Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Dorte Grinderslev
Erik Bjørsted
Asger Olsen

22. februar 2000

Sektorprisrelationer til ADAM, december 1999

Resumé:

I dette papir ses der videre på sektorprisrelationerne i ADAM. Arbejdet er drevet af ønsket om kortere tilpasningstid i prisdannelsen. Vi ser på, hvordan px relationer kan restrikteres til at være pyf relationer. I de foreslåede relationer er der fuld dækning af de variable omkostninger efter to år, mens langsigtssammenhængen er uændret.

DGR22200.WP

Nøgleord: prisrelationer, *px*, *pyf*, enhedsomkostninger, tilpasningstid, crowding-out

1. Indledning

Arbejdet med sektorprisrelationerne i ADAM fortsættes i dette papir. Der udledes en nyttig approksimativ sammenhæng mellem produktionspris, *px*, og BFI-deflator (som efter det nye nationalregnskab kaldes BVT-deflator), *pyf*. Desuden pålægges restriktioner, der sikrer, at der er fuld dækning af de variable omkostninger efter to år.

De nuværende sektorprisrelationer i ADAM modellerer produktionspriserne i de enkelte erhverv, px_j. Dette er valgt, idet det samlede faktorsystem i ADAM bestemmer hele produktionsværdien udfra efterspørgslen på arbejdskraft, (maskin- og bygnings-)kapital og varekøb (energi og materialer), $X=L+K+V$.

Pristilpasningen i den nuværende ADAM, maj98, er meget træg, og flere undersøgelser peger på, at dette medvirker til den lange crowding-out tid i den samlede model, (se fx arbejdspapiret NVE 16.06.99 fra Finansministeriet 'Pristilpasningen i ADAM, II'). I SMEC, hvor prisrelationerne er BFI-ligninger, er der væsentlig mindre pristræghed end i ADAM. Derfor er det forsøgt at estimere relationer for BFI-deflatorerne for at se, om dette kan afkorte tilpasningstiden i priserne, jf. arbejdspapir EBJ16n99: *Pristilpasningen i ADAM, I*; dette gav dog ikke anledning til væsentlig forkortelse af tilpasningstiden.

I dette papir går vi et skridt videre og ser i afsnit 2 på, hvordan de - i tilfældet med ADAMs faktorefterspørgselsstruktur - teoretisk korrekte produktionsværdi-deflatorer kan approksimeres tilfredsstillende med relationer for BFI-deflatorerne. Dernæst frigives kortsigtsdynamikken for varekøb i forhold til 'rene' BFI-prisrelationer, og der pålægges restriktioner, der sikrer fuld dækning af de variable omkostninger efter to år.

Multiplikatoregenskaberne med både den isolerede prismodel og den samlede model undersøges i afsnit 3. I bilagene udledes estimationsligningen, og de nye modelligninger opskrives.

2. Forslag til nye prisrelationer

De her i papiret forslåede prisligninger tager i lighed med BFI-relationerne udganspunkt i en opdeling af de kortsigtede enhedsomkostninger i bidrag fra henhv. løn og varekøb. Denne opdeling af de kortsigtede enhedsomkostninger har i arbejdet med sektorpriserne vist sig proplematisk i log-lineære ligninger. Data har generelt svært ved at acceptere en sådan opdeling i det log-lineære tilfælde. Erfaringsmæssigt går det da meget bedre, hvis man holder sig til en rent lineær formulering af sektorprisen. Problemet her er blot, at rent lineære ligninger for sektorpriserne giver anledning til heteroskedasticitet i restleddene. Nedenstående forslag er en slags hybrid, der søger at kombinere den lineære og log-lineære tilgangsvinkel.

Lad *px* være sektorprisen, og c = $c_V+c_L+c_U$+Siq/fX være enhedsomkostningerne (fordelt på løn c_L=wL/fx, kapitalomkostninger c_U=uK/fx og varekøb $c_V=p_V f_V$/fx). I ADAM gælder, at på lang sigt er prisen på produktion, px^*, givet ved en konstant mark-up på enhedsomkostningerne, jf. dokumentation af ADAM, marts 1995. Denne egenskab bibeholdes i dette papir.

$$px^* = (1+\mu)\frac{p_K K^* + p_L L^* + p_V V^* + Siq}{fX} = (1+\mu)c \qquad \textbf{(1)}$$

Prisen tilpasser sig denne langsigtede optimale pris. På kort sigt er kapitalen en træg faktor, så på kort sigt indgår kun de variable enhedsomkostninger, der er lønomkostninger og varer. I den nuværende model er der samme dækning af de forskellige variable omkostninger, dette løsner vi op her.

Vi opstiller følgende ligning (2) for produktionsværdideflatoren, der kan approksimere en BFI-prisrelation, hvis der pålægges fuld dækning af vare-omkostningerne, dvs. α_1=1. Parameteren α_2 er dækningen af de variable lønomkostninger, γ er tilpasningsparameteren til langsigtrelationen, og konstantleddet $\kappa=\gamma\log(1+\mu)$ er udtryk for den langsigtede mark-up. I bilag 1 er gennemgået udledningen af ligningen.

$$\mathrm{Dlog}(px) = \alpha_1 \mathrm{Dlog}(c_V)\frac{c_{V,-1}}{px_{-1}} + \alpha_2 \mathrm{Dlog}(c_L)\frac{c_{L,-1}}{px_{-1}} - \gamma \log\left(\frac{px_{-1}}{c_{-1}}\right) + \kappa \qquad \textbf{(2)}$$

I stedet for at binde gennemslaget af varekøb til at være fuldt det første år, dvs. α_1=1, kan vi løsne denne restriktion og kun kræve, at varekøbsomkostnings-gennemslaget er fuldt i år to. Nedenfor i ligning (3) svarer det til binde $\alpha_1+\beta_1$=1. Ligeledes vil vi kræve, at der er fuld dækning af lønomkostninger efter to år, dvs. vi pålægger restriktionen $\alpha_2+\beta_2$=1.

