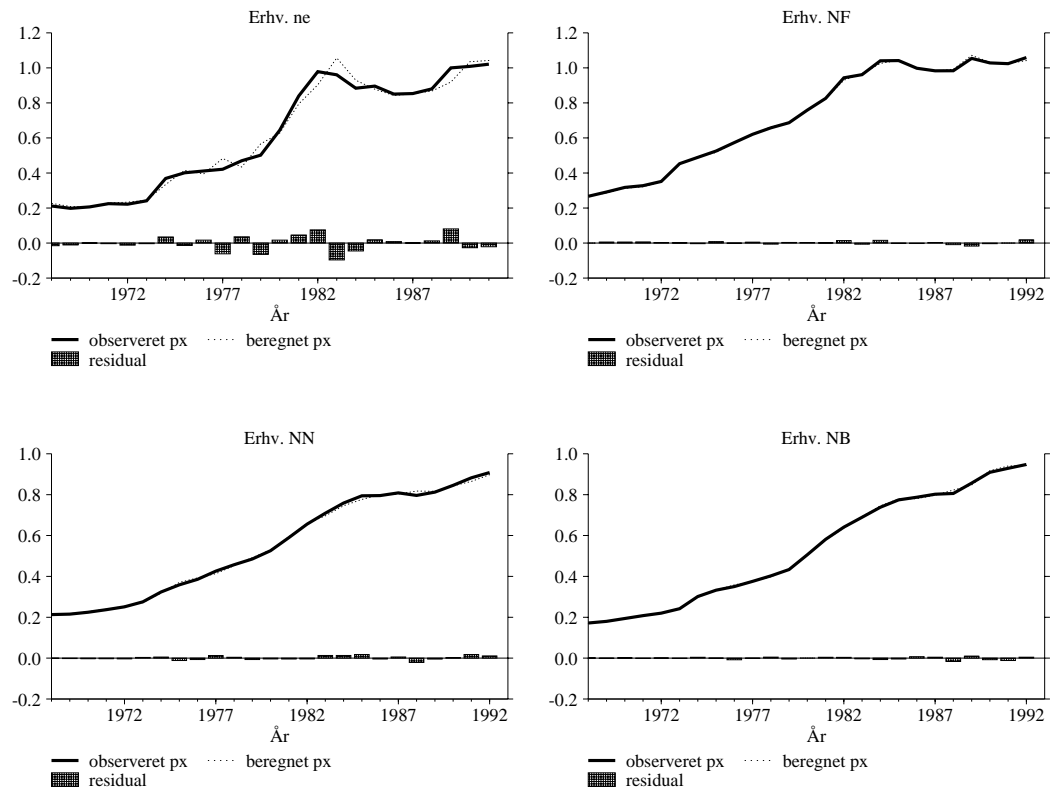
I modsætning til 2. generationserhvervene, er mange af parametrene for 3. generationserhvervene bundet kraftigt op.

