

## ADAM's lønrelation: Wedge-specifikation og simultan estimation

### Resumé:

*Løn-prisspiralens styrke i ADAM skyldes bl.a. valg af prisudtryk i lønrelationen samt en vis simultanitetsbias i koefficientestimatet til dette prisudtryk.*

*Det anvendte produktprisudtryk i wedge-variablen, dvs. forholdet mellem reale lønomkostninger for virksomhederne og den disponible realløn for lønmodtagerne, bør generelt set være sektorprisen og ikke BFI-deflatoren. Under visse forudsætninger, som gennemgås, er denne sondring dog uden betydning.*

*Lønrelationen estimeres med sektorpris i wedgen, og der foretages simultan estimation med både sektorpris og BFI-deflator. Det viser sig, at valg af prisudtryk er afgørende for lønrelationens isolerede egenskaber, samt at der er tale om en ikke ubetydelig simultanitetsbias, når BFI-deflatoren anvendes i wedgen. Løn-prisspiralen bliver mindre kraftig ved anvendelse af sektorprisen; men samtidig øges betydningen af arbejdsløsheden. Hvad angår crowding-out-mekanismen trækker disse to effekter i hver sin retning, og den samlede models egenskaber ændres ikke afgørende på dette område. Multiplikatoreksperimenter viser yderligere, at modellens langsigts egenskaber er næsten uændrede, mens der er en svag tendens til, at den cykliske tilpasning til langsigtsmultiplikatorerne reduceres.*

---

g:\pbr\lna.wpt

Nøgleord: Løn, priser, wedge, simultan estimation, produktionsfunktioner, separabilitet, value-added functions.

## 1. Indledning.

Som det fremgår tydeligt af John Smidts papir, giver lønrelationen i ADAM anledning til en løn-pris-spiral, der er noget kraftigere end det ses andre steder, bl.a. i Mona, og der er derfor tilsvarende kraftigere crowding out. Lønrelationen har veldefinerede langsigtegenskaber, og konvergens til langsigtslige vægten foregår monotont, når lønrelationen betragtes isoleret, eller som del af en partiel pris-løn-dannelsesmodel. Derimod er der tale om cyklisk tilpasning i den samlede model.

Specielt den kraftigere løn-pris-spiral har været fremhævet som et problem fra brugerside.

Det er vanskeligt a priori at have nogen klar mening om, hvad der er en rimelig løn-prisspiral, ligesom man kun kan have ubegrundede fordomme om, hvor hurtigt offentlig efterspørgsel *eventuelt* skal crowde privat ud. Når det alligevel på ovenstående baggrund er valgt at se lidt nærmere på lønrelationen, skyldes det, at der er efter forfatterens mening er grund til at tro, at der for det første er valgt et forkert prisindeks visse steder i lønrelationen, og for det andet er tale om betydelig simultanitetsbias.

Såvel valg af prisindeks som simultanitetsbias trækker i retning af kraftigere løn-pris-spiral.

I det følgende vises kort den nuværende lønrelation. Der argumenteres for at anvende  $pxn$  i stedet for  $pyfn$  i wedge-variablen, og det søges afklaret rent teoretisk, hvorvidt valget er af betydning. Den forventede positive simultanitetsbias i priskoefficienten begrundes, og der vises et udvalg af estimationsforsøg, dels med ændret prisudtryk i wedgen, dels med simultan estimation. Endelig afsluttes med et antal multiplikatoreksperimenter.

## 2. Den nuværende specifikation.

Den nuværende lønrelation er:

$$\begin{aligned}
 dllna = & .94*.5*\log\left(\frac{pyfn}{pyfn_{-2}}\right) + .24*.5*\left[\log\left(\frac{pcp}{pcp_{-2}}\right) - \log\left(\frac{pyfn}{pyfn_{-2}}\right)\right] \\
 & - .24*.5*\log\left(\frac{(1-tssOu)}{1-tssOu_{-2}}\right) + .49*.5*\log\left(\frac{kqyfn}{kqyfn_{-2}}\right) \\
 & - .66*bul_{-1} + .09*btyd_{-1} - .11 \\
 & - .27*\log\left(\frac{lnak_{-2}}{pyfn_{-2}*kqyfn_{-2}}\right)
 \end{aligned}$$

og de statistiske egenskaber fremgår af tabel 1, hvor der også er vist en reestimation af relationen frem til og med 1990.

Relationen bygger på "right to manage"-modellen, hvor lønmodtagerorganisationerne forhandler løn med arbejdsgiverorganisationerne. Lønmodtagerorganisationerne forudsættes at maksimere en nyttefunktion, hvor både lønniveau for beskæftigede medlemmer samt det samlede antal beskæftigede indgår som argumenter. Det samlede antal beskæftigede forudsættes bestemt af virksomhedernes arbejdskraftefterspørgsel, der afhænger af produktreallonnen, og det er denne efterspørgselsrelation, der forudsættes kendt af lønmodtagerorganisationerne, og som indgår i nyttefunktionen.

Modellen implicerer bl.a., at både reallonnen set fra lønmodtagerside, dvs. nominal løn efter skat deflateret med forbrugerprisindekset, samt reallonnen set fra virksomhedernes side, dvs. de samlede nominelle lønomkostninger deflateret med et indeks for produktprisen, spiller en rolle. I den nuværende lønrelation er dette forhold modelleret ved at antage, at det er forholdet mellem disse to reallønsbegreber, den såkaldte wedge, der er afgørende for løndannelsen. Det ses i den valgte specifikation af båndet på koefficienterne til forbrugerpriser og det direkte skattetryk. For fuldt rationelle lønmodtagerorganisationer, der ikke har problemer med at gennemskue udviklingen i det direkte og indirekte skattetryk og fuldt rationelle arbejdsgiverorganisationer, der må formodes at være indifferente mellem, hvilket af disse skattetryk et givet lønkrav er baseret på, gælder det, at de to skattetrykke må indgå med ens koefficient, dvs. koefficienten til forbrugerpriser og til det direkte skattetryk skal være ens. Om dette så gælder i praksis kan testes direkte. Dette er gjort nedenfor, hvor alle estimationer er gennemført med og uden denne wedge-restriktion.

### Specifikation af wedgen.

Den teoretisk korrekte specifikation af wedgen er at anvende et indeks for produktprisen, hvilket i denne sammenhæng vil sige sektorprisen i fremstillingsvirksomhed,  $pxn$ . I den nuværende lønrelation er imidlertid anvendt BFI-deflatoren  $pyfn$ . Da lønindholdet i bruttofaktorrindkomsten naturligvis er højere end i produktionsværdien, vil der være tale om en større simultanitetsbias ved anvendelse af  $pyfn$ , og for given koefficient til prisudtrykket i lønrelationen vil løn-prisspiralen være kraftigere.

Rent teoretisk findes der forudsætninger, der gør, at det er underordnet, hvorvidt man bruger sektorpris eller BFI-deflator.