$$\begin{aligned}\mathrm{Dlog}(px) &= \alpha_1 \mathrm{Dlog}(c_V)\frac{c_{V,-1}}{px_{-1}} + \beta_1 \mathrm{Dlog}(c_{V,-1})\frac{c_{V,-1}}{px_{-1}} \\ &+ \alpha_2 \mathrm{Dlog}(c_L)\frac{c_{L,-1}}{px_{-1}} + \beta_2 \mathrm{Dlog}(c_{L,-1})\frac{c_{L,-1}}{px_{-1}} - \gamma \log\left(\frac{px_{-1}}{c_{-1}}\right) + \kappa \qquad \textbf{(3)}\end{aligned}$$

Ligning (3) er estimeret for tredje generationserhvervene pånær landbrug, hvor prisen, *pxa*, er antaget eksogen som i den nuværende model. Vi har pålagt ovennævnte restriktioner om fuld dækning af de variable omkostninger efter to år, men der tillades dog en mark-up på de variable omkostninger, så restrik-tionerne er $\alpha_1+\beta_1\geq1$ og $\alpha_2+\beta_2\geq1$. Det var dog kun muligt at estimere en kortsigtet mark-up i byggeerhvervet.

Med ADAM nomenklatur er anvendt følgende variabler, hvor *j* er erhvervet: De variable enhedsomkostninger, varekøb og løn, er henholdsvis V_j /fX_j og $l_j{\cdot}HQ_jn/fX_j$, hvor HQ_jn er de 'nødvendige' arbejdstimer L^+. Enhedsomkost-ningerne er $c = pw_jw = (uim_j{\cdot}fKm_jw + uib_j{\cdot}fKb_jw + l_j{\cdot}HQ_jw + pve_j{\cdot}fVe_j + pvm_j{\cdot}fVm_j+Siq)/fX_j$, hvor fKm_jw, fKb_jw og HQ_jw er de 'ønskede' kapitalapparater og arbejdstimer K^* og L^*. Definitionen af disse omkostningsbegreber er som i den nuværende model.

2.1. Estimationsresultater

Prisrelationerne af formen (3) er estimeret på databanken adbk0797, dvs. data i 1980-priser. At der ikke estimeres på en databank i 1990-priser skyldes, at en del af de forklarende variabler er bestemt i faktorblokken, der sidst er estimeret på 1980-tal og blot niveaukorrigeret til 1990-tal. Efter estimationen af prisrelationerne er der foretaget en niveaukorrektion ligesom i maj98-versionen.

De estimerede parametre er gengivet i nedenstående tabel 1. Figurer, der viser de fine historiske forklaringsegenskaber for de estimerede ligninger, er placeret i bilag 2. Modelligningerne er opskrevet i bilag 3.

Tabel 1. Estimationsresultater

Erhverv	α_1	β_1	α_2	β_2	γ	κ
nf	1	0	0,6660	0,3340	0,2500	0,0071
	(–)	(–)	(5,061)	(2,538)	(–)	(4,922)
nn	0,7486	0,2514	0,6679	0,3321	0,2500	0
	(6,513)	(2,187)	(5,645)	(2,806)	(–)	(–)
nb	0,9404	0,0596	0,6916	0,3084	0,2500	0
	(12,73)	(0,807)	(4,162)	(1,856)	(–)	(–)
nm	0,7927	0,2073	0,8562	0,1438	0,2500	0
	(12,26)	(3,207)	(8,811)	(1,480)	(–)	(–)
nt	0,7298	0,2702	0,5272	0,4728	0,2500	0
	(4,068)	(1,506)	(2,619)	(2,348)	(–)	(–)
nk	0,9298	0,0702	0,6879	0,3121	0,2500	0,0057
	(16,75)	(1,264)	(4,267)	(1,936)	(–)	(1,620)
nq	0,8373	0,1627	0,7055	0,2945	0,2500	0
	(11,80)	(2,292)	(6,008)	(2,508)	(–)	(–)
b	1,1355	0	0,9987	0,0956	0,2500	0
	(13,02)	(–)	(8,147)	(0,709)	(–)	(–)
qh	1	0	0,9690	0,0310	0,2500	0,0339
	(–)	(–)	(5,326)	(0,170)	(–)	(5,287)
qt	0,8680	0,1320	0,6938	0,3063	0,1011	0
	(5,162)	(0,785)	(4,413)	(1,948)	(3,531)	(–)
qq	1	0	0,7092	0,2909	0,2500	0,0143
	(–)	(–)	(5,320)	(2,182)	(–)	(5,778)

Anm. Estimationsperioden er 1968-1992, t-værdier er angivet i parentes.

I alle erhverv (pånær *qt*) har vi bundet tilpasningskoefficienten op til 0.25. Hvis der estimeres på fremstillingserhverv aggregeret fås en tilpasningskoefficient over 0.25,[1] derfor vælger vi at hæve tilpasningskoefficienten i de disaggregerede erhverv. I de nuværende relationer er tilpasningkoefficienten bundet til at være mindst 0.20.

Erhverv *b* er som nævnt det eneste erhverv, hvor vi har kunne estimere en mark-up på de variable enhedsomkostninger. I alle andre erhverv har vi pålagt fuld dækning af de variable lønomkostninger efter to år. I tre erhverv (*nf*, *qh* og *qq*) er der pålagt fuld dækning af vareomkostningerne allerede det første år, mens det i de resterende 7 erhverv er pålagt dækket efter to år.

Endelig har vi restrikteret konstantleddet til at være nul i syv af erhvervene (hvor konstantleddet i fri estimation blev lille men negativt), dvs. vi har antaget, at der ikke er mark-up på enhedsomkostningerne på lang sigt.

Vi tester med et LR-test, om de pålagte parameterrestiktioner kan afvises af data, jf.bilag 3. For de seks erhverv *nf*, *nn*, *nm*, *nt*, *b*, *qh* er testsandsynligheden over 5%, så data afviser ikke restriktionerne. For de tre erhverv, *nk*, *nb*, *nq*, er testsandsynligheden mellem 2 og 3%, og vi vælger at acceptere restriktionerne. Testsandsynligheden for restriktionerne i erhvervene *qq* og *qt* er meget små, men det var ikke muligt at estimere bedre ligninger.