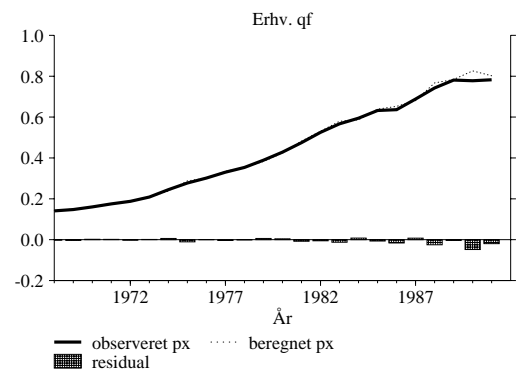
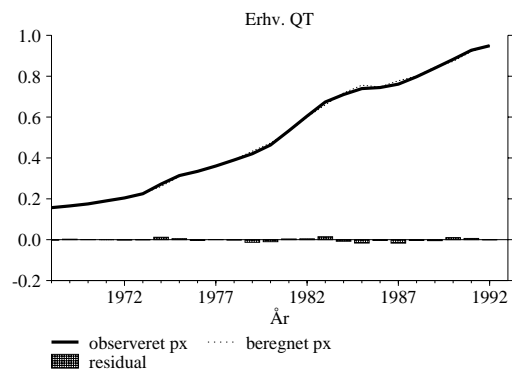
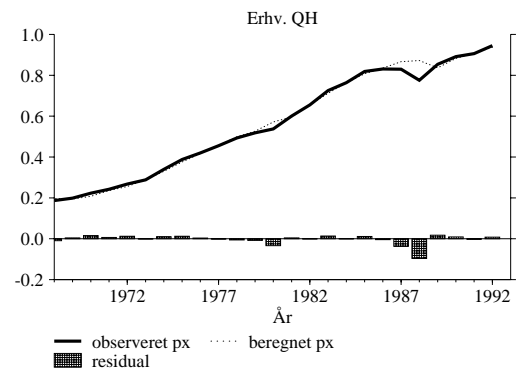
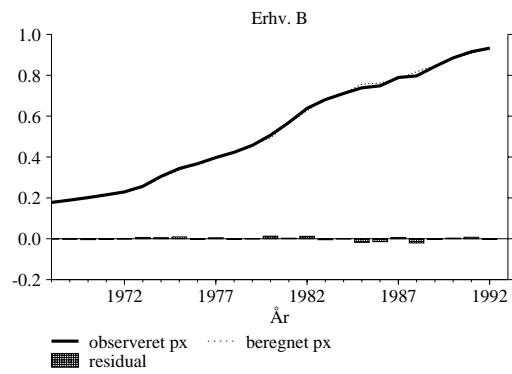
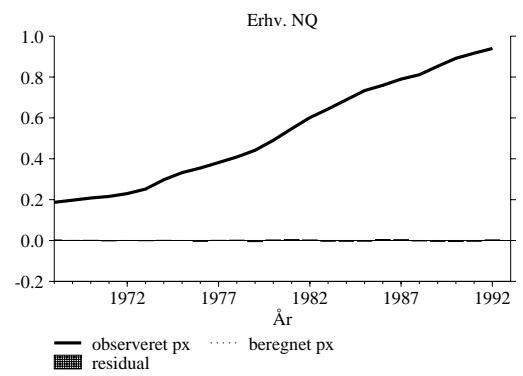
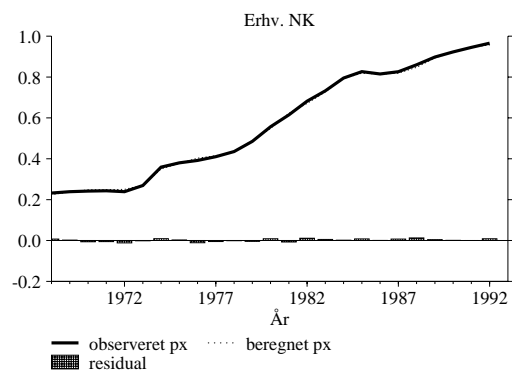
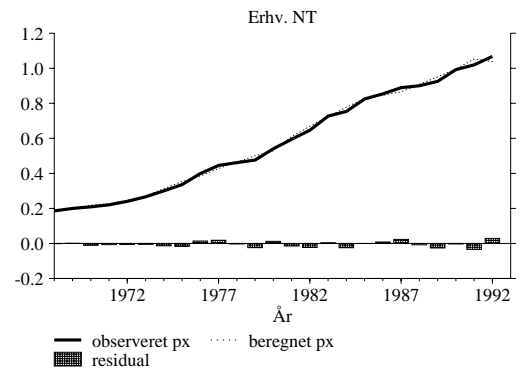
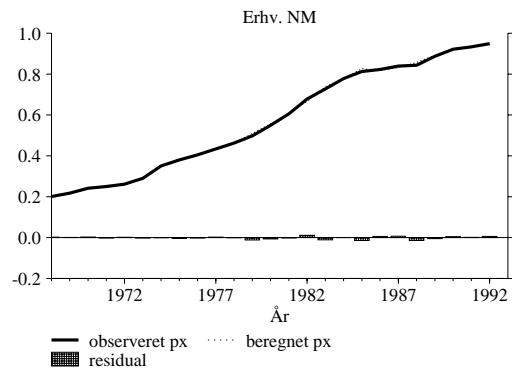
Ud fra den stigning i spredningen bindingerne typisk medfører, kan man afgøre, hvorvidt de valgte restriktioner er i modstrid med data. Selve metoden, som blot er en variant af et LR-test, vil ikke blive gengivet her. Blot skal det bemærkes, at ingen af de her anvendte bindinger, er i direkte modstrid med data. Bindingerne anvendt i erhverv *nf* er på grænsen til, hvad man vil godkende, men de kan heller ikke direkte afvises.