Spørgsmålet er, under hvilke forudsætninger virksomhedernes arbejdskraftefterspørgsel kan udledes ud fra en bruttofaktorrindkomstfunktion (det der på engelsk betegnes som value-added-function), der er en funktion af primære produktionsfaktorer samt, for den enkelte virksomhed, givne færdigvarepriser og priser på forarbejdede produktionsfaktorer. Det der i denne sammenhæng

er afgørende er, om den reale bruttofaktorindkomstfunktion, der fremkommer ved dobbeltdeflatering, giver de korrekte marginale faktorproduktiviteter.

Det kan vises, se Bruno(1978), at *en* af flg. forudsætninger netop er tilstrækkelige betingelser herfor:

- 1) Forarbejdede produktionsfaktorer anvendes proportionalt med produktionen.
- 2) Relative priser på forarbejdede produktionsfaktorer og færdigvarer er konstant.
- 3) Produktionsfunktionen er separabel i primære -og forarbejdede produktionsfaktorer.

Separabilitetsantagelsen anses normalt for restriktiv; men fx. CES-funktionen er strengt separabel i samtlige produktionsfaktorer, og dermed er både CD- og Leontieff-funktionerne det naturligvis også. Med de antagelser vi normalt er villige til at lægge ned over produktionsfunktionerne, burde det altså ikke umiddelbart skræmme os at arbejde med BFI-deflatoren. Det må herefter blive et empirisk spørgsmål, hvad der skal anvendes, og som det fremgår i det følgende, er det noget forskellige resultater, der opnås.

### Simultanitetsbias.

Lønindholdet i  $pyfn$  betyder, at  $pyfn$  og restleddet i lønrelationen bliver positivt korrelerede, og at der hermed introduceres positiv simultanitetsbias i koefficienten til prisvariablen. Dette gælder i mindre omfang også, når  $pxn$  anvendes.

### 3. Estimationsforsøg.

Tabel 1 viser et udvalg af de foretagne estimationsforsøg. Ved estimation med  $pxn$  i stedet for  $pyfn$  i wedgen er der forsøgt med ændret lagstruktur. Det viste sig ved at starte med generelt frie lags op til 3 år, at lagstrukturen stort set kan bibeholdes. Det mindsker residualspredningen en anelse, hvis lønkvoten lagges 3 i stedet for 2 år; men da koefficientestimerne er ret upåvirkede og da 3 år kan synes vel langt, er det valgt at bibeholde et lag på 2 år<sup>1</sup>. Det giver også en svag formindskelse af residualspredningen og det bidrager væsentlig til signifikansen, hvis produktivitetsstigningen over et år indgår i stedet for over to år. Det kan måske umiddelbart virke underligt, at produktivitetsstigninger skal have kortere lag i kortsigtdynamikken end fx. prisstigninger; men for det

---

<sup>1</sup>Der er foretaget multiplikatoreksperimenter, der viser, at ændret lag i lønkvoten kombineret med den tilsvarende ændring i koefficienten stort set ikke påvirker multiplikatoeegenskaberne.

første indgår akkord aflønning i det anvendte lønbegreb, og for det andet er der alene tale om kortsigtdynamik. Produktivitetstigninger virker også på længere sigt via lønkvoten. Det er derfor valgt at vise resultater med produktivitetstigninger over et år.

Ren reestimation af den oprindelige specifikation giver et beskedent fald i priskoefficienten og et forholdsvis kraftigt fald i koefficienten til produktiviteten. Koefficienterne til arbejdsløshedsprocent og kompensationsgrad stiger.

Anvendes  $pxn$  i wedgen ses:

- 1) Meget kraftigt fald i koefficienten til  $pxn$ , som helt eller delvist kan skyldes den mindre simultanitetsbias.
- 2) Koefficienten til produktivitet og lønkvote reduceres kraftigt; men uden at signifikansniveauet påvirkes synderligt.
- 3) Koefficienten til ledighed og kompensationsgrad øges, og signifikansniveauet øges tilsvarende.

### Resultater med simultan estimation.

Estimationerne med simultan estimationsmetode er sket ved instrumentvariabel-estimation (IV); men med et sådant valg af instrumenter, at der er tale om noget, der ligger meget tæt på 2SLS, dvs. det er valgt at inkludere samtlige eksogene og prædeterminerede variabler i en tænkt simultan model for løn og pris.

Med  $pyfn$  i wedgen fås - i forhold til den reestimerede relation:

- 1) Den forventede lavere koefficient til  $pyfn$ , specielt når wedgerestriktionen ikke pålægges.
- 2) Ingen nævneværdig påvirkning af de øvrige koefficientestimer, der er dog en vis forskel på OLS- og IV-estimerne, når wedgebåndet ikke pålægges.
- 3) Residualspredningen øges en anelse.

Tabel 1  
Udvalgte estimationsforsøg.

Relation/ Estimations periode	dlpyfn	dlpcp- dlpyfn	dl(1-tssOu)	dlkqyfn	lænkvote	bul	btyd	SE%	LM(1)/LM(2)
1. nuværende 50-85	0,94 (5,49)	(0,24 (2,19)	-0,24)	0,48 (2,69)	-0,27 (2,27)	-0,66 (4,98)	0,09 (2,23)	1,35	4,67/6,05
2. u/restriktion 50-85	0,93 (5,55)	0,41 (2,64)	-0,03 (0,15)	0,42 (2,32)	-0,22 (1,80)	-0,67 (5,18)	0,08 (1,97)	1,32	1,11/4,01
3. nuværende 50-90	0,87 (5,65)	(0,18 (1,79)	-0,18)	0,33 (2,18)	-0,26 (2,24)	-0,73 (6,02)	0,11 (3,00)	1,33	2,52/2,44
4. u/restriktion 50-90	0,85 (5,52)	0,26 (1,90)	-0,06 (0,34)	0,28 (1,65)	-0,23 (1,94)	-0,75 (6,06)	0,11 (2,92)	1,33	0,70/1,01
					pxn i wedgen				
5. m/restriktion	0,43 (3,67)	(0,17 (1,31)	-0,18)	0,17 (1,56)	-0,16 (1,39)	-0,79 (6,87)	0,17 (4,20)	1,51	7,45/10,77
6. u/restriktion	0,53 (4,30)	0,39 (2,33)	0,08 (0,47)	0,16 (1,49)	-0,15 (1,34)	-0,78 (6,99)	0,14 (3,77)	1,45	1,13/5,06
				Simultan estimation med pyfn i wedgen					
7. m/restriktion	0,80 (3,98)	(0,20 (1,68)	-0,20)	0,30 (1,66)	-0,22 (1,67)	-0,74 (5,31)	0,12 (2,72)	1,52	5,20/6,87
8. u/restriktion	0,69 (3,24)	0,38 (2,11)	0,03 (0,14)	0,15 (0,70)	-0,15 (0,98)	-0,80 (5,52)	0,12 (2,83)	1,50	1,47/4,17
				Simultan estimation med pxn i wedgen					
9. m/restriktion	0,46 (3,96)	(0,11 (0,81)	-0,11)	0,18 (1,58)	-0,19 (1,65)	-0,79 (7,05)	0,16 (4,17)	1,48	5,62/9,14
10. u/restriktion	0,53 (4,33)	0,33 (1,71)	0,08 (0,44)	0,16 (1,49)	-0,16 (1,45)	-0,78 (7,04)	0,15 (3,80)	1,45	1,18/5,34
				Simultan estimation med pxn i wedgen og dumming i 1987					
11. m/restriktion	0,55 (5,02)	(0,09 0,71)	-0,09)	0,21 (2,11)	-0,17 (1,72)	-0,77 (7,58)	0,13 (3,61)	1,33	7,75/10,87
12. u/restriktion	0,62 (5,50)	0,32 (1,84)	0,11 (0,68)	0,20 (2,02)	-0,15 (1,52)	0,76 (7,67)	0,12 (3,29)	1,29	2,26/6,91