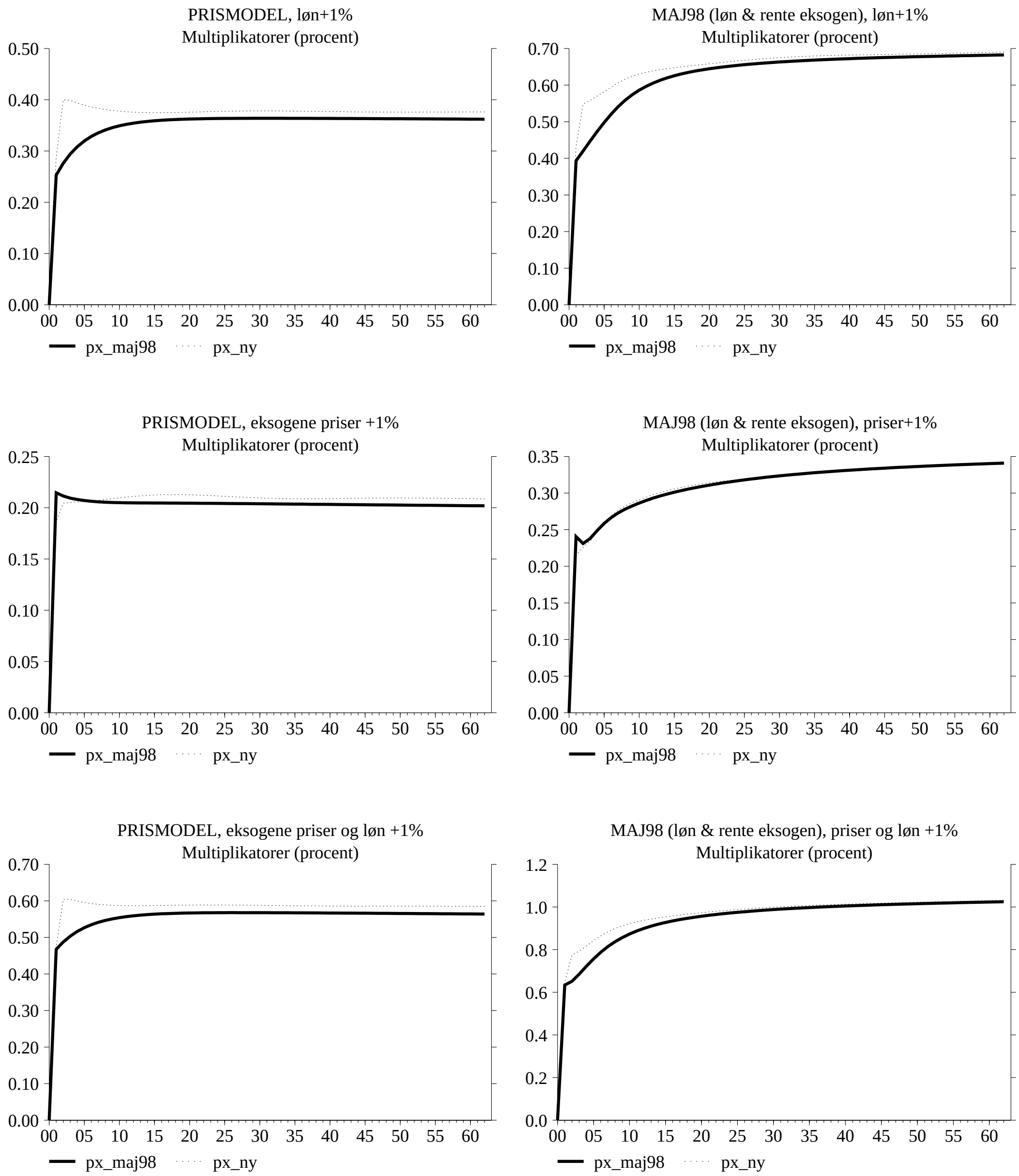
3. Multiplikatoreksperimenter

For at se effekten af de foreslåede ligninger udføres i dette afsnit multiplikatoreksperimenter, hvor vi sammenligner den aggregerede sektorpris, *px*, i MAJ98 med henholdsvis de gamle og de nye sektorprisrelationer indlagt. Eksperimenterne i de tre nedenstående figurer er alle med eksogen løn og rente ($dlna = diwbz = dwfbz = diwbzv = 1$). Figurerne til venstre er den isolerede prismodel med varekredsløbet, mens figurerne til højre er den samlede model. De tre eksperimenter, der undersøges, er stød til lønnen på en procent, stød til eksogene priser på en procent (importpriser, pm_j, og de eksogene sektorpriser, *pxa* og *pxqs*) og endelig stød til både løn og eksogene priser på en procent.

Vi ser, at der er en mærkbar hurtigere tilpasning i den aggrederede sektorpris ved en lønstigning, mens en stiging i de eksogene priser giver næsten samme forløb med ny og gammel prismodel.

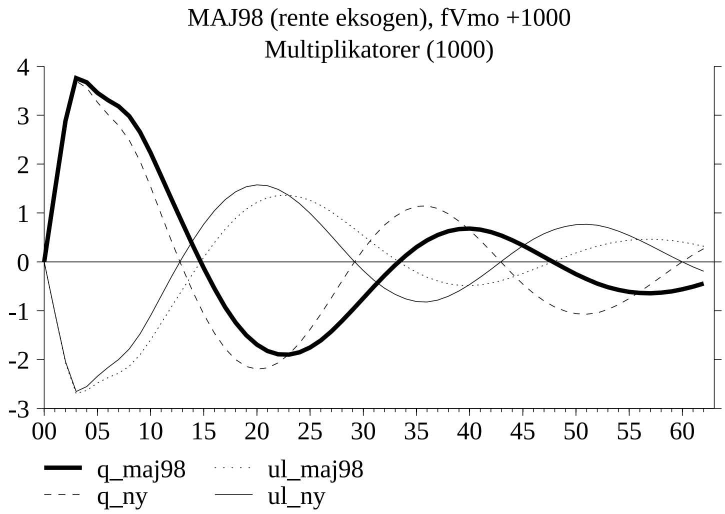
[1] Dette kan også være en forklaring på, at SMEC har en højere tilpasningskoefficient i fremstillingserhvervet, idet de estimerer samlet fremstilling.