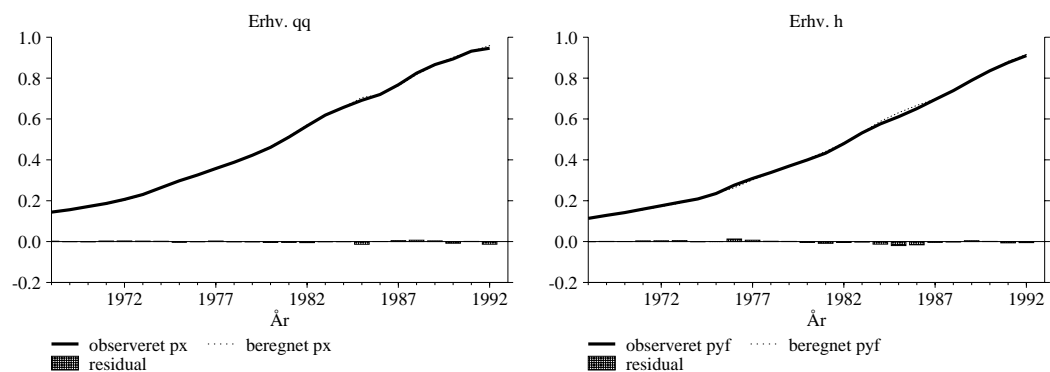
Regressionen for *h*-erhvervet er ikke specielt vellykket, godt nok er parametrene signifikante, men DW-teststørrelsen antyder, at der kan være autokorrelation i residualerne.

Nedenstående figur viser den historiske forklaringssevne.

Figur 1. Historisk forklaringssevne







Som det fremgår af figurerne, rammer de fittede værdier generelt meget godt de faktisk observerede værdier.

4. Modelegenskaber

Det store spørgsmål er nu, om den hurtige pristilpasning vi opnåede i ADAM, december 1999, er gået tabt.

For at besvare det spørgsmål har jeg udført tre multiplikatoreksperimenter i december 1999 og april 2000.

I det første eksperiment har jeg ladet løn og rente være eksogene, og stødt til lønnen med een procent hvert år.