D87  
0,05  
(3,26)

Med  $pxn$  i wedgen fås:

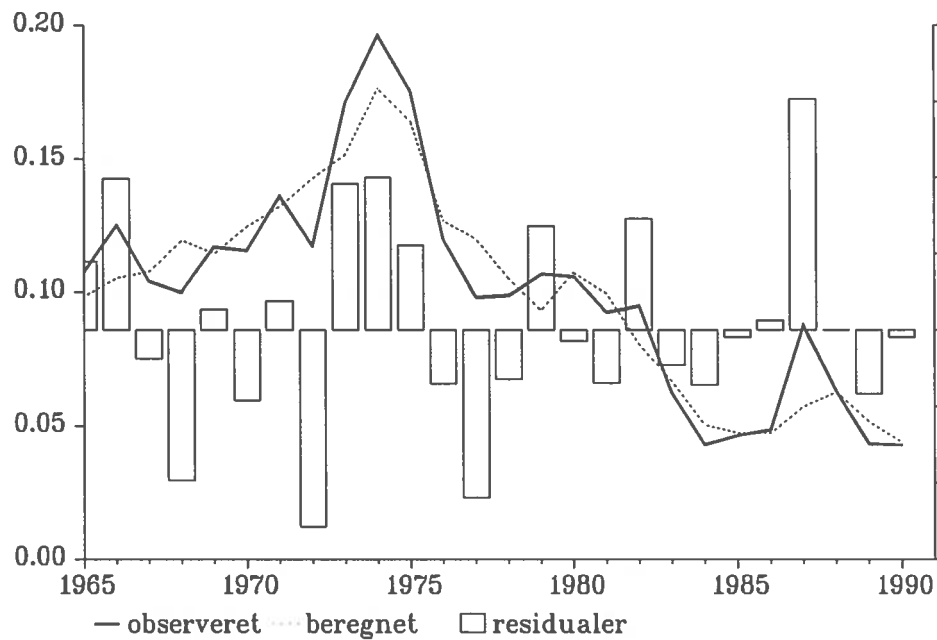
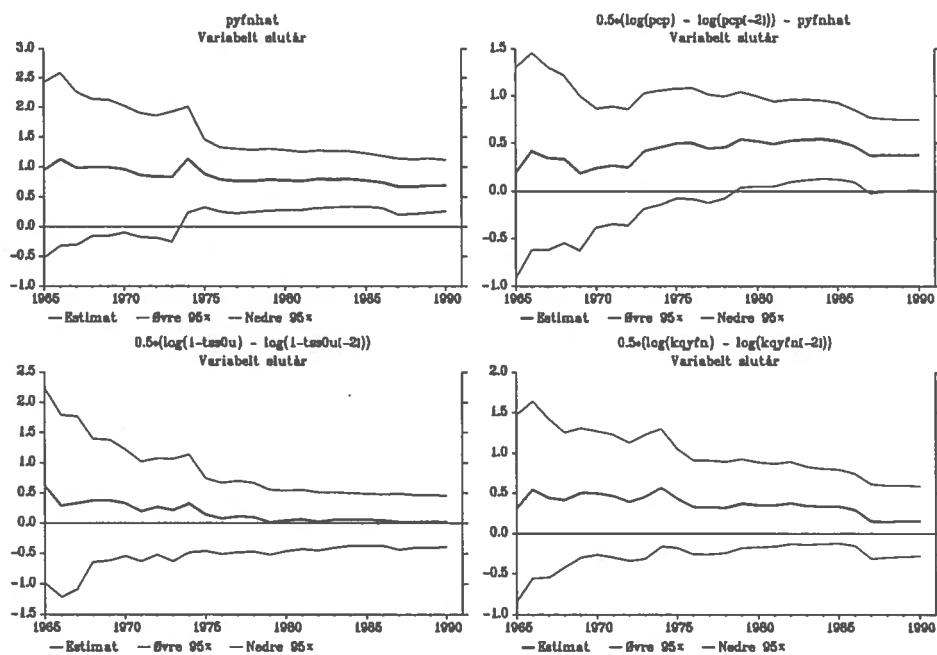
- 1) I forhold til når  $pyfn$  anvendes en noget lavere priskoefficient, og som forventet er der ikke samme problem med simultanitetsbias. Simultan estimation giver derfor kun marginale ændringer i forhold til almindelig OLS.
- 2) De øvrige koefficienter påvirkes stort set i samme retning som ved almindelig OLS, dvs at koefficienten til produktiviteten reduceres mens koefficienterne til arbejdsløshedsprocent og kompensationsgrad øges.
- 3) Forklaringsgraden er en anelse bedre; men der kan ikke siges at være klart statistisk belæg for at foretrække den ene specifikation frem for den anden.

Det generelle indtryk af de viste estimationsforsøg er:

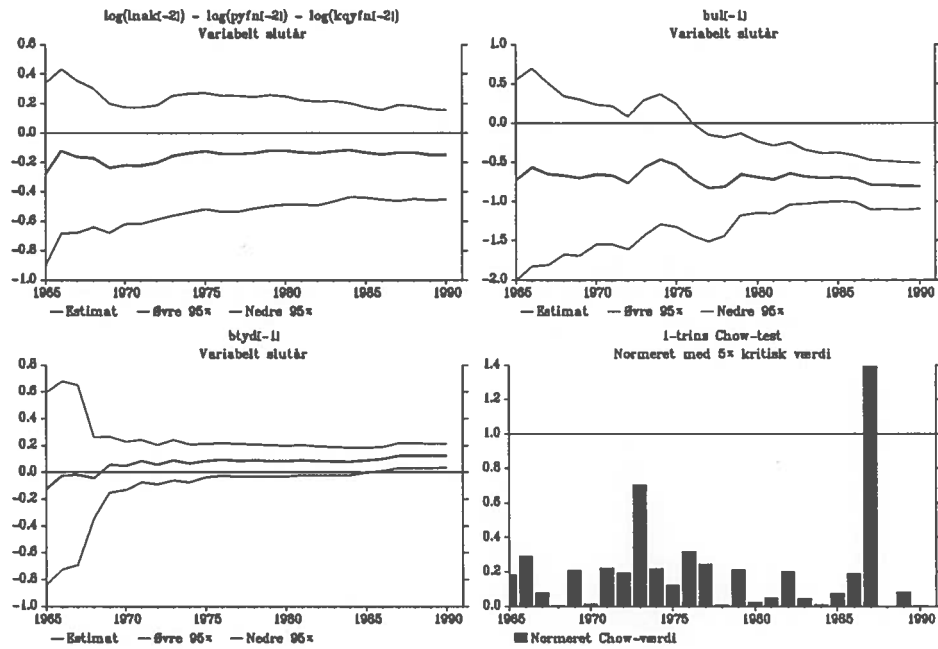
- at der er en ikke ubetydelig simultanitetsbias i priskoefficienten, når  $pyfn$  anvendes i wedgen; men at de øvrige koefficientestimer ikke påvirkes nævneværdigt.
- at der umiddelbart er betydelig forskel på, om  $pxn$  eller  $pyfn$  anvendes i wedgen. Præcis hvor afgørende forskellen er for modelbrugen bør imidlertid undersøges ved multiplikatoreksperimenter med den samlede model, da der sker ændringer i koefficientestimerne, der ved visse multiplikatoreksperimenter vil virke modsat og i et vist omfang opveje hinanden.
- at det er meget svært at begrunde tilstedeværelsen af det direkte skatte-tryk. Hvis ikke wedgebåndet pålægges, bliver koefficienten klart insignifikant med en t-værdi på under 1 og får i visse tilfælde forkert fortegn. Pålægges wedgebåndet resulterer det i en klar reduktion i signifikansniveauet for det indirekte skatte-tryk. Herudover er der problemer med både 1. og 2.-ordens autokorrelation i residualerne, når wedgebåndet pålægges.

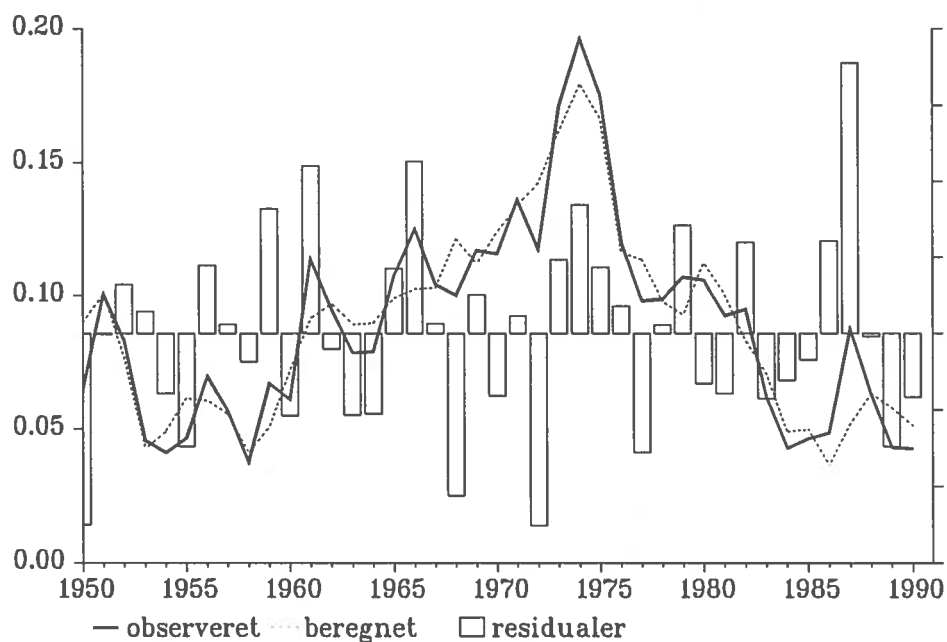
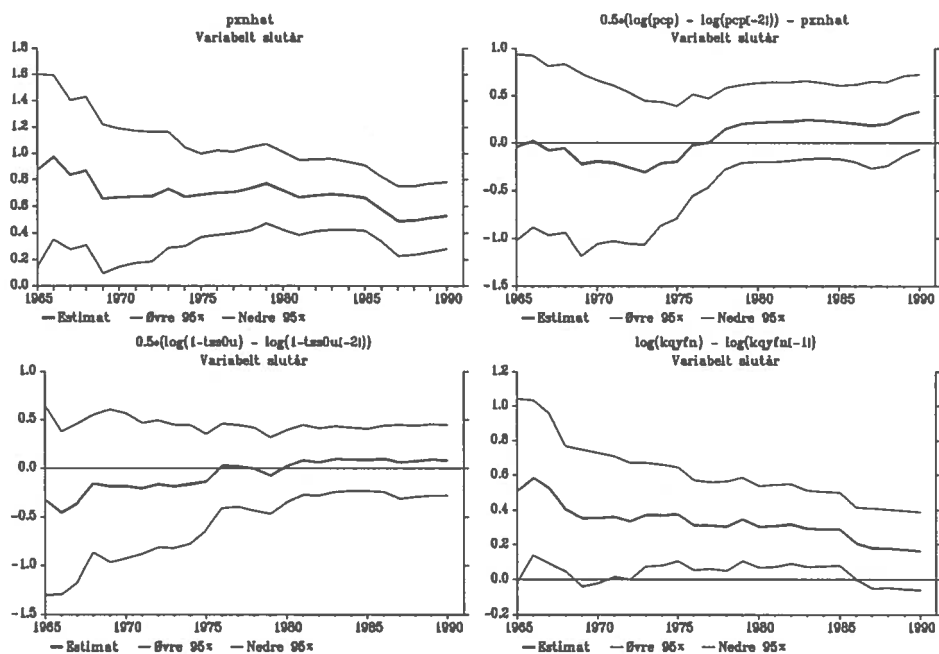
Det kan tilføjes, at der også er foretaget estimationsforsøg, hvor forbrugerpri-  
serne betragtes som endogene. Det fører kun til marginale ændringer, og  
resultaterne er ikke medtaget i dette papir.

I nedenstående figurer er det valgt alene at vise residualer og parameterstabi-  
litet for relationerne med hhv.  $pyfn$  og  $pxn$  i wedgen, uden wedgerestriktion og  
estimeret med IV.