Figur 1. Løn- og priseksperimenter



Tilsidst ser vi på varekøbseksperimentet, hvor det offentlige varekøb hæves med 1 mia. 90-kr. I figur 2 er indtegnet effekten på beskæftigelse, *Q*, og ledighed, *Ul*, i MAJ98 med henholdsvis gamle og nye sektorprisrelationer. Vi bemærker, at crowding-out tiden falder med to år, når de nye prisrelationer benyttes, til gengæld bliver udsvingene større.

Figur 2. Varekøbseksperiment



4. Konklusion

Vi har valgt at indlægge ovenstående sektorprisrelationer i december 1999 versionen af ADAM. Ved at pålægge parameterrestriktioner, der sikrer fuld dækning af variable omkostninger efter to år og binde tilpasningsparameteren til at være mindst 0.25 i de fleste erhverv (hvor kravet i de nuværende ligninger er 0.20), får vi sektorprisrelationer, der er teoretisk velbegrundende, med pæne forklaringsevner, og som ikke kan afvises af data. Desuden opnår vi en kortere crowding-out tid i den samlede model, hvilket var et hovedformål med reestimationen af sektorpriserne.

Bilag 1. Sammenhængen mellem *px* og *pyf*

I dette bilag udledes den nye sektorprisligning.

Hvis vi formulerer tilpasningen til den langsigtede optimale pris (1) i en lineær fejlkorrektionsprisrelation, har vi

$$\Delta px \;=\; \alpha_1 \Delta c_V \;+ \alpha_2 \Delta c_L \;-\; \gamma\left[px_{-1} - (1+\mu)c_{-1}\right] \tag{b.1}$$

Hvis vi sætter α_1=1 bliver denne lig med

$$\Delta(px - c_V) \;=\; \alpha_2 \Delta c_L \;-\; \gamma\left[px_{-1} - (1+\mu)(c_{V,-1} + c_{L,-1} + c_{U,-1})\right] \tag{b.2}$$

hvor $px\text{-}c_V = (x\text{-}p_V f_V)/fX = Yf/fX = (fYf/fX)\cdot pyf$.

Hvis 'BFI-kvoten' (fYf/fX) er konstant, er (b.2) altså en BFI-prisligning, dog skal der ikke være mark-up på de langsigtede vareomkostninger. Langsigtsrelationen dog stadig kan fortolkes som en *px*-ligning.

I midlertid vil vi helst have prisrelationer i logaritmer i modellen, idet den lineære formulering giver anledning til heteroskedasticitet i restleddene. (Denne skyldes, at priserne er stigende over tid, og dermed vil de sidste år i estimationsperioden blive tillagt størst vægt). Derfor omformuleres venstresiden i (b.1) til logaritmer i (b.3), og vi ser på, under hvilke restriktioner denne ligning kan approksimere en BFI-relation i (b.5).

Hvis (b.1) divideres med px_{-1}, og vi approksimerer den årlige procentvise vækst i prisen, $(px\text{-}px_{-1})/px_{-1}$, med Dlog(px) og udnytter taylorapproksimationen log(x) ≈ x-1 for x tæt på en, fås

$$\mathrm{Dlog}(px) \;=\; \alpha_1 \frac{\Delta c_V}{px_{-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta c_L}{px_{-1}} \;-\; \gamma\left[\log\left(\frac{px_{-1}}{(1+\mu)c_{-1}}\right)\right] \tag{b.3}$$

og da

$$\frac{\Delta c_V}{px_{-1}} \approx \mathrm{Dlog}(c_V)\frac{c_{V,-1}}{px_{-1}} \quad \text{thi} \quad \frac{\Delta c_V}{c_{V,-1}} \approx \mathrm{Dlog}(c_V) \tag{b.4}$$

fås nedenstående ligning, der er ligning (2) i selve papiret, hvor vi sætter $\kappa = \gamma\log(1+\mu)$.

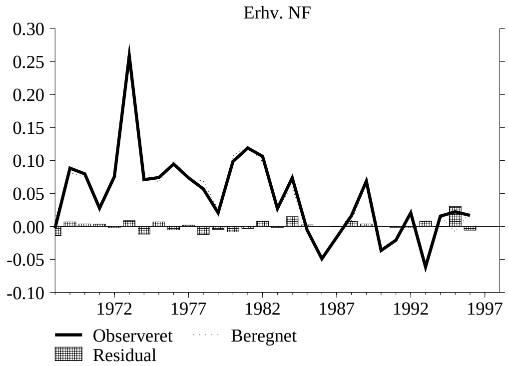
$$\mathrm{Dlog}(px) \;=\; \alpha_1 \mathrm{Dlog}(c_V)\frac{c_{V,-1}}{px_{-1}} + \alpha_2 \mathrm{Dlog}(c_L)\frac{c_{L,-1}}{px_{-1}} \;-\; \gamma\log\left(\frac{px_{-1}}{c_{-1}}\right) \;+\; \kappa \tag{b.5}$$

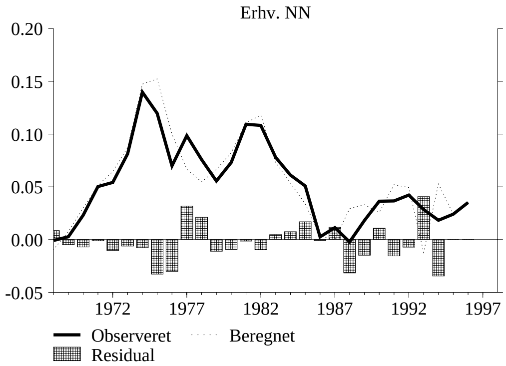
Vi ser, at "pyf-lignings-antagelsen" α_1=1 svarer til, at koefficienten til Dlog(c_V) i log-ligningen skal være den laggede omkostningsandel for varekøb. Dette gælder dog kun eksakt, hvis denne andel er konstant, men det er nok ikke til at se forskel i praksis.