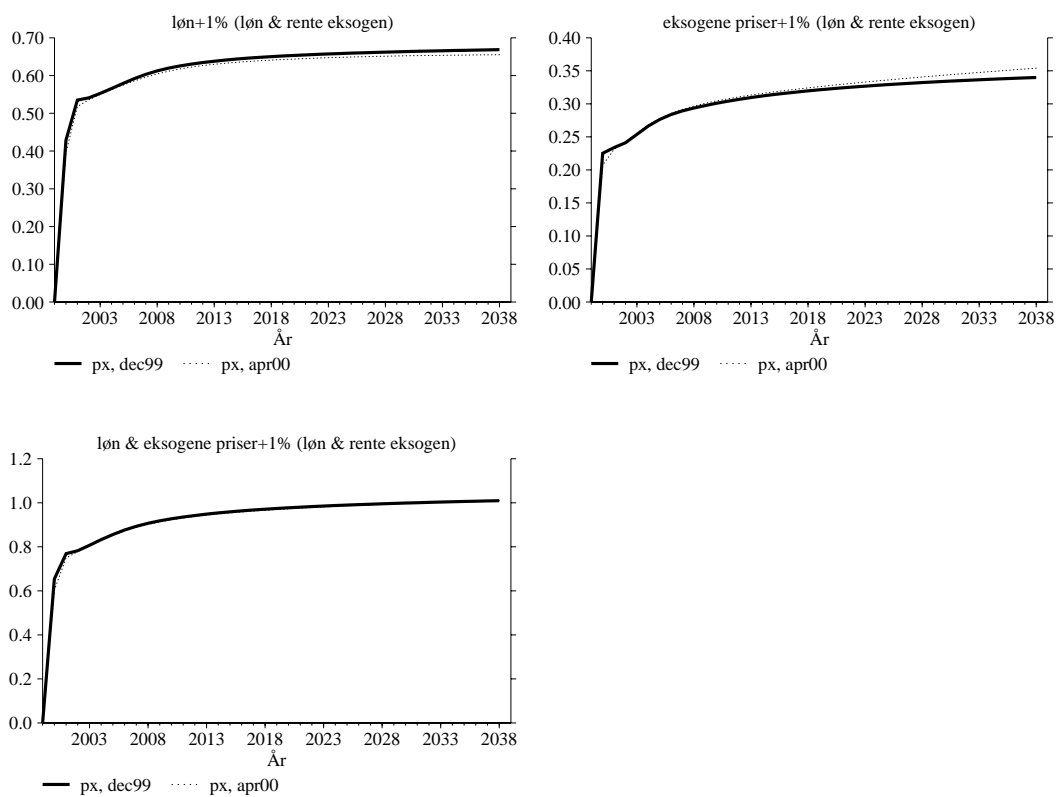
I det andet eksperiment har jeg igen ladet løn og rente være eksogene, og denne gang stødt til de eksogene priser med een procent hvert år.

I det tredje og sidste eksperiment har jeg under de samme forudsætninger, som i de to andre eksperimenter, stødt til både løn og eksogene priser med een procent hvert år.

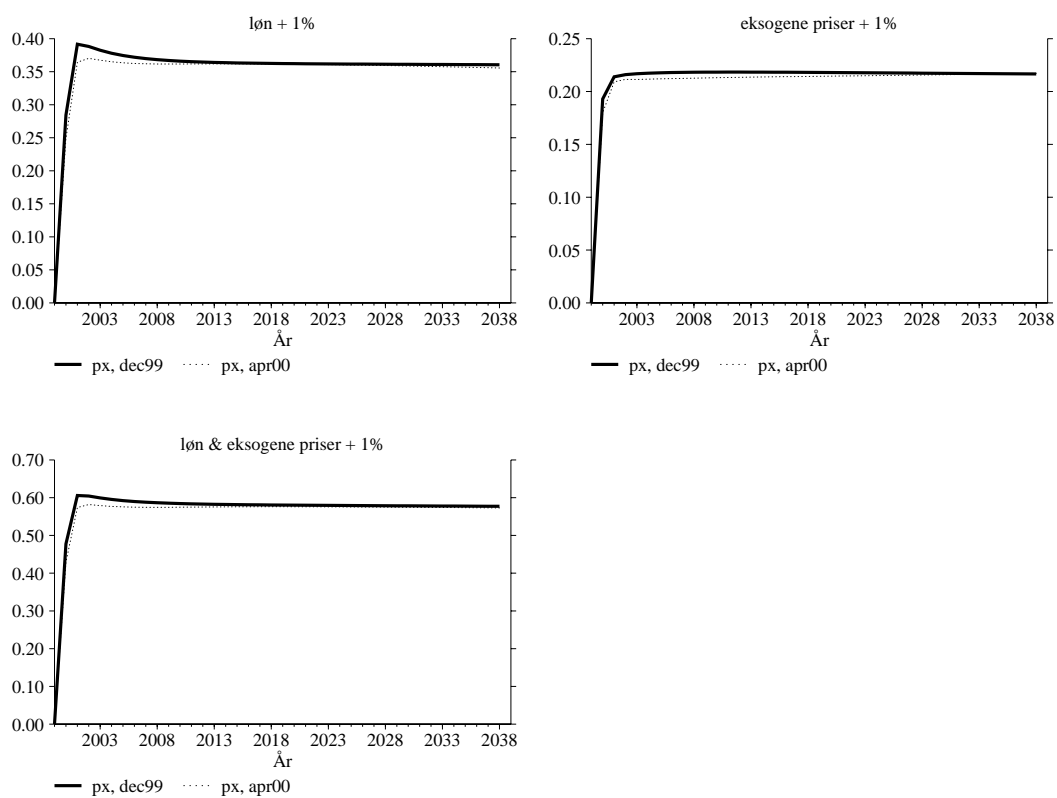
De tilsvarende eksperimenter har jeg derefter udført i de to modelversioners isolerede prismodel (inkl. varekredsløb).