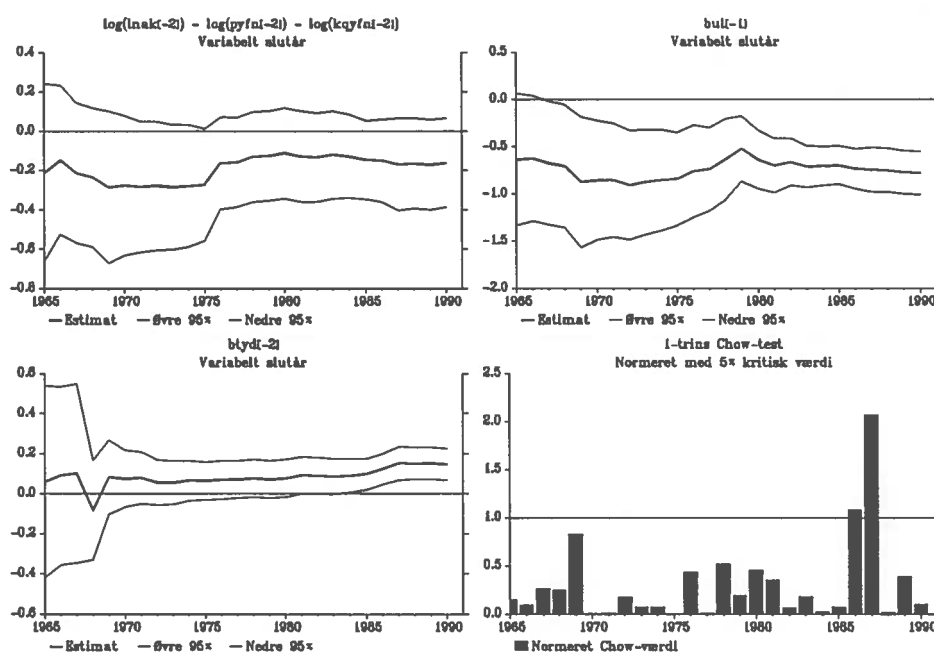
Figur 1. IV-estimation, *pyfn* i wedgen.Figur 2a. Rekursiv estimation med *pyfn* i wedgen.



Figur 2b. Rekursiv estimation med *pyfn* i wedgen.

Figur 3. IV-estimation,  $pxn$  i wedgen.Figur 4a. Rekursiv estimation med  $pxn$  i wedgen.

Figur 4b. Rekursiv estimation med  $pxn$  i wedgen.

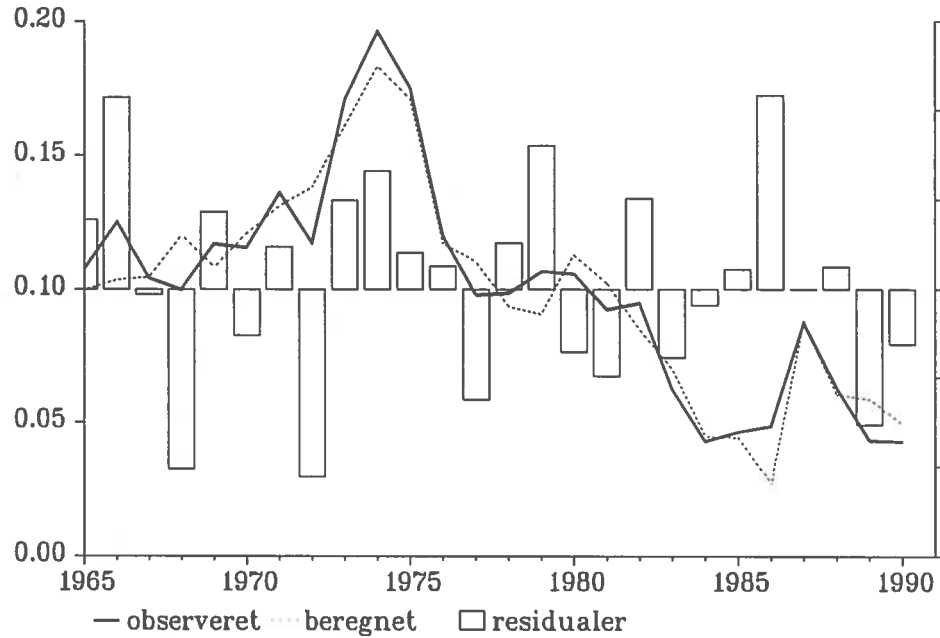


Der synes ikke at være de store problemer med hverken systematik i residualerne eller parameterstabilitet i nogen af relationerne. Det er interessant, at ingen af relationerne kan forklare de store lønstigninger på det private arbejdsmarked ved overenskomstforhandlingerne i 1987. Der er store positive residualer i dette år, og der er også tegn på, at koefficienterne bevæger sig en del netop når 1987 inddrages i estimationsperioden, hvilket bekræftes af Chow-testet. Der er desværre ikke nok observationer efter 1987 til at se, om estimaterne retter sig tilbage på det "gamle" niveau.

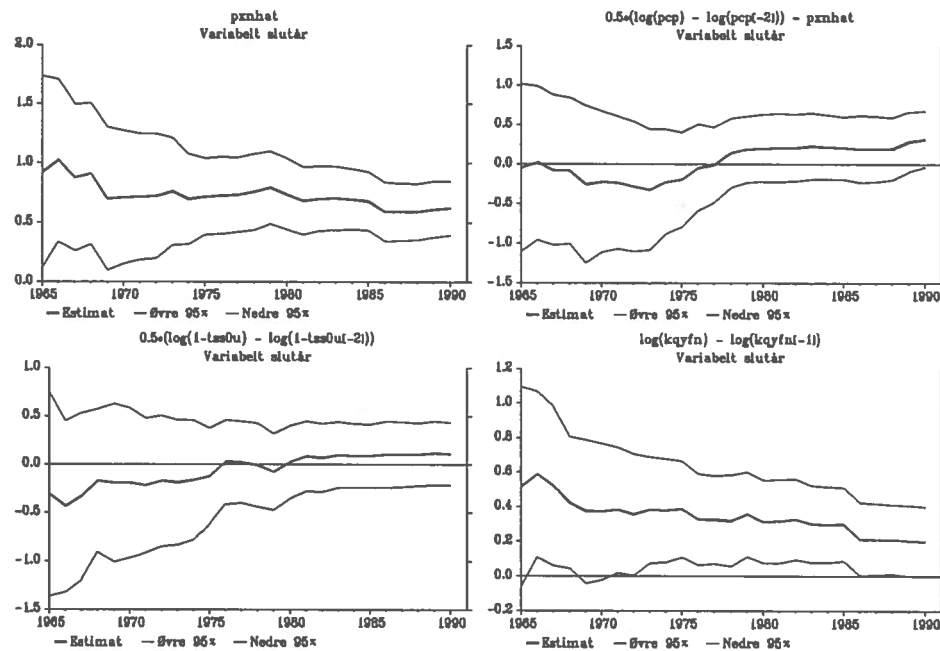
### Dummy og aftalt arbejdstid.