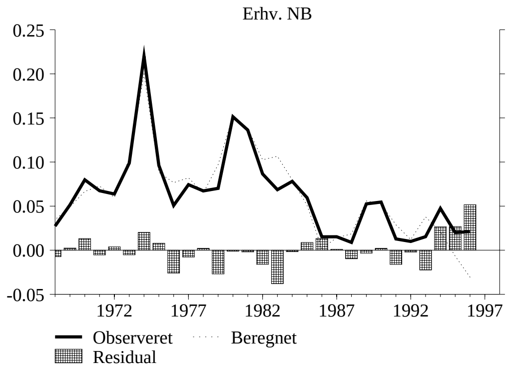
Konstantleddet, $\kappa = \gamma\log(1+\mu)$, kan være positivt eller nul, men ikke negativt. For at sikre en positiv mark-up, skal $\kappa>0$ (når $\gamma>0$). Binding af κ til 0 i estimationerne øger typisk kortsigtslønkoefficienten, α_2, og tilpasningen, γ. I de tilfælde, hvor κ estimeres negativt, bindes konstantleddet til 0.

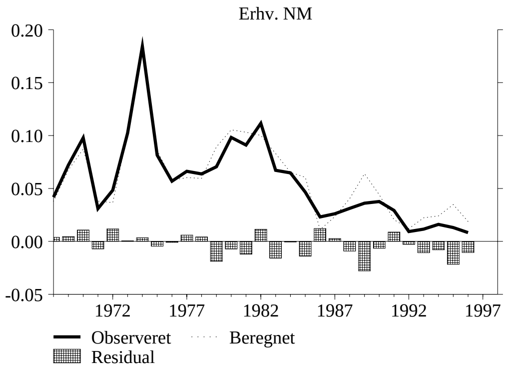
Det er ikke lykkedes at finde den binding, der får logaritmiske px- og pyf-ligninger til at blive helt ens, men næsten. Indledende estimationsresultater peger dog på, at approksimationerne er acceptable, idet de forskellige ligninger ikke giver anledning til væsentligt forskellige parameterestimeter; noget af forskellen kan skyldes, at aremos ikke regner rigtigt med restriktioner.

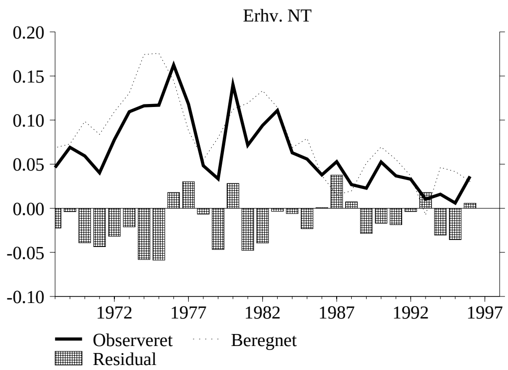
Bilag 2. Historisk forklaringsevne

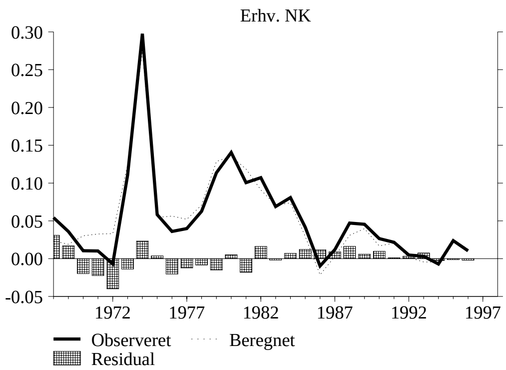


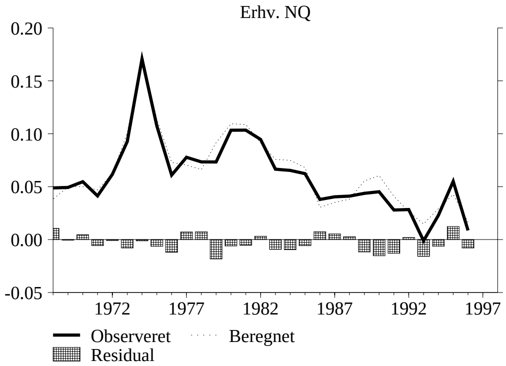


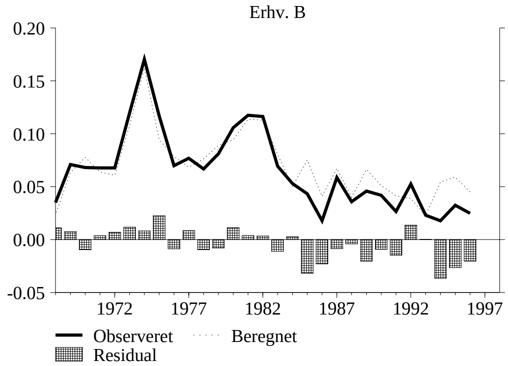


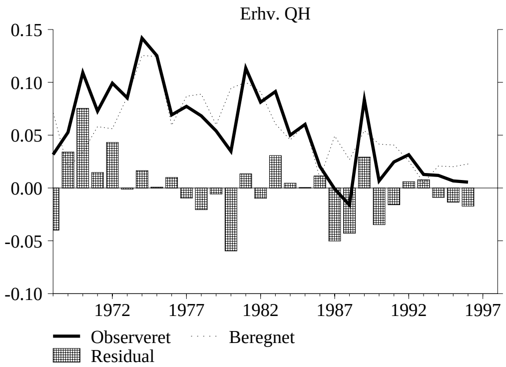


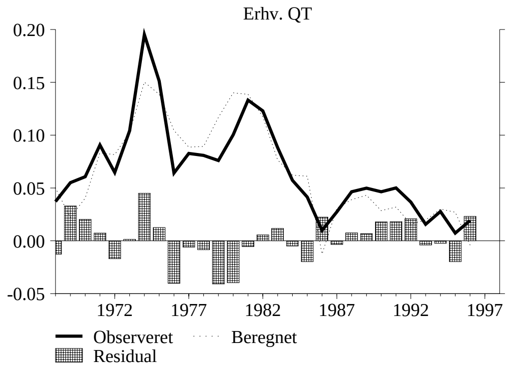


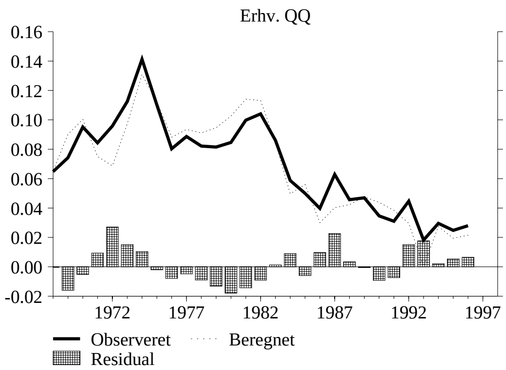



Erhv. NQ
0.20
0.15
0.10
0.05
0.00
-0.05
1972
1977
1982
1987
1992
1997
Observeret
Beregnet
Residual


