

## Oplæg til ny lønrelation

**Resumé:** Det foreslås, at reducere antallet af variable i lønrelationen samt at opfatte overgangen til fastkurspolitik som et regimeskift, så estimationen begynder i 1983. Regimeskiftet fremstår som en overgang fra real til en i hvert fald delvist nominel Phillipskurve udvidet med kompensationsgraden.

---

Nøgleord: Løndannelse

*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

Der ser ud til at være et brud i løndannelsen omkring overgangen til fastkurspolitik i 1982. Før bruddet kan data beskrives af en simpel real Phillipskurve. Efter bruddet kan data beskrives af en nominal Phillipskurve udvidet med dagpengenes kompensationsgrad.

Lønrelationen i april08-versionen af ADAM har ganske mange variable og kan være svær at tolke. Problemet er grundlæggende, at relationen er svær at estimere, for der er sket meget med løndannelsen fra 60'erne til nu. I nærværende papir argumenteres for, at vi eksplicit bryder samplet op og arbejder med færre forklarende variable og undgår a priori bånd på koefficienterne, jf. også Dans papirer fra 17. september og 10. oktober om nuværende lønrelation og om fastkurspolitikens betydning.

I det følgende sammenligner vi med Smec og Mona, vælger variable, kigger på data, estimerer to simple uodynamiske lønrelationer for hver sin periode, tolker de to relationer, argumenterer for, at lønkvote og kile kan undværes, samt estimerer en dynamisk specifikation af lønrelationen.

Som papirets titel siger, er der tale om et om et oplæg og ikke et fait accompli.

## 2. Sammenligning med Smec og Monas lønrelationer

I Smec og Mona er lønrelationerne ikke nødvendigvis bedre end i ADAM, men i hvert fald enklere.

**Table 1 Gengivet fra: SMEC - Modelbeskrivelse og -egenskaber, 2006**

```
LNA
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 35 periods from 1971 to 2005

DLOG(LNA)

= 0.39158*DLOG(PNCP) - 0.89188*((UL/UA)+(UL[-1]/UA[-1]))/2
(3.79470) (8.04848)

+ 0.17845*BTYD[-1] + 0.03122*D4898 - 0.01395
(1.83653) (3.28786) (0.27604)

Sum Sq 0.0056 Std Err 0.0136 LHS Mean 0.0713
R Sq 0.9229 R Bar Sq 0.9126 F 4, 30 89.7918
D.W.( 1) 1.7642 D.W.( 2) 2.2437
NORMALIZE LNA = LNA[-1]*EXP(??+JLNA);
```

LNA timeløn i industrien, PNCP nettopris på konsumet, UL ledighed, UA arbejdsstyrke, BTYD kompensationsgrad, D4899 dummy=1 til 1999 og 0 derefter.

**Tabel 2 Gengivet fra: MONA – en kvartalsmodel af dansk økonomi, 2003**

LØNRELATION			Tabel II.6.1
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i timeløn	$\Delta \log(\ln a)$		
Ændring i forbrugerprisen	$\Delta \log(pcp_{-2}) + \Delta \log(pcp_{-3})$	0,1701	3,2
Ændring i produkt/forbrugerpris	$\Delta \log(pyfbx_{-3}/pcp_{-3})$	0,0849	2,0
Ledighedsgrad	$u_{-1}/u_{-1}$	-0,2374	6,4
Ændring i arbejdstid	$\Delta \log(maxtid2)$	-0,6805	4,2
Kompensationsgrad	$\log(komp_{-1})$	0,0217	1,6
Konstant		0,0435	4,7

T = 1974:1 – 1997:4	DW = 2,216	AR(1) = 1,293	Se = 0,0064
R <sup>2</sup> = 0,7319	JB = 1,300	AR(4) = 3,094	

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS.

I sammenligning med gengivelsen af ADAM's relation i tabel 3 bemærkes, at der hverken i Smec eller Mona er pålagt en koefficient på én til prisstigningen, så disse modellens lønrelation implicerer en skrå og ikke en lodret Phillipskurve. Lønrelationerne i ADAM, Smec og Mona er dog fælles om at have en prisstigning blandt de forklarende variable.

**Tabel 3 Lønrelationen i april08 (jf. regression til april08)**

	parameter	estimat	T-værdi
1) 1. års prisstigning	$\alpha_1$	0.655083	8.88
2) 1. års produktivitetsstigning	$\alpha_2$	0.544074	12.19
3) Kileændring	$\alpha_3$	0.532259	3.70
4) Arbejdsløshedsrateændring	$\alpha_4$	-0.760890	2.97
5) Tysk lønstigning	$\alpha_5$	0.238705	1.61
6) Dummy 1987	$\alpha_6$	0.030787	2.36
7) Dummy 1973-1976	$\alpha_7$	0.046271	3.00
8) Tilpasning	$\alpha$	0.1	-
9) Konstant	$\beta_0$	-1.14834	2.68
10) Kile	$\beta_1$	1.24994	2.99
11) Arbejdsløshedsrate	$\beta_2$	-3	-
12) Kompensationsgrad	$\beta_3$	1.59679	1.93

n=1971-2007, R<sup>2</sup>=0.955, s=0.0113, DW=1.957.

Relationen er formuleret som følger.

$$\begin{aligned}
 D\log(\ln a) = & \alpha_1 D\log(pyfn) + (1-\alpha_1) D\log(pyfn_{-1}) \\
 & + \alpha_2 D\log(kqyfn) + (1-\alpha_2) D\log(kqyfn_{-1}) \\
 & - D\log((\ln a + btatp * tatp) / \ln a) + \alpha_3 D\log(pcpn / pxn) \\
 & + \alpha_4 D\text{bull}_{-2/3} + \alpha_5 D\log(\ln deu) + \alpha_6 d87 + \alpha_7 d7376 \\
 & - \alpha [\log(\text{bywnl}_{-1}) - \beta_0 - \beta_1 \log(pcpn_{-1} / pxn_{-1}) - \beta_2 \text{bull}_{-1} - \beta_3 \text{btyd}_{-1}]
 \end{aligned}$$

**Tabel 3 fortsat Variabelliste**

lna1	gennemsnitlig timeløn i industrien
pyfn	BVT-deflator i fremstilling
pxn	produktionspris i fremstilling
pcpn	nettopris på privat forbrug
kqyfn1	gennemsnitlig timeproduktivitet i fremstilling
tatp	implicit ATP-sats pr. time
batp	andel af tatp, der ses som lønsubstitut
bull	arbejdsløshedsrate
btyd1	arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad
Indeu	tysk lønindeks
bywnl	lønkvote i fremstilling ex energifremstilling. Dvs. (Ywn1-Ywne1-Ywng1)/(Ywn1-Ywne1-Ywng1+Yrn1-Yrne1-Yrng1)
d87	dummy, 1 i 1987 ellers nul
d7376	dummy, 0.5 i 1973 og 1974 -0.5 i 1975 og 1976 ellers nul

Udover prisstigningen er de tre relationer også fælles om at have arbejdsløsheden og kompensationsgraden som forklarende variable. Derimod er det kun Adam, der har lønkvoten og produktivetsstigningen samt den tyske lønstigning som forklarende variable. Kilevariablen i ADAM har ikke noget modstykke i Smec, og indgår i Mona kun i form af ændringen i kilen mellem timelønsomkostningen og timefortjenesten. Både lønkvote og kile er interessante gamle travere at have med, men de er også vanskelige at få ind og håndtere i lønrelationen. I oversigtsform er relationernes variabeltyper vist i tabel 4.