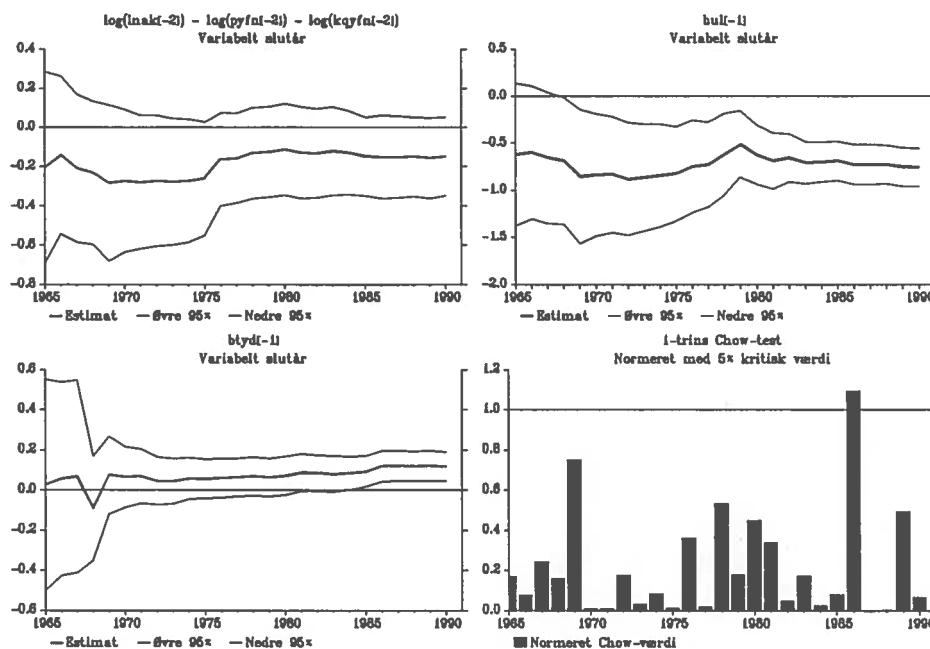
Lønrelationen (med  $pxn$  i wedgen, dvs. relation nr. 9 i tabel 1) er på denne baggrund estimeret med en dummy i 1987, for at se, hvor meget koefficientestimerne påvirkes.

Figur 5. IV-estimation,  $pxn$  i wedgen og dummy.



Figur 5a. Rekursiv estimation med  $pxn$  i wedgen og dummy.



Figur 5b. Rekursiv estimation med  $pxn$  i wedgen og dummy.

Estimationerne giver:

- 1) Priskoefficienterne påvirkes svagt i opadgående retning, og sammenholdt med den beskedne påvirkning af koefficienten til wedgevariablen, bliver der tale om en lidt stærkere løn-pris-spiral.
- 2) Der sker ikke nævneværdige påvirkninger af de øvrige estimater, bortset fra en vis reduktion i koefficienten til *btyd*. Et formelt F-test kan ikke afvise en hypotese om, at samtlige parametre er upåvirkede af dummiens (den kritiske værdi ved test på 5 pct. niveau er ca. 2,24 mens teststørrelsen er 0,28).
- 3) Parameterstabiliteten bliver kun svagt pænere, og chow-testet bliver nu signifikant i 1986 i stedet for i 1987.
- 4) Dummiens får koefficienten 0,05, og dens eneste rolle er, at den pr. definition fjerner den store residual i 1987. Det betyder naturligvis en vis reduktion af den samlede residuals-spredning og en stigning i estimaternes signifikansniveauer (bortset fra koefficienten til *btyd*).

Dummiens bør på denne baggrund ikke inkluderes i den endelige relation; men man kan selvfølgelig spørge, om der er variable/specielle hændelser ved

overenskomsterne i 1987, som relationen ikke tager højde for. Det ligger måske umiddelbart lige for at tænke på arbejdstidsnedsættelserne, som blev vedtaget ved overenskomsterne i 1987, og man kunne overveje (igen) at forsøge med den aftalte arbejdstid ( $Ha$ ) som forklarende variabel.

Teoretisk er det svært at begrunde tilstedeværelsen af  $Ha$  i lønrelationen. I langsigtsammenhængen hører den ikke hjemme, og selv i kortsigtdynamikken er den efter min mening svær at begrunde. Det er bestemt ikke oplagt, at *nedsat* arbejdstid fører til *stigende* timeløn, og personligt mener jeg, at argumentet for en positiv sammenhæng er mindst lige så stærkt<sup>2</sup>. Det er på trods heraf forsøgt at estimere relation 11 og 12 med arbejdstiden inde til forklaring af kortsigtdynamikken. Variablen får negativt fortegn; men er klart insignifikant, og mindsker altså ikke residualspreddingen. Mest interessant er det dog, at residualen i 1987, på trods af at  $Ha$  falder i 1987, ikke reduceres - tværtimod. På denne baggrund er det på nuværende tidspunkt valgt ikke at arbejde videre med arbejdstiden som forklarende variabel.

#### 4. Multiplikatoreksperimenter.

Nedenfor er vist 3 multiplikatoreksperimenter:

- 1) Et eksogent stød til lønstigningstakten i 1. år på 1 pct.-point.
- 2) Øgning af det offentlige varekøb med 1 mia. i 1980-priser.
- 3) Øgning af momssatsen med 1 pct.-point.

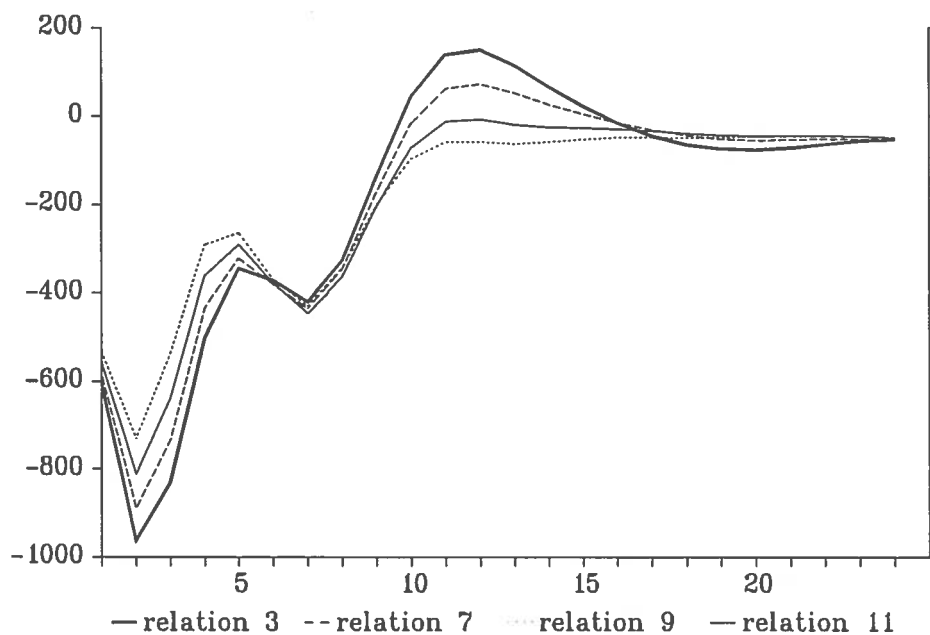
Multiplikatorerne er vist grafisk på lønniveau og BNP i faste priser for:

- 1) Den oprindelige relation, reestimeret (relation 3)
- 2) Relationen estimeret med IV og  $pyfn$  i wedgen (relation 7)
- 3) Relationen estimeret med IV og  $pxn$  i wedgen (relation 9)
- 4) Relationen estimeret med IV,  $pxn$  i wedgen og dummy (relation 11)