Erhv. B
0.20
0.15
0.10
0.05
0.00
-0.05
1972
1977
1982
1987
1992
1997
Observeret
Beregnet
Residual


Erhv. QH
0.15
0.10
0.05
0.00
-0.05
-0.10
1972
1977
1982
1987
1992
1997
Observeret
Beregnet
Residual


Erhv. QT
0.20
0.15
0.10
0.05
0.00
-0.05
1972
1977
1982
1987
1992
1997
Observeret
Beregnet
Residual


Erhv. QQ
0.16
0.14
0.12
0.10
0.08
0.06
0.04
0.02
0.00
-0.02
1972
1977
1982
1987
1992
1997
Observeret
Beregnet
Residual

Bilag 3 LR-test

Maksimum likelihood (ML)

Maksimum likelihood går kort fortalt ud på, at antage en fordeling, P_θ, for den betragtede variabel, *X*, (oftest restleddet i en ligning), fx normalfordeling. Med p_θ som den tilhørende tæthed er likelihoodfunktionen givet ved $L(x,\theta) = p_\theta(x)$, hvor θ er parametrene i fordelingen, og Θ er parametermængden. Derefter bestemmes den værdi af $\theta \in \Theta$, der gør observationen af variablen, $X = x$, "mest sandsynlig". Den maksimale likelihoodværdi under modellen kaldes $\hat{L} = L(x,\hat{\theta})$. Vi ser nu på en restrikteret model, hvor der pålægges restriktioner på parametrene, dvs. parametermængden indskrænkes, $\Theta_0 \subset \Theta$. På tilsvarende vis bestemmes den værdi af $\theta_0 \in \Theta_0$, der nu gør *x* "mest sandsynlig". Den maksimale likelihoodværdi under den restrikterede model (hypotesen) kaldes $\hat{L}_0 = L(x,\hat{\theta}_0)$. Det er klart at $\hat{L}_0 \leq \hat{L}$, idet vi danner maksimum over en mindre parametermængde.

LR-test

For at teste parameterrestriktioner i en estimation kan bruges et LR-test (Likelihood Ratio). Kvotientteststørrelsen *Q* er givet ved forholdet mellem maksimumlikelihoodværdierne under henholdsvis den urestrikterede og den restrikterede model, så $0 \leq Q \leq 1$. Hvis den restrikterede model skal beskrive data "næsten lige så godt" som udgangsmodellen, må likelihoodværdien ikke falde meget ved pålæggelse af restriktionerne. Derfor skal kvotientteststørrelsen være tæt på én.

Vi ser her på tilfældet med en enkelt ligning, og under antagelse af normalfordeling af restleddene kan det vises, at forholdet mellem de maksimale likelihoodværdier er forholdet mellem de estimerede varianser opløftet i *n/2*, hvor *n* er antallet af år i estimationsperioden (se fx Johnston eller Greene). Lad $\hat{\sigma}^2$ og $\hat{\sigma}_0^2$ være de estimerede varianser under henholdsvis modellen og hypotesen, og $\hat{\sigma}$ og $\hat{\sigma}_0$ de tilhørende spredninger; da er kvotienttestet givet ved (b.1). For at udlede den asymptotiske fordeling af kvotientteststørrelsen transformeres til den såkaldte LR-teststørrelse, $LR = -2\log Q$.

$$
\begin{aligned}
Q(x) &= \frac{L\left(x,\hat{\theta}_0(x)\right)}{L\left(x,\hat{\theta}(x)\right)} = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}_0^2}\right)^{\frac{n}{2}} = \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{\sigma}_0}\right)^{n} \quad \Leftrightarrow \\
-2\log Q(x) &= n\log\left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2}\right) = 2n\log\left(\frac{\hat{\sigma}_0}{\hat{\sigma}}\right)
\end{aligned}
\tag{b.1}
$$

Det kan vises, at $LR = -2\log Q$ er asymptotisk χ^2 fordelt med antal frihedsgrader lig med antallet af lineært uafhængige restriktioner, der er pålagt under hypotesen. De kritiske værdier i χ^2 fordelingen ved et 5% signifikansniveau er vist i tabel b.1 for 1-5 frihedsgrader.

Tabel b.1 Kritiske værdier i χ^2 fordelingen

#frihedsgrader	1	2	3	4	5
5% kritisk værdi	3,841	5,991	7,815	9,488	11,070

Nogle estimationsprogrammer (fx TSP) udskriver *log likelihood*, *log L* = ℓ, da beregnes LR-testet som (b.2). Andre udskriver *mean log likelihood* (fx MAXLIK proceduren i GAUSS), ℓ_{mean} = *(1/n) log L*, og i det tilfælde beregnes LR-testet som (b.3).

$$LR = -2\left[l\left(x,\hat{\theta}_0\right) - l\left(x,\hat{\theta}\right)\right] \quad \textbf{(b.2)}$$

$$LR = -2n\left[l_{mean}\left(x,\hat{\theta}_0\right) - l_{mean}\left(x,\hat{\theta}\right)\right] \quad \textbf{(b.3)}$$

Hvor meget må residualspredningen stige?

I stedet for at udregne LR-teststørrelsen med (b.1) og se i tabel b.1, om teststørrelsen er mindre end den kritiske værdi, kan man udregne, hvor meget residualspredningen må stige, når restriktionerne pålægges, uden at de forkastes af data. Dette kan være nyttigt, hvis man bruger et estimationsprogram, der udskriver residualspredningerne og ikke likelihoodværdien (fx Aremos). Lad *q* være den kritiske værdi og *n* antallet af observationer; da udregnes hvor meget forholdet mellem residualspredningerne må være på følgende måde:

$$-2\log Q \le q \Leftrightarrow 2n\log\left(\frac{\hat{\sigma}_0}{\hat{\sigma}}\right) \le q \Leftrightarrow \frac{\hat{\sigma}_0}{\hat{\sigma}} \le \exp\left(\frac{q}{2n}\right) \quad \textbf{(b.4)}$$

I tabel b.2 er dette forhold beregnet for forskellige antal observationer, *n*, og frihedsgrader, *f*. Det er altså en "tommelfingerregel-tabel", hvor det fx kan ses, at med 30 år i estimationen må residualspredningen højst stige med 6,6%, hvis der pålægges én restriktion på modellen.