**Tabel 4 Typer forklarende variable i modellernes lønrelation**

	Smec	Mona	ADAM
Prisstigning	X	X	X
Produktivetsstigning			X
Arbejdsløshed	X	X	X
Kompensationsgrad	X	X	X
Lønkvote			X
Kileniveau			X
Kileændring		X	X
Udenlandsk løn			X
Dummy	X		X
Årlig arbejdstid		X	

ADAM's dummyvariable er forskellige fra nul i enkelte år, fx i 1987. Smecs relation har en egentlig brud-dummy, der permanent skifter niveau i 1999. Monas arbejdstid er periodiseret, så den afspejler omkostningseffekten, herunder effekten på feriepengesatsen.

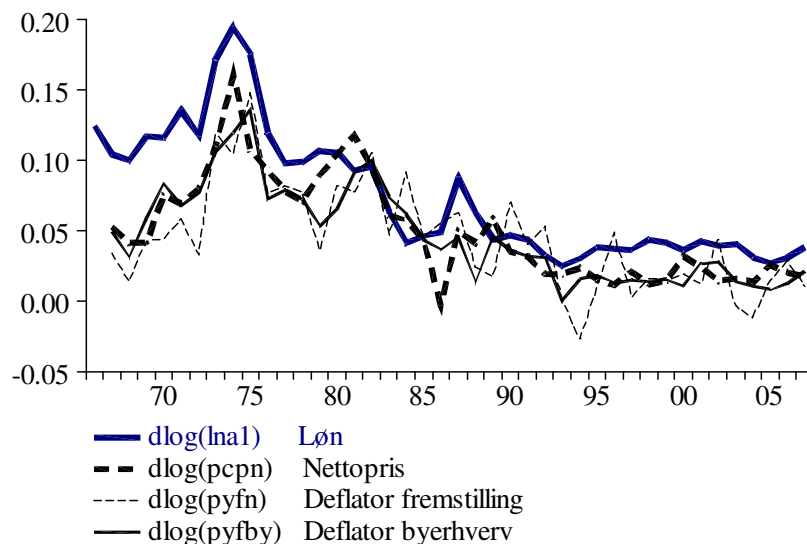
Vi koncentrerer os nu om de tre centrale forklarende variable, prisstigning, arbejdsløshed og kompensationsgrad, som alle tre modeller bruger til at forklare lønstigningen.

**3. Valg af variable til forenklet lønrelation**

Det er oplagt at fortsætte med at anvende timelønsstigningen i industri, lna1, ledighedsraten, bull, samt kompensationsgraden, btyd1. Som prisstigning bruger de tre modeller i flæng forbrugsdeflatoren, en nettoprisdeflator på forbruget samt BVT-deflaterer for fremstilling og

byerhverv. Interessen for fremstilling afspejler, at vi forklarer industriens lønstigning, men det er meningen, at industrien skal repræsentere den generelle lønudvikling, så vi kan godt bruge byerhvervenes BVT-deflator. Stigningstakten i nettoprisen på forbruget samt i BVT-deflatorerne for fremstilling og byerhverv er vist i figur 1.

**Figur 1 Lønstigning og tre prisstigninger**



Grundlæggende ligger prisstigningerne hinanden ved at toppe omkring første olieprisomvæltning og have lokalt maksimum omkring anden olieprisomvæltning for derefter at aftage frem til 90'erne. Dog virker fremstillings deflator rigeligt volatil, jf. også tabel 5, som viser spredningen i både prisstigning og prisacceleration samt korrelationen mellem prisstigning og lønstigning. Tabellen illustrerer såvel hele samplet 1967-2007 som 1967-1982, der kan ses som den inflationære periode før fastkursregimet. Valutaankerets pris- og lønstigning er taget med i tabel 5 og illustreret for fastkursperioden 1983-2007, hvor vi bemærker, at kun valutaankerets lønstigning korrelerer positivt med dansk lønstigning.

**Tabel 5 Forskellige prisstigningers spredning og korrelation med lønstigning**

	1967-2007		1967-1982	
	spredning*	lønkorelation	spredning*	lønkorelation
1. dlog(lna1)	0.045 (0.018)	1.00	0.032 (0.025)	1.00
2. dlog(pcpn)	0.037 (0.021)	0.86	0.030 (0.026)	0.59
3. dlog(pcp)	0.035 (0.018)	0.85	0.026 (0.021)	0.44
4. dlog(pyfn)	0.036 (0.033)	0.74	0.036 (0.039)	0.59
5. dlog(pyfby)	0.034 (0.019)	0.87	0.027 (0.025)	0.68
6. dlog(pcpn <sup>0.5</sup> pyfby <sup>0.5</sup> )	0.035 (0.016)	0.89	0.027 (0.020)	0.67
	1971-2007		1983-2007	
6. dlog(pcpn <sup>0.5</sup> pyfby <sup>0.5</sup> )	0.036 (0.016)	0.91	0.016 (0.014)	0.59
7. dlog(pcdeuro)	0.020 (0.013)	0.73	0.012 (0.011)	-0.35
8. dlog(lndeuro)	0.023 (0.011)	0.86	0.011 (0.009)	0.17

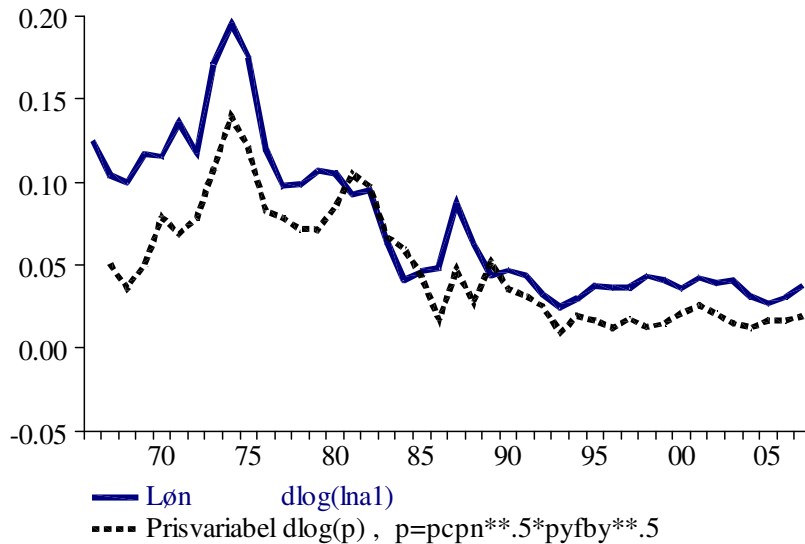
\* Tal i parentes illustrerer volatiliteten med spredningen i prisændringens ændring.

lna1 = timeløn, pcpn = nettopris privat forbrug, pcp = privat forbrugsdeflator, pyfn = BVT-deflator fremstilling, pyfby = BVT-deflator byerhverv (nf,nn,nb,nm,nt,nk,nq,b,qh,qt,qf,qq)  
pcdeuro = tysk og euroområdet forbrugerpris splejset i 1998, lndeuro = ditto for timeløn.

Vi vælger at se bort fra forbrugsdeflatoren, som indeholder en afgiftskile, der mudrer begreberne, og bruger som prisvariabel det geometriske gennemsnit af nettoprisen og byerhvervenes BVT-deflator, dvs.  $pcpn^{0.5} pyfby^{0.5}$ , som vi kalder  $p$  for at lette notationen.