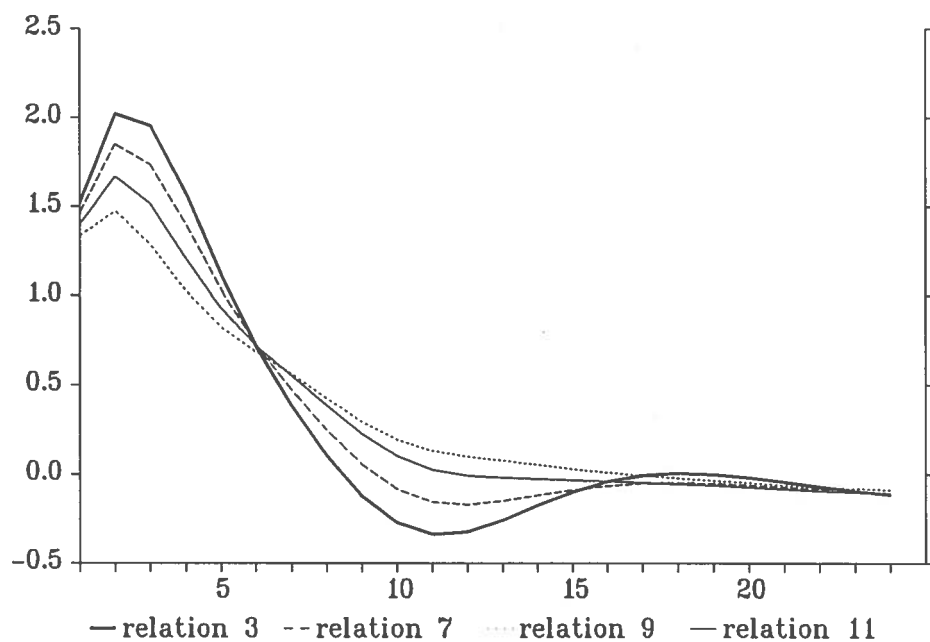
---

<sup>2</sup>Normalt er argumentet, at nedsat arbejdstid øger produktiviteten og dermed baner vejen for lønstigninger. I modsat retning trækker imidlertid, at nedsat arbejdstid for kapitalapparatet via reduceret optimalt kapitalapparat fører til lavere marginal arbejdskraftproduktivitet (målt pr. time) og dermed et pres nedad på timelønnen eller en reduktion af det aktuelle aktivitetsniveau. Begge argumenter går altså alene på ændringer i arbejdskraftens marginalproduktivitet, og da produktiviteten indgår som selvstændig variabel i lønrelationen er de ikke argumenter for at inkludere  $Ha$ .

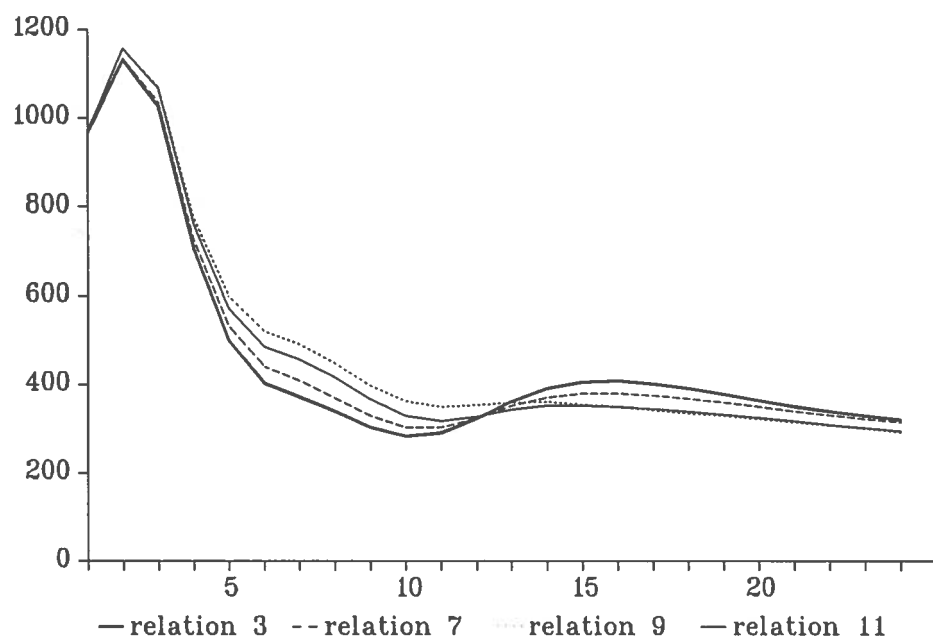
**Figur 6a. Lønstigningstakten øget med 1 pct.-point i 1. år:  
Effekt på FY, mill kr.**



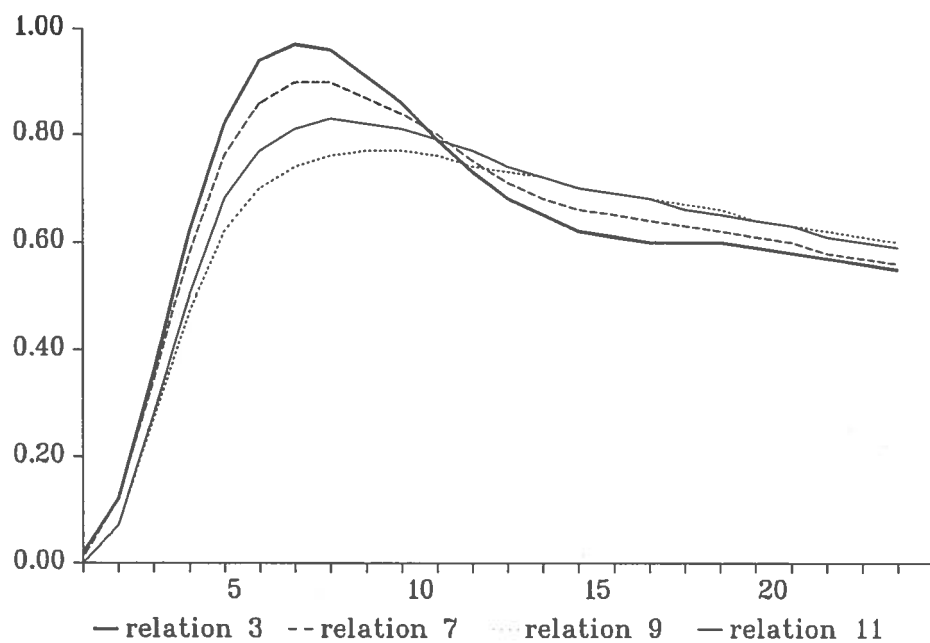
**Figur 6b. Lønstigningstakten øget med 1 pct.-point i 1. år:  
Effekt på lønniveauet, pct.**