Tabel b.2 Stigning i residualspredningen i %

n / f	1	2	3	4	5
25	8,0	12,7	16,9	20,9	24,8
30	6,6	10,5	13,9	17,1	20,3
35	5,6	8,9	11,8	14,5	17,1
40	4,9	7,8	10,3	12,6	14,8
45	4,4	6,9	9,1	11,1	13,1
50	3,9	6,2	8,1	10,0	11,7

Opsummering
Hvis estimationsprogrammet udskriver den maksimale likelihoodværdi (eller funktioner deraf) beregnes LR-teststørrelsen udfra enten (b.1), (b.2) eller (b.3), og for at acceptere restriktionerne skal værdien være mindre end den kritiske værdi i tabel b.1. Udskrives derimod residualspredningen, kan tabel b.2 bruges til at se, hvor meget denne må stige, når der pålægges restriktioner; i stedet for at udregne LR-testet ud fra (b.1). Husk, at der er tale om lineært uafhængige parameterrestriktioner.

Kilde: Inge Henningsen: Statistik, Forelæsningsnoter til Statistik 0, 3. udgave, Institut for matematisk statistik, Københavns Universitet, 1993

Bilag 4. Modelligninger

```
PRISER PÅ ERHVERVENES PRODUKTIONSVÆRDIER (SEKTORPRISER)

NÆRINGSMIDDELINDUSTRI

pwnfw       = ( uimnf*fKmnfw+uibnf*fKbnfw+lnf*HQnfw
                +pvenf*fVenf+pvmnf*fVmnf+Siqnf-Siqnfl)/fXnf $
log(pxnfw)  =0.02856+log(pwnfw)+log(kpxnfw) $
dlog(pxnf)  = 0.6660*dlog(lnf*hqnfn/fxnf)*(lnf(-1)*hqnfn(-1)/fxnf(-1))/pxnf(-1)
              +dlog(vnf/fxnf)*(vnf(-1)/fxnf(-1))/pxnf(-1)
              +0.3340*dlog(lnf(-1)*hqnfn(-1)/fxnf(-1))*(lnf(-1)*hqnfn(-1)/fxnf(-1))/pxnf(-1)
              -0.2500*log(pxnf(-1)/pxnfw(-1))  $

NYDELSESMIDDELINDUSTRI

pwnnw       = ( uimnn*fKmnnw+uibnn*fKbnnw+lnn*HQnnw
                +pvenn*fVenn+pvmnn*fVmnn+Siqnn-Siqnnl)/fXnn $
log(pxnnw)  = log(pwnnw)+log(kpxnnw) $
dlog(pxnn)  = 0.6679*dlog(lnn*hqnnn/fxnn)*(lnn(-1)*hqnnn(-1)/fxnn(-1))/pxnn(-1)
             +0.7486*dlog(vnn/fxnn)*(vnn(-1)/fxnn(-1))/pxnn(-1)
             +0.3321*dlog(lnn(-1)*hqnnn(-1)/fxnn(-1))*(lnn(-1)*hqnnn(-1)/fxnn(-1))/pxnn(-1)
             +0.2514*dlog(vnn(-1)/fxnn(-1))*(vnn(-1)/fxnn(-1))/pxnn(-1)
             -0.2500*log(pxnn(-1)/pxnnw(-1))  $

LEVERANDØRER TIL BYGGERI

pwnbw       = ( uimnb*fKmnbw+uibnb*fKbnbw+lnb*HQnbw+
                pvenb*fVenb+pvmnb*fVmnb+Siqnb-Siqnbl)/fXnb $
log(pxnbw)  = log(pwnbw)+log(kpxnbw) $
dlog(pxnb)  = 0.6916*dlog(lnb*hqnbn/fxnb)*(lnb(-1)*hqnbn(-1)/fxnb(-1))/pxnb(-1)
             +0.9404*dlog(vnb/fxnb)*(vnb(-1)/fxnb(-1))/pxnb(-1)
             +0.3084*dlog(lnb(-1)*hqnbn(-1)/fxnb(-1))*(lnb(-1)*hqnbn(-1)/fxnb(-1))/pxnb(-1)
             +0.0596*dlog(vnb(-1)/fxnb(-1))*(vnb(-1)/fxnb(-1))/pxnb(-1)
             -0.2500*log(pxnb(-1)/pxnbw(-1))  $

JERN- OG METALINDUSTRI

pwnmw       = ( uimnm*fKmnmw+uibnm*fKbnmw+lnm*HQnmw
                +pvenm*fVenm+pvmnm*fVmnm+Siqnm-Siqnml)/fXnm $
log(pxnmw)  = log(pwnmw)+log(kpxnmw) $
dlog(pxnm)  = 0.8562*dlog(lnm*hqnmn/fxnm)*(lnm(-1)*hqnmn(-1)/fxnm(-1))/pxnm(-1)
             +0.7927*dlog(vnm/fxnm)*(vnm(-1)/fxnm(-1))/pxnm(-1)
             +0.1438*dlog(lnm(-1)*hqnmn(-1)/fxnm(-1))*(lnm(-1)*hqnmn(-1)/fxnm(-1))/pxnm(-1)
             +0.2073*dlog(vnm(-1)/fxnm(-1))*(vnm(-1)/fxnm(-1))/pxnm(-1)
             -0.2500*log(pxnm(-1)/pxnmw(-1))  $

TRANSPORTMIDDELINDUSTRI

pwntw       = ( uimnt*fKmntw+uibnt*fKbntw+lnt*HQntw
                +pvent*fVent+pvmnt*fVmnt+Siqnt-Siqntl)/fXnt $
log(pxntw)  = log(pwntw)+log(kpxntw) $
dlog(pxnt)  = 0.5272*dlog(lnt*hqntn/fxnt)*(lnt(-1)*hqntn(-1)/fxnt(-1))/pxnt(-1)
             +0.7298*dlog(vnt/fxnt)*(vnt(-1)/fxnt(-1))/pxnt(-1)
             +0.4728*dlog(lnt(-1)*hqntn(-1)/fxnt(-1))*(lnt(-1)*hqntn(-1)/fxnt(-1))/pxnt(-1)
             +0.2702*dlog(vnt(-1)/fxnt(-1))*(vnt(-1)/fxnt(-1))/pxnt(-1)
             -0.2500*log(pxnt(-1)/pxntw(-1))  $

KEMISK INDUSTRI MV.

pwnkw       = ( uimnk*fKmnkw+uibnk*fKbnkw+lnk*HQnkw
                +pvenk*fVenk+pvmnk*fVmnk+Siqnk-Siqnkl)/fXnk $
log(pxnkw)  = 0.02276+log(pwnkw)+log(kpxnkw) $
dlog(pxnk)  = 0.6879*dlog(lnk*hqnkn/fxnk)*(lnk(-1)*hqnkn(-1)/fxnk(-1))/pxnk(-1)
             +0.9298*dlog(vnk/fxnk)*(vnk(-1)/fxnk(-1))/pxnk(-1)
             +0.3121*dlog(lnk(-1)*hqnkn(-1)/fxnk(-1))*(lnk(-1)*hqnkn(-1)/fxnk(-1))/pxnk(-1)
             +0.0702*dlog(vnk(-1)/fxnk(-1))*(vnk(-1)/fxnk(-1))/pxnk(-1)
             -0.2500*log(pxnk(-1)/pxnkw(-1))  $

ANDEN FREMSTILLINGSVIRKSOMHED

pwnqw       = ( uimnq*fKmnqw+uibnq*fKbnqw+lnq*HQnqw
                +pvenq*fVenq+pvmnq*fVmnq+Siqnq-Siqnql)/fXnq $
log(pxnqw)  = log(pwnqw)+log(kpxnqw) $
dlog(pxnq)  = 0.7055*dlog(lnq*hqnqn/fxnq)*(lnq(-1)*hqnqn(-1)/fxnq(-1))/pxnq(-1)
             +0.8373*dlog(vnq/fxnq)*(vnq(-1)/fxnq(-1))/pxnq(-1)
             +0.2945*dlog(lnq(-1)*hqnqn(-1)/fxnq(-1))*(lnq(-1)*hqnqn(-1)/fxnq(-1))/pxnq(-1)
             +0.1627*dlog(vnq(-1)/fxnq(-1))*(vnq(-1)/fxnq(-1))/pxnq(-1)
             -0.2500*log(pxnq(-1)/pxnqw(-1))  $
```