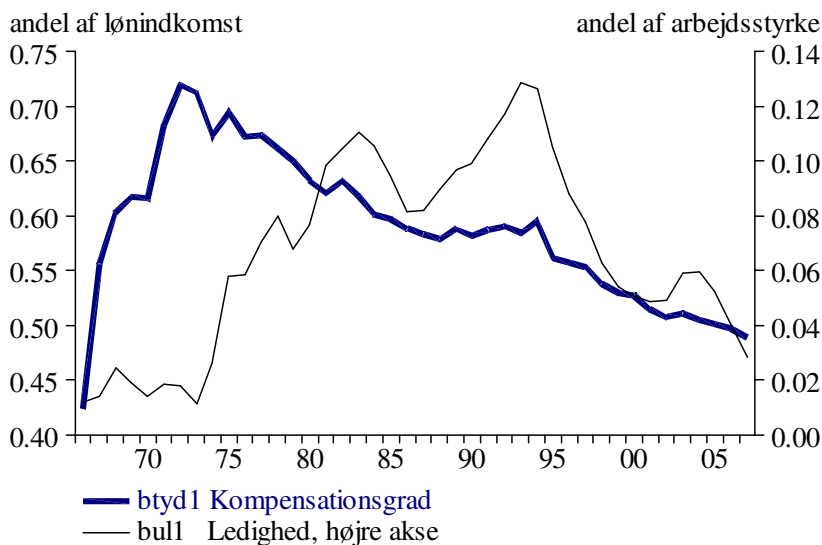
Den tilhørende prisstigningstakt er i figur 2 vist sammen med lønstigningstakten.

**Figur 2 Lønstigning og et samlet udtryk for prisstigning**



Den positive korrelation mellem løn- og prisstigning skabes især før den nuværende lavinflationsperiode, hvor der i de sidste 15 år ikke er megen samvariation mellem pris- og lønudviklingen. Bemærk også, at over lange stræk fremstår både løn- og prisstigning som ikke-stationære variable. Også arbejdsløshed og kompensationsgrad fremstår som ikke-stationære, jf. figur 3.

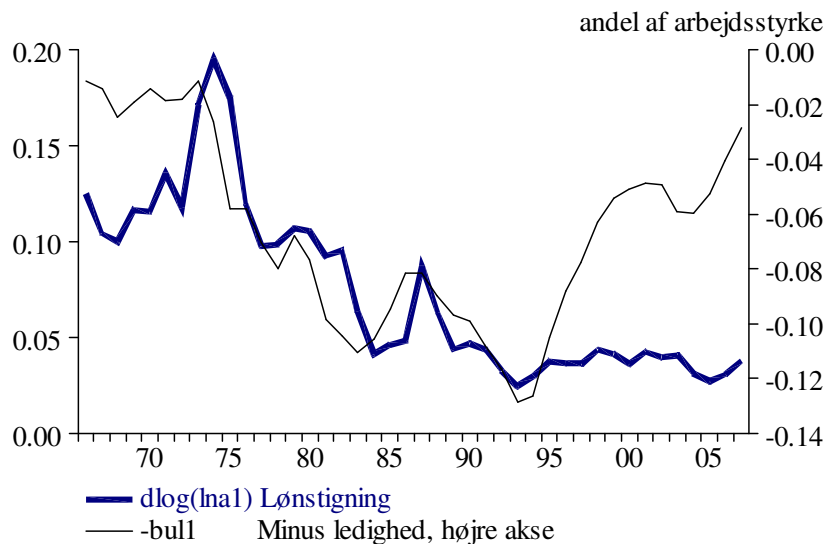
**Figur 3 Arbejdsløshed og kompensationsgrad**



## 4. Datakig for at finde en lønrelation

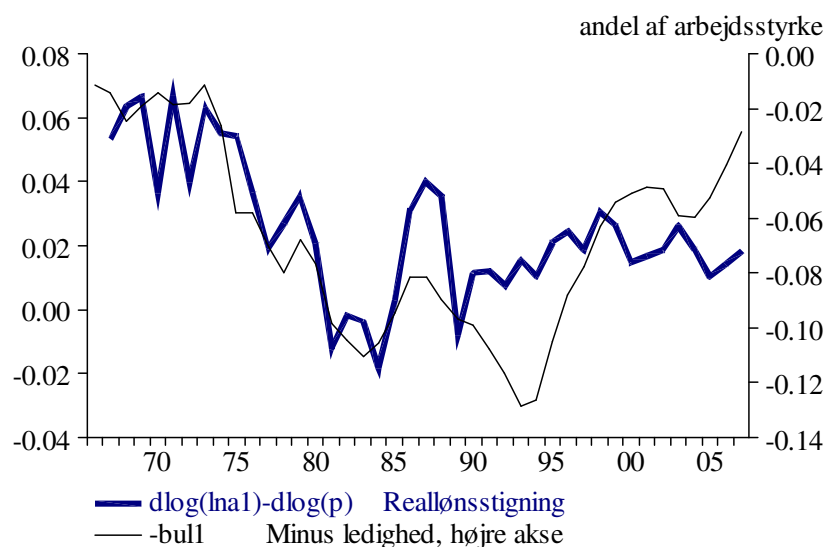
Når alle fire variable er præget af store ikke-stationære bevægelser, er det naturligt at jage en simpel niveaurelation uden dynamik, fx en simpel lineær Phillipskurve-sammenhæng mellem arbejdsløshedens niveau og lønstigningens niveau. Phillips-sammenhængen er negativ, og vi tegner derfor lønstigning og minus arbejdsløshed op mod hinanden i figur 4.

**Figur 4 Arbejdsløshed og lønstigning**



De to kurver samvarierer fra midt i 70'erne til midt i 90'erne. Men især efter nævnte periode er lønstigningen for lav i forhold til ledigheden, så en simpel relation bryder sammen. En Phillipskurve med to variable er da også et skrabet oplæg. Normalt udvides med prisstigningen, ofte med koefficienten én så man får en real Phillipskurve. Vi tegner derfor i figur 5 reallønsstigningen op over for minus arbejdsløsheden.

**Figur 5 Arbejdsløshed og reallønsstigning**



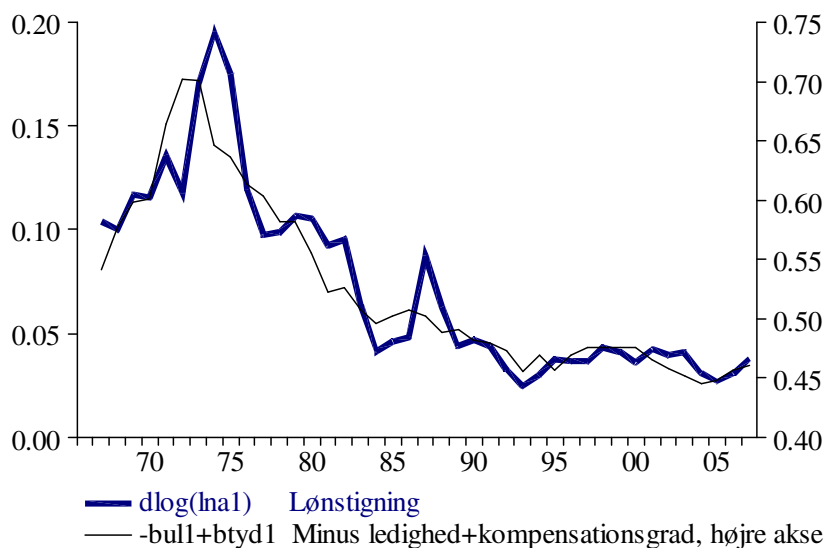
En real Phillipskurve ser ud til at kunne forklare lønudviklingen i begyndelsen af samplet, idet figur 5's grafer følger hinanden fra samplets start til ind i 80'erne. Vi har imidlertid stadig ikke fået styr på sidste del af samplet, hvor reallønsstigningen er for høj i forhold til ledigheden i 90'erne og for lav i 1'erne.

Bruddet i samplets sidste del står klarere i forhold til den nominelle Phillipskurve, som entydigt rammer for højt på den nominelle lønstigning fra og med midten af 90'erne, jf. tidligere viste figur 4. Et sådant brud signalerer, at arbejdsmarkedets strukturer blev forbedret i 90'erne.

I vores datasæt på fire variable er arbejdsmarkedets regelstruktur repræsenteret af dagpengenes gennemsnitlige kompensationsgrad. Den gennemsnitlige kompensationsgrad er dårlig til at afspejle de arbejdsmarkedspolitiske tiltag i 90'erne, som forkortede dagpengeperioden, men det er den variabel, vi har.