**Figur 7a. Offentligt varekøb øget med 1 mia. i 1980-priser:  
Effekt på FY, mill. kr.**

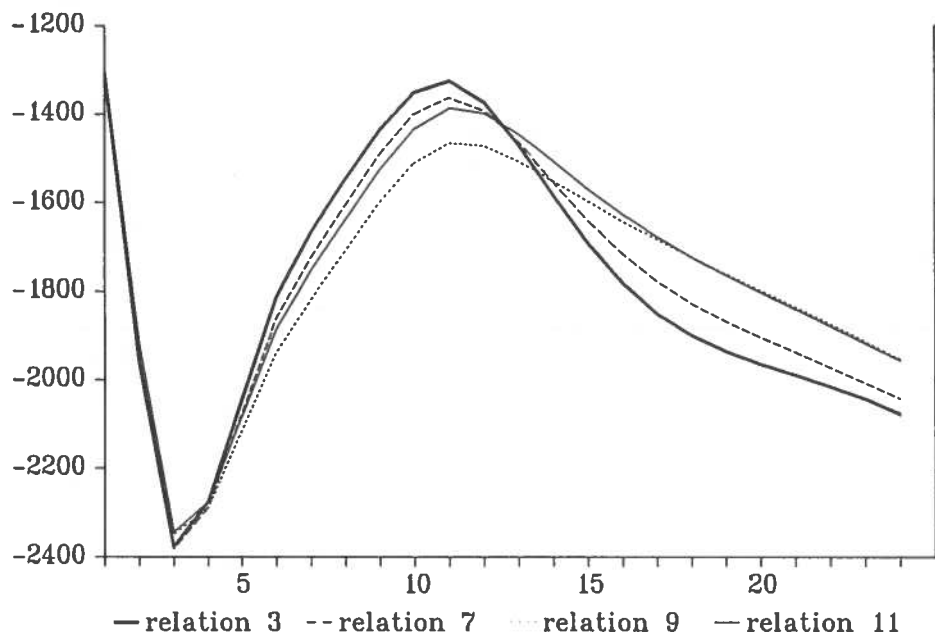


**Figur 7b. Offentligt varekøb øget med 1 mia. i 1980-priser:  
Effekt på lønniveauet, pct.**

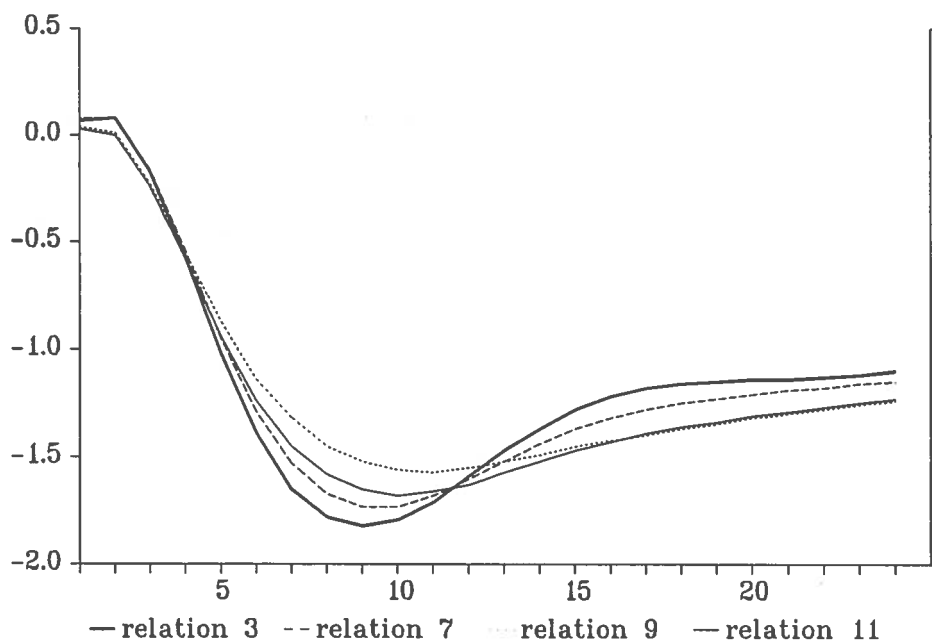




**Figur 8a. Momssatsen øget med 1 pct.-point:  
Effekt på FY, mill. kr.**



**Figur 8b. Momssatsen øget med 1 pct.-point:  
Effekt på lønniveauet, pct.**



Alle multiplikatoreksperimenter viser, hvad man kunne forvente. Når  $pxn$  anvendes i wedgen er løn-pris-spiralen mindre kraftig. Ved fx. et positivt stød til lønnen bliver kortsigtseffekterne på løn, priser og produktion noget mindre. For de øvrige multiplikatoreksperimenter er forskellene mindre, og der er fx. ikke den store forskel i crowding-out-egenskaberne ved øget offentligt varekøb. Det skyldes, at den svagere løn-pris-spiral delvis modvirkes af en kraftigere reaktion på ændringer i arbejdsløshedsprocenten.

Der er kun begrænset forskel på langsigtegenskaberne i modellerne; men der er en tendens til et mere monotont forløb, når relationerne med  $pxn$  anvendes. Det kan umiddelbart virke overraskende, at langsigtsmultiplikatorerne er så ens, når lønrelationernes langsigtegenskaber isoleret set er ret forskellige<sup>3</sup>. Årsagen hertil er, at når der i den samlede model er 100 pct. crowding-out på langt sigt -i hvert fald målt på beskæftigelse og dermed arbejdsløshedsprocent- spiller det ingen rolle, at langsigteffekten af ændringer i arbejdsløshedsprocenten på lønnen er væsentlig større i modellerne med  $pxn$  i wedgen. Det er præcis derfor, at der ikke er forskel på langsigtsmultiplikatorerne for løn og offentligt varekøb, mens der er en vis forskel, når det drejer sig om momsmultiplikatoren.

---

<sup>3</sup>Betragtes fx. relation 9 er langsigteffekten på lønniveauet af ændringer i BFI-deflator og produktivitet uændrede, dvs. der sker fuld overvæltning (og fuld nedvæltning af indirekte lønomkostninger). Fald i arbejdsløshedsprocenten på 1 pct.-point giver en stigning i lønniveauet på 4,15 pct. mod 2,44 pct. nu (den er uendelig i Mona) og en øgning i kompensationsgraden på 1 pct.-point giver en stigning på .85 pct. mod nu .33 pct. (og uendelig i Mona).

## 5. Litteratur.

- Bruno, M., 1978. *Duality, Intermediate Inputs and Value Added*. Kap. III.1 i Fuss and McFadden.
- Fuss, M. and D. McFadden, 1978. *Production Economics*. Contributions to Economic Analysis, North Holland.
- Hansen, K., 1990. Løn og fagforeninger: Estimation af makrolønrelationer. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, p. 309-322.
- Scaramozzino, P., 1991. Bargaining with Outside Options: Wages and Employment in UK manufacturing 1974-82. *Economic Journal*, p. 331-342.
- Smidt, J., 1990. Sammenligning af to lønrelationer: ADAM vs. MONA. *Arbejdsrapport fra Modelgruppen*.
- Ulph, A. and D. Ulph, 1990. *Union Bargaining: A Survey of Recent Work*. Kap. 5 i David Sappford and Zafiris Tzannatos: Current Issues in Labour Economics, McMillan.