BYGGE- OG ANLÆGSVIRKSOMHED

```
pwbw        = ( uimb*fKmbw+uibb*fKbbw+lb*HQbw+pveb*fVeb
                +pvmb*fVmb+Siqb-Siqbl)/fXb $
log(pxbw)   = log(pwbw)+log(kpxbw) $
dlog(pxb)  = 0.9987*dlog(lb*hqbn/fxb)*(lb(-1)*hqbn(-1)/fxb(-1))/pxb(-1)
            +1.1355*dlog(vb/fxb)*(vb(-1)/fxb(-1))/pxb(-1)
            +0.0956*dlog(lb(-1)*hqbn(-1)/fxb(-1))*(lb(-1)*hqbn(-1)/fxb(-1))/pxb(-1)
            -0.2500*log(pxb(-1)/pxbw(-1))  $
```

HANDEL

```
pwqhw       = ( uimqh*fKmqhw+uibqh*fKbqhw+lqh*HQqhw
                +pveqh*fVeqh+pvmqh*fVmqh+Siqqh-Siqqhl)/fXqh $
log(pxqhw)  = 0.1355+log(pwqhw)+log(kpxqhw) $
dlog(pxqh)  = 0.9690*dlog(lqh*hqqhn/fxqh)*(lqh(-1)*hqqhn(-1)/fxqh(-1))/pxqh(-1)
             +dlog(vqh/fxqh)*(vqh(-1)/fxqh(-1))/pxqh(-1)
             +0.0310*dlog(lqh(-1)*hqqhn(-1)/fxqh(-1))*(lqh(-1)*hqqhn(-1)/fxqh(-1))/pxqh(-1)
             -0.2500*log(pxqh(-1)/pxqhw(-1))  $
```

ANDEN TRANSPORT MV.

```
pwqtw       = ( uimqt*fKmqtw+uibqt*fKbqtw+lqt*HQqtw
                +pveqt*fVeqt+pvmqt*fVmqt+Siqqt-Siqqtl)/fXqt $
log(pxqtw)  = log(pwqtw)+log(kpxqtw) $
dlog(pxqt)  = 0.6938*dlog(lqt*hqqtn/fxqt)*(lqt(-1)*hqqtn(-1)/fxqt(-1))/pxqt(-1)
             +0.8680*dlog(vqt/fxqt)*(vqt(-1)/fxqt(-1))/pxqt(-1)
             +0.3063*dlog(lqt(-1)*hqqtn(-1)/fxqt(-1))*(lqt(-1)*hqqtn(-1)/fxqt(-1))/pxqt(-1)
             +0.1320*dlog(vqt(-1)/fxqt(-1))*(vqt(-1)/fxqt(-1))/pxqt(-1)
             -0.1011*log(pxqt(-1)/pxqtw(-1))  $
```

ANDRE TJENESTEYDENDE ERHVERV

```
pwqqw       = ( uimqq*fKmqqw+uibqq*fKbqqw+lqq*HQqqw
                +pveqq*fVeqq+pvmqq*fVmqq+Siqqq-Siqqql)/fXqq $
log(pxqqw)  = 0.0573+log(pwqqw)+log(kpxqqw) $
dlog(pxqq)  = 0.7092*dlog(lqq*hqqqn/fxqq)*(lqq(-1)*hqqqn(-1)/fxqq(-1))/pxqq(-1)
              +dlog(vqq/fxqq)*(vqq(-1)/fxqq(-1))/pxqq(-1)
              +0.2909*dlog(lqq(-1)*hqqqn(-1)/fxqq(-1))*(lqq(-1)*hqqqn(-1)/fxqq(-1))/pxqq(-1)
              -0.2500*log(pxqq(-1)/pxqqw(-1))  $
```