Jo større kompensationsgraden er, jo højere er reservationslønnen, og jo højere er derfor lønstigningen. Så vi tegner i figur 6 den nominelle lønstigning op mod kompensationsgrad minus arbejdsløshed. Sidstnævnte differens skal repræsentere, at den nominelle Phillipskurve er udvidet med kompensationsgraden.

**Figur 6 Kompensationsgrad, arbejdsløshed og lønstigning**



De to kurver i figur 6 følger nogenlunde hinanden i sidste del af samplet, så inddragelsen af kompensationsgraden ser ud til at løse vores brudproblem i 90'erne, og med lidt god vilje kan vi se den tykke faktiske lønstigningskurve svinge ind mod den tynde kurve allerede i 80'erne. I de helt store træk følger de to kurver endog hinanden gennem hele samplet, som i figur 6 starter i 1967. Den simple reale Phillipskurve synes dog bedre end den udvidede nominelle Phillipskurve til at forklare lønstigningen i den første del af samplet. Det fremgår af, at kurvernes indbyrdes afstand over første del af samplet er mindre i figur 5 end i figur 6.

Vores datakiggeri tyder på, at vi skal bruge en simpel real Phillipskurve, jf. (1), til første del af samplet.

$$d\log(\ln a_1) = d\log(p) - a_1 \text{ bull}_1 + a_0, \quad a_1 > 0 \quad (1)$$



Og en tilsyneladende nominal Phillipskurve udvidet med kompensationsgraden, jf. (2), til sidste del af samplet.

$$d\log(\ln a_1) = -b_1 \text{bul}_1 + b_2 \text{btyd}_1 + b_0, \quad b_1 > 0, \quad b_2 > 0 \quad (2)$$

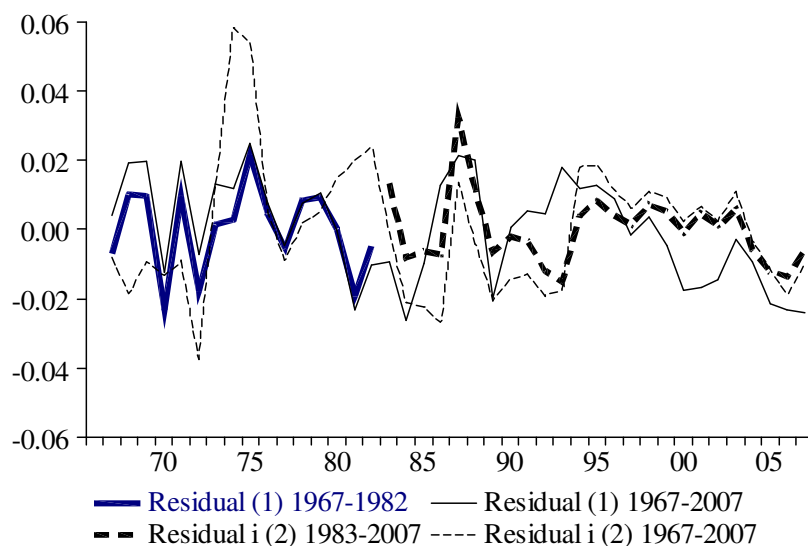
## 5. Estimation af lønrelationer uden dynamik

Vi estimerer nu de to Phillipskurver (1) og (2) med OLS svarende til første trin i en to-trins-estimation af en fejlkorrektionsform. Ved estimation af (1) for perioden 1967-1982 fremkommer (1a).

$$\begin{aligned} d\log(\ln a_1) = d\log(p) - 0.63126 \text{bul}_1 + 0.06900 \\ (6.26) \quad (11.99) \quad (1a) \\ \text{SMPL 1967-1982 SE 0.0127 RSq 0.8474 D.W. 2.2752} \end{aligned}$$

Opdelingen i to mindre sampler gør stationaritetsegenskaberne mindre oplagte, men hverken arbejdsløshed eller reallønsstigning virker stationære i perioden 1967-1982, så den høje Durbin-Watson taler for, at (1a) er en solid relation, hvor der ikke er plads til kompensationsgraden. Hvis vi prøver at udvide (1a) med kompensationsgraden, får kompensationsgraden en t-værdi på kun 0.7, så vi holder os til den simple reale Phillipskurve i (1a).

Figur 7 Residualer i de estimerede lønrelationer



Estimeres (2) på perioden 1983-2007 fremkommer (2a). Arbejdsløsheden og kompensationsgraden har næsten samme koefficient med modsat fortegn i (2a), hvilket passer med, at vi kunne repræsentere den samlede effekt fra ledigheden og kompensationsgraden med de to variables differens i figur 6. Lidt overraskende er den estimerede koefficient til ledigheden lige så stor numerisk i (2a) som i (1a). Som modstykke har kompensationsgraden fået en relativt stor koefficient i (2a) sammenlignet med den nuværende relation i april08.

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\ln a_1) = & -0.66203 \text{ bul1} + 0.56141 \text{ btyd1} - 0.21630 \\ & (4.25) \quad (5.01) \quad (4.23) \quad (2a) \\ \text{SMPL 1983-2007 SE 0.0094 RSq 0.5373 D.W. 1.7591} \end{aligned}$$

Residualet i relation (2a) har en specielt høj værdi i 1987, hvor relation (2a) ikke forklarer lønhoppet, der afsluttede et toårigt forsøg på stram indkomspolitik.

For at vurdere om vi behøver to relationer med hver sit sample, er (1) og (2) også estimeret på hele samplet 1967-2007, og de tilhørende residualer er vist i figur 7, som illustrerer, at (1)'s residual er større og mindre stationært end (2)'s i den sene del af samplet, mens (2)'s residual er tydeligt større end (1)'s i den tidlige del af samplet. Så selv om vi formentlig har gjort periodeopdelingen skarpere, end der er belæg for, er det svært at nøjes med enten (1) eller (2) i hele samplet.

## 6. Tolkning af de to lønrelationer uden dynamik

Overgangen fra real til nominal lønrelation efter 1982 kan forklares med, at inflationsforventningerne bliver så forankrede under fastkursregimet, at det gør den faktiske prisstigning insignifikant i lønrelationen. Konkret blev fastkurspolitikken introduceret sammen med en suspension og senere afskaffelse af den automatiske dyrtidsregulering.

Fastkurspolitikken indebærer, at vores inflation på sigt er bestemt af euroområdet's inflationsmålsætning. På sigt skal vi også holde konkurrenceevnen uændret i forhold til euroområdet, og det giver en tendens til, at høj dansk inflation efterfølgende redresseres af lav dansk inflation. Dermed gør fastkurspolitikken spilleregler det svært at repræsentere den forventede prisstigning med den faktiske. I stedet fanges inflationsforventningen op af lønrelationens konstant, så man kan sige, at det kun er tilsyneladende, at (2a) er en nominal lønrelation. Vi har så at sige erstattet vores faktiske prisstigning med valutaankerets inflationsmålsætning, som er et fast tal på 2 pct.

Vi kunne også have forsøgt med valutaankerets faktiske pris- eller lønstigning i fastkursperioden men har ikke gjort det. Anknytningen til valutaankerets inflation er en sammenhæng, der vedrører de store linjer. Arbejdsmarkedets parter følger nok mere med i euroområdet's lønstigning end i euroområdet's prisstigning.

Ud over at afspejle fastkurspolitikken kan en insignifikant koefficient til prisstigningen efter 1982 afspejle, at der uanset den lave inflations årsag reageres mindre på små prisstigninger, jf. Castle og Hendry(2008).

Den anden væsentlige forskel på de to lønrelationer er, at mens kompensationsgraden er en vigtig forklarende variabel i (2a), er der ikke brug for kompensationsgraden i (1a). En del af forklaringen kunne være, at det først er med fastkurspolitikken, at lønmodtagerne og måske også arbejdsgiverne for alvor begynder at se sig selv som medansvarlige for ledigheden.

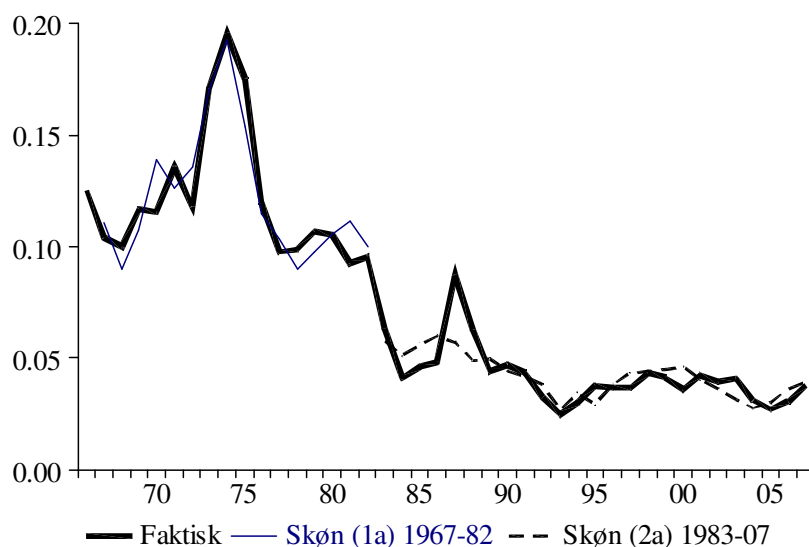
Især i de første år af samplet, hvor der var mangel på arbejdskraft, blev der næppe tænkt meget over indkomsttabet ved ledighed. Da ledigheden stiger i 70'erne, bliver dette indkomsttab mere relevant, men samtidig udvides dagpengeperioden fra 2 1/2 år til en ordning, hvor dagpengeperioden kan opretholdes i årevis via aktivering. Denne udvidelse af

dagpengereften påvirker ikke den opstillede kompensationsgrad, og det kan være med til at forklare, at kompensationsgraden falder ud af lønrelation (1) for perioden 1967-1982.

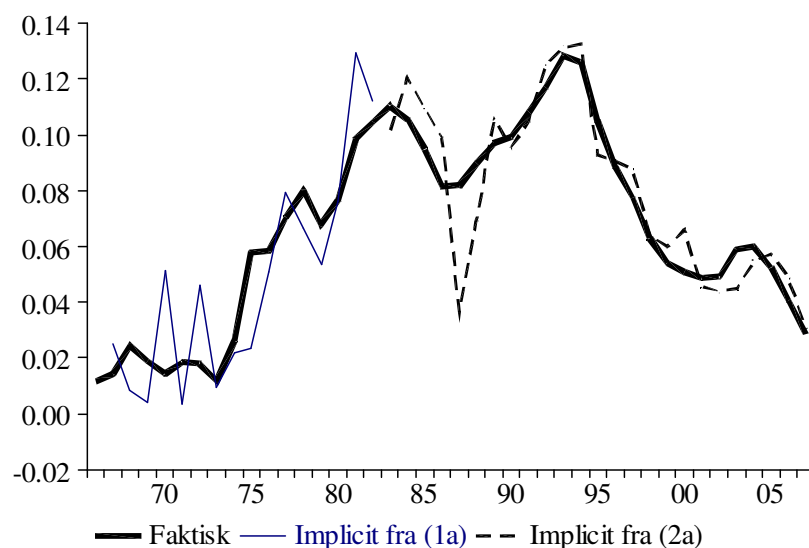
I forhold til lønrelation (2) for den efterfølgende periode 1983-2007 bliver kompensationsgradens betydning formentlig signifikant overvurderet, for samtidig med at kompensationsgraden falder igennem 90'erne reduceres dagpengeperioden og aktiveringsreglerne strammes.

Relation (1a) og (2a) forklarer nogenlunde lønstigningen i hver deres delperiode bortset fra en outlier i 1987, jf. figur 8.

**Figur 8 Lønstigningstakt, faktisk og skønnet med (1a) og (2a)**



**Figur 9 Ledighed, faktisk og implicit fra (1a) og (2a)**

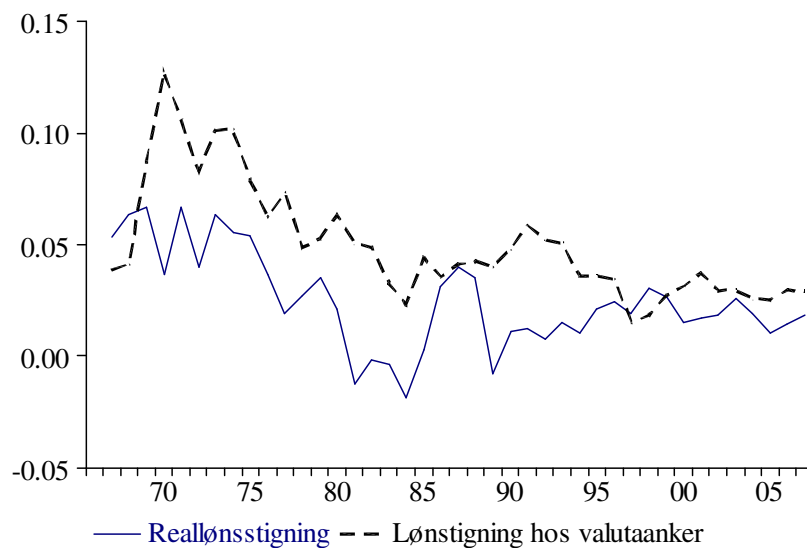


Den mest påfaldende afvigelse er som sagt i 1987. De to relationer er estimeret for at forklare lønstigningen, men man kan også vende dem om og beregne den arbejdsløshed, som ville

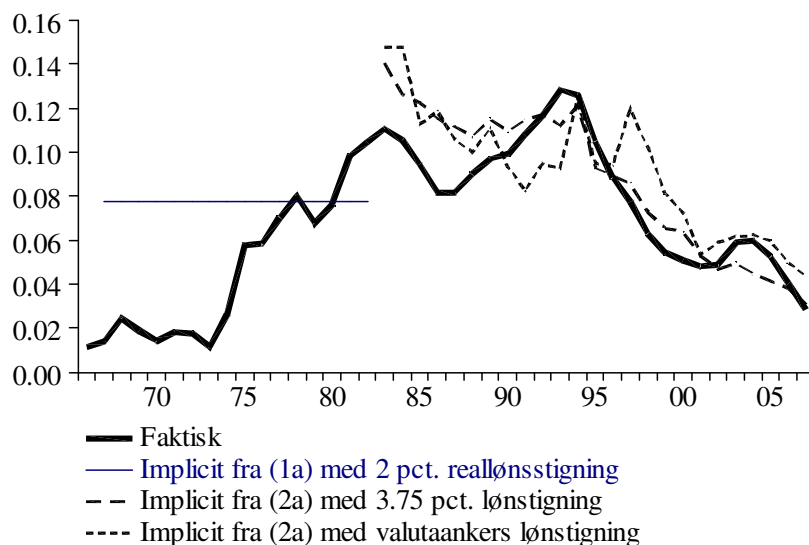
forklare lønstigningen. Disse implicitte ledighedsrater er i figur 9 sammenholdt med faktisk ledighed. Fittet i figur 9 afspejler blot fittet af lønstigningen i figur 8, og man plejer da heller ikke at beregne den ledighed, som Phillipskurven implicerer givet den faktiske lønudvikling. Det er mere interessant at beregne den ligevægtsledighed, der impliceres af en bestemt reallønsstigning indsat i (1a) og en bestemt nominal lønstigning indsat i (2a).

Det er ikke uden videre klart, hvilken reallønsstigning og hvilken nominal lønstigning, man skal vælge for at beregne relevante ligevægtsledigheder. I figur 10 er vist den faktiske reallønsstigning og valutaankerets lønstigning gennem hele samplet. Med valutaanker menes her Tyskland indtil 1998, og euroområdet derefter.

**Figur 10 Reallønsstigning og valutaankerets lønstigning**



Den faktiske reallønsstigning var påfaldende høj i begyndelsen af samplet. Vi gætter på fx 2 pct. som et holdbart niveau, der kan bæres af produktivitetsstigningen. Indsættes 0.02 i stedet for reallønsstigningen i (1a) fås en ligevægts ledighed på knap 8 pct., tydeligt over den faktiske ledighed før første olieprisomvæltning.

**Figur 11 Faktisk ledighed og bud på lønrelationernes ligevægtsledighed**

Det er ikke lettere at gætte på nominel lønstigning i ligevægt. Vi har valgt at beregne ligevægtsledigheden ud fra (2a) under to forudsætninger. Dels en fast lønstigning i underkanten af 4 pct., som kunne passe med ECB's inflationsmålsætning på i underkanten af 2 pct. Dels en lønstigning, som er lig eurolandenes faktiske lønstigning. Den sidste beregningsmetode giver en forholdsvis volatil ligevægtsledighed, mens den første metode producerer en mere jævn ligevægtsledighed, der fra midt i 90'erne minder om en støttelinje for den faktiske ledighed.

Faldet i den ligevægtsledighed, der impliceres af 3.75 pct. lønstigning, afspejler faldet i kompensationsgraden, som er (2a)'s eneste forklarende variabel ved siden af ledigheden. Ligevægtsledigheden ligger over den faktiske ledighed i fastkursperiodens første år, hvor den faktiske lønstigning var større end 3.75 pct.

Dermed starter (2a)'s ligevægtsledighed på et højere niveau, end (1a)'s konstante ligevægtsledighed, som ligger under den faktiske ledighed i 1982. Det tilsyneladende spring i ligevægtsledighed afspejler, at den nominelle lønstigning er større end 3.75 pct. i begyndelsen af 80'erne, samtidig med at den reale lønstigning er mindre end 2 pct. Med den reale Phillipskurve i (1a) betyder det ikke noget, at pris- og lønstigningen var høj i begyndelsen af 80'erne, og med akkommoderende valutapolitik betyder det heller ikke noget for konkurrenceevnen. På den måde virker ligevægtsledigheden fra (1a) mindre konkret end ligevægtsledigheden fra (2a).

Vi har med vilje gjort det enkelt og hverken brugt lønkvote eller skattebile som forklarende variable. Den forenkling diskuterer vi i næste afsnit.

## 7. Hvad med kile, lønkvote og produktivitetstigning?

For at begynde med kilen, så har det vist sig at være en besværlig variabel. I april08's lønrelation indgår kilen uden skattevariable og repræsenterer alene forholdet mellem nettoprisen på forbrug og produktionsprisen i fremstilling. Det er svært at tolke på de heraf afledte modelegenskaber.

I henholdt til Broer m.fl.(1999) er det heller ikke oplagt, at man skal have en kile med i lønrelationen. Broer m.fl. får kilen med i deres oplæg ved at antage, at man ved tab af sit job, har muligheder for at arbejde i den uformelle sektor, som de kalder det.

Med en sådan antagelse er det oplagt, at der skal en skattekile med i lønrelationen. Hvis alternativet til et ordinært job er at arbejde og leve sort, bliver skatte- og afgiftsoversigter altid centrale for virksomhedens lønforhandlere. I praksis er den slags oversigter centrale, når man forhandler løn med en specialist, der har udlandet som alternativ, eller man tilbyder overarbejde, hvor lønmodtagerens alternativ er fritid.

Ved en mere generel lønforhandling, kunne lønmodtagersiden formentlig godt ræsonnere, at man ligefrem vil moderere lønkravet, fordi det offentlige alligevel tager så meget. Fx finder Hansen, Pedersen og Sløk(1996), at skatteprogressiviteten øger de højstlønnede funktionærers løn men reducerer de ufaglærtes løn.

Sammenfattende er det ikke sikkert, at skattekilen skal med i lønrelationen. Måske skal den kun med i relationen for arbejdsudbuddet.

Så er spørgsmålet, om lønkvoten skal med i lønrelationen. Ligesom kilen har lønkvoten været en besværlig variabel. I april08 er lønkvoten tvunget ind i lønrelationen. Vores lønrelation er begrundet i forhandlingsteori, og det er her standard at sætte et forhandlingsproblem op, hvor lønmodtagersiden maksimerer løn eller lønsum minus reservationsløn, mens arbejdsgiverne maksimerer profitten. Profitten repræsenteres for givet kapitalapparat af værditilvækst minus lønsum, og både Werner(2004) og Broer m.fl.(1999) ender med formuleringer, der rummer en lønkvote, som er med til at bestemme lønstigningstakten. Nærmere bestemt indebærer formuleringerne, at lønstigningen bliver mindre, jo højere lønkvoten er.

Det lyder rimeligt, at der er en sådan sammenhæng fra lønkvote til lønpres; men det er som sagt svært at estimere sammenhængen på danske tal. Muligvis mangler vi bare at finde nogle yderligere forklarende variable eller en passende lønkvote; men det er også muligt, at selve sammenhængen er svag.

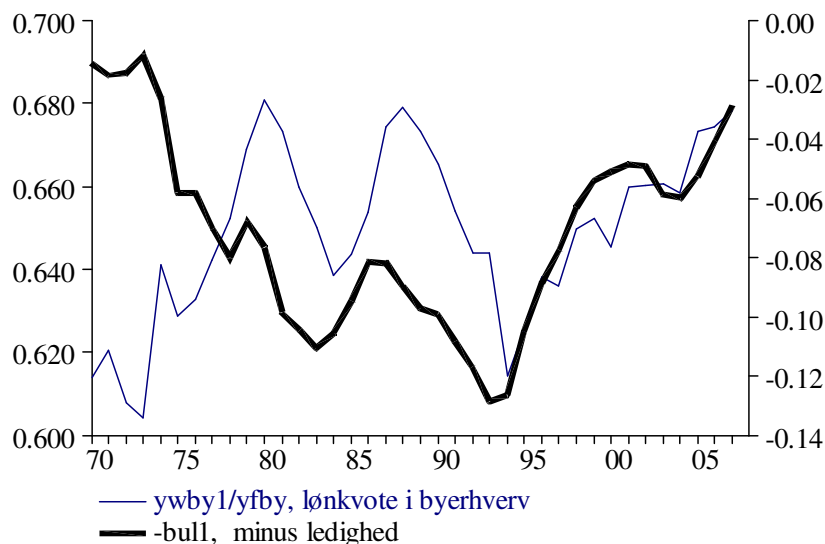
En virksomhed, der har problemer med for stor lønkvote og for lille kapitalindkomst, kan både hæve prisen eller spare på arbejdstimerne. Især det sidste er nemmere end at reducere den aftalte lønsats, og det kan være hurtigere end at vente på næste lønforhandling. På længere sigt kan det være mere perspektivrigt at udvikle produktionen kvalitativt end at gå efter små lønninger.

Den private lønkvote fremstår tilnærmelsesvis som stationær, og der er formentlig en mekanisme, som holder kontrol med lønkvoten. Det ser ikke ud til, at være løndannelsen alene, jf. problemet med at få lønkvoten ind i lønrelationen. Som nævnt i Dans papir af 11. august 2008 om april08's lønrelation, ser det ud til, at det er prisen eller produktiviteten, som reagerer og dæmper eller redresserer bevægelserne i den private lønkvote. Der blev ikke skelnet mellem pris og produktivitet i den lille regressionsundersøgelse i papiret af 11. august, men det er nok mest produktiviteten, som reagerer.

Det kan tilføjes at bevægelserne i lønkvoten siden 80'erne synes at afspejle, hvor stramt arbejdsmarkedet er. Jo lavere ledigheden er, jo højere er lønkvoten, og det ser ud til at ledigheden vender før lønkvoten, så en eventuel sammenhæng går formentlig fra ledighed til

lønkvote, jf. figur 12, hvor lønkvoten er tegnet op mod minus ledigheden. I 70'erne havde korrelationen modsat fortegn. Dengang steg både ledighed og lønkvote, svarende til at der var stagflation, så sammenhængen mellem ledighed og inflation var usædvanlig.

**Figur 12 Lønkvote og ledighed**



Den normale sammenhæng mellem ledighed afspejler, at lønudviklingen påvirker lønkvoten, men der er som sagt ingen grund til at udelukke, at lønkvoten kan påvirke lønudviklingen, og muligvis kan vi estimere en sådan effekt med et passende lønkvotebegreb.

Til slut er der spørgsmålet, om produktivetsstigningen skal med i lønrelationen. Der er gode argumenter for at produktivetsstigningen påvirker og betinger reallønsudviklingen. Empirisk er det svært at få nationalregnskabets produktivetsstigning ind i lønrelationen. Uden produktivetsstigning i relationen har vi ingen umiddelbar effekt fra produktiviteten på lønnen, men det kan vi vist undvære. Den langsigtede effekt skabes under alle omstændigheder af den samlede models crowding out mekanisme. Mekanismen gør dansk lønstigning lig med summen af udenlandsk prisstigning og dansk produktivetsstigning, uanset om produktivetsstigningen er med i lønrelationen eller ej. I fravær af produktivetsstigningen med koefficient én, er vi dog nødt til at korrigere i lønrelationen for at undgå, at ændringer af den langsigtede produktivetsstigning ændrer ligevægtsledigheden.

## 8. Lønrelationer med dynamik

Ved at estimere de to statiske lønrelationer, (1a) og (2a), er vi kommet let i gang, men vi er ikke færdige. Vi ved, at der er en stor residual i 1987, og at der normalt er lag i lønrelationens forklarende variable arbejdsløshed og kompensationsgrad, så vi prøver med lidt dynamik og en dummy i 1987.

Den dynamiske udgave af lønrelationen er estimeret for hele samplet. Det er en relation for ændringen i lønstigningen. Dermed får vi en stationær variabel som forklaret variabel og estimerer en fejlkorrektionsform for lønstigningen. Estimationsresultater er vist i den følgende tabel 6.

**Tabel 6 En dynamisk lønrelation, hele samplet og to delsample**

Forklaret variabel er timelønnens acceleration $\Delta\Delta\log(\ln a_1)$				
Forklarende variable	1. 1968-2007	2. 1968-1982	3. 1968-1982	4. 1983-2007
1. $\Delta\Delta\log(\ln a_{1,t-1})$	0.2263 (2.28)	0.2319 (1.04)		0.3953 (3.36)
2. $\Delta\Delta\log(p)$	0.2949 (2.10)	0.2728 (0.85)	0.7065 (3.81)	0.2877 (1.79)
3. $\Delta\log(\ln a_{1,t}/dp_{1,t})$	-0.9379 (6.23)	-1.4040 (4.18)	-1.1172 (3.90)	
4. $\Delta\log(p_{1,t})$	-0.5536 (4.52)	-0.4622 (1.74)		0.3144 (2.04)
5. $\Delta\log(\ln a_{1,t})$				-1.1034 (7.94)
6. $\text{bull}_{1,t}$	-0.5572 (5.85)	-0.8993 (4.04)	-0.8114 (3.75)	-0.3734 (3.22)
7. $\text{btyd}_{1,t}$	0.3247 (4.63)	0.2032 (1.57)		0.3025 (3.03)
8. $d87$	0.0287 (2.55)			0.0302 (4.33)
9. konstant	-0.1060 (3.39)	0.0011 (0.03)	0.0793 (3.81)	-0.1004 (2.32)
	SE 0.0104 R <sup>2</sup> 0.737 DW 2.201 LM1 2.980 JB 2.065	SE 0.0134 R <sup>2</sup> 0.833 DW 2.238 H -0.919 JB 0.510	SE 0.0135 R <sup>2</sup> 0.766 DW 2.194 LM1 0.226 JB 0.230	SE 0.0040 R <sup>2</sup> 0.940 DW 1.741 LM1 0.606 JB 0.156
Logændring er angivet med $\Delta\log$ . Dummyen $d87$ er 1 i 1987 og nul ellers. t-værdi i parentes				

I kortsigtsdynamikken indgår den laggede lønacceleration og den ulaggede prisacceleration. I fejlkorrektionsdelen indgår lagget løn- og prisstigning. Hvis løn- minus prisstigning i 3. række er signifikant, og prisstigningen i 4. række er insignifikant, er Phillipskurven lodret.

Estimationsresultatet for det fulde sample 1968-2007 er gengivet i første søjle. Resultatet ser umiddelbart tilforladeligt ud. Relationens langsigtsdel danner en udvidet skrå Phillipskurve med koefficienten 0.41 [= (0.9379-0.5536)/0.9379] til prisstigningen. Vi har i øvrigt ingen særlig forventning til relationen for det fulde sample, udover at vi tror, at den har et brud, så resultatet for samplet før fastkurspolitikken afviger fra resultatet for samplet efter. Det vil sige, at vi tror, at samplet er for langt i første søjle, og at man bedre kan forklare både den høje lønstigning i 70'erne og den lave lønstigning i de senere år, hvis samplet deles op, så der bliver to lønrelationer.

I tabel 6's anden søjle er samplet afkortet til 1968-1982, hvor dummyen for 1987 ikke har nogen plads. Nogle af koefficienterne er insignifikante i søjle 2, og vi kan nøjes med relationen i søjle 3. Vi bemærker, at den resulterende Phillipskurve er lodret og ikke indeholder kompensationsgraden. Arbejdsløsheden får koefficienten -0.73 (= -0.8114/1.1172), som ikke er langt fra de -0.63 i den statiske relation (1a).

Vi bemærker også, at koefficienten til den laggede lønstigning er tæt på -1, så vi er tæt på at få lønstigningen som venstresidevariabel, hvis vi flytter den laggede lønstigning fra højre til venstre side.

Sammenfattende minder resultatet i tabel 6's søjle 3 om resultatet i (1a).

Til slut afgrænser vi samplet til 1983-2007 og estimerer resultatet i søjle 4. Relationens langsigtsdel i søjle 4 danner en udvidet Phillipskurve med koefficienten 0.29 (=0.3144/1.1034) til prisstigningen. Det er signifikant mindre end koefficienten på 1 i første sample. På den anden side virker det også signifikant større end nul, hvorved søjle 4 afviger fra den simple statiske ligning (2a), som er helt uden prisstigningsvariabel.

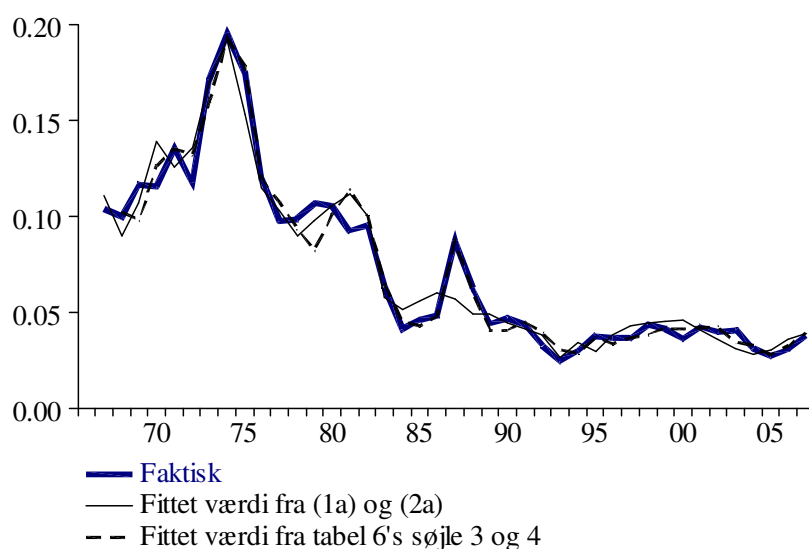


En anden forskel til den statiske (2a) er, at både arbejdsløshed og kompensationsgrad har mindre koefficienter i søjle 4 end i (2a). Nærmere bestemt får arbejdsløsheden koefficienten minus 0.34 ( $=-0.3734/1.1034$ ) i Phillipskurven for 1983-2007, jf. tabel 6's søjle 4, mens kompensationsgraden får koefficienten 0.27 ( $=0.3015/1.1034$ ).

Man kan godt forklare, at lønnen er blevet mindre konjunkturfølsom i fastkursperioden, hvor lønnen i højere grad er givet udefra, og de 0.27 virker mere sandsynlig som koefficient til kompensationsgraden, end de 0.56 i (2a). Formentlig er de 0.27 stadig i overkanten, jf. tidligere bemærkninger.

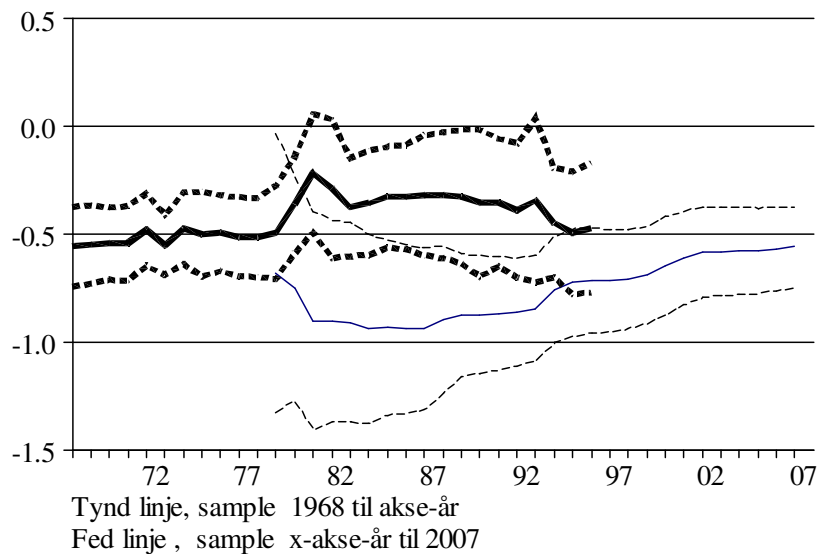
Sammenfattende har resultatet i tabel 6's søjle 4 fælles træk med (2a), men koefficienterne har ændret sig noget. Principielt har resultatet i tabel 6's søjle 4 selvfølgelig forrang over den statiske (2a). Der er i øvrigt ikke voldsom forskel på fittet af de statistiske og dynamiske relationer, jf. figur 13, hvor forskellen især vedrører brugen af 1987-dummyen i tabel 6's dynamiske relationer. Bemærk, at ingen af lønrelationerne skyder for højt på de sidste år i samplet.

**Figur 13** Fit i lønrelationerne

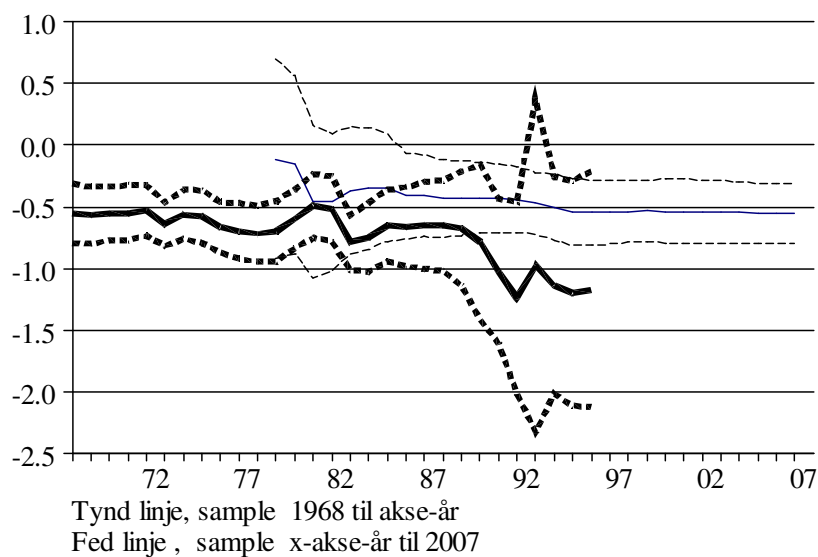


## 9. Om parameterstabilitet

Koefficienten til ledigheden er numerisk højest i perioden før fastkurspolitikken, hvor reallønsudviklingen endte med at give efter for den stigende ledighed. I perioden med fastkurspolitik er den estimerede koefficient til ledigheden betinget af, at den faldende kompensationsgrad forklarer, at ledigheden kan falde kraftigt fra midten af 90'erne, uden at lønnen reagerer mere, end den gjorde. Vi bemærker, at forskellen på det tidlige og sene delsamplets ledighedskoefficient er størst, når vi deler samplet op omkring eller et par år efter annonceringen af fastkurspolitikken, jf. figur 14. Det tyder på, at bruddet ligger omkring annonceringen af fastkurspolitikken.

**Figur 14 Koefficient til ledighed ved rullende regressioner**

Den signifikante negative koefficient i række 4 søjle 1 indebærer, at Philliskurven fremstår som skrå, når den estimeres for hele samplet. Omtalte koefficient med signifikansgrænser for de to rullende regressioner er vist i figur 15. Figuren illustrerer, at række 4's signifikans for hele samplet 1968-2007 skabes i fastkursperioden 1983-2007.

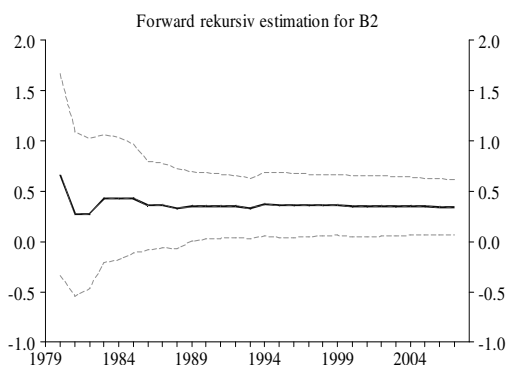
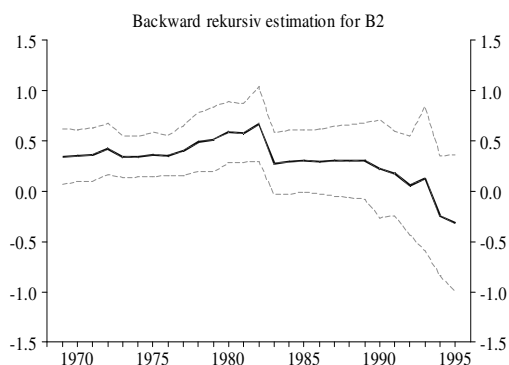
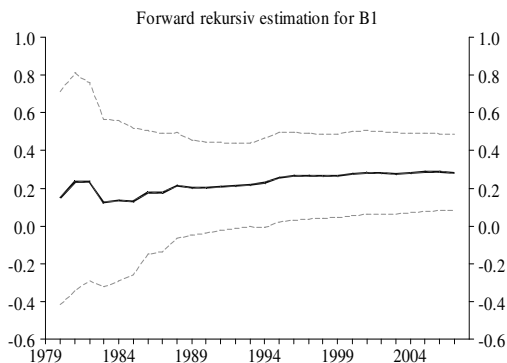