Resultatet af disse eksperimenter ses gengivet i de to nedenstående figurer.

Figur 2. Løn- og priseksperimenter i samlet model



Figur 3. Løn- og priseksperimenter i isoleret prismodel (inkl. varekredsløb)

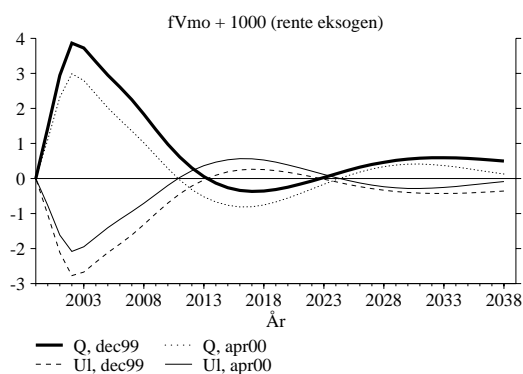


Som det fremgår af figurerne, er der ikke nogen stor forskel at spore i de to modelversioners pristilpasning, den hurtige pristilpasning i ADAM, december 1999 ser således ud til at være bevaret i ADAM, april 2000.

Til sidst betragter vi et varekøbseksperiment i de to modelversioner, hvor vi hæver det offentlige varekøb med 1 mia. kr. Effekterne på beskæftigelsen, Q , og ledigheden, Ul , indtegnes herefter. Formålet er at sammenligne crowding-out tiderne i de to modelversioner.

Figur 4 illustrerer virkningen af det øgede offentlige varekøb.

Figur 4. Varekøbseksperiment



Af figuren ses det, at crowding-out tiden i ADAM, april 2000, er to år kortere end crowding-out tiden i ADAM, december 1999.

Grundet de meget ens pristilpasninger i december 1999 og april 2000 kan den kortere crowding-out tid, dog næppe tilskrives de reestimerede sektorprisligninger i ADAM, april 2000.

5. Konklusion

Estimationerne, på baggrund af 1995-tallene, ser i det store og hele meget pæne ud. De statistiske egenskaber ved regressionerne må betegnes som værende tilfredsstillende. Godt nok er parametrene i 3. generationserhvervene underlagt skrappe restriktioner, men ingen af restriktionerne kan direkte afvises af data. Når man sammenligner april 2000 prisligningerne, med dem i december 1999, er april 2000 prisligningerne, fra et økonometrisk standpunkt, endog meget pæne. I december 1999 modelversionen af ADAM, blev der i nogle erhverv pålagt, lidt for grove restriktioner.

De pænere statistiske egenskaber ved ligningerne hænger sikkert sammen med, at vi har sat minimumskravet til tilpasningsparameteren ned til 0.2. Tilgængæld har vi i en del erhverv opnået en kortsigtet mark-up på de variable enhedsomkostninger (løn- og råvareomkostninger).

Som det fremgår af kørslerne har de, i økonometrisk forstand, mere korrekte april 2000 prisligninger, ikke gjort pristilpasningen trægere, den er stort set uforandret.

Konklusionen må derfor være, at vi kan være godt tilfredse med de, her i papiret, reestimerede sektorprisligninger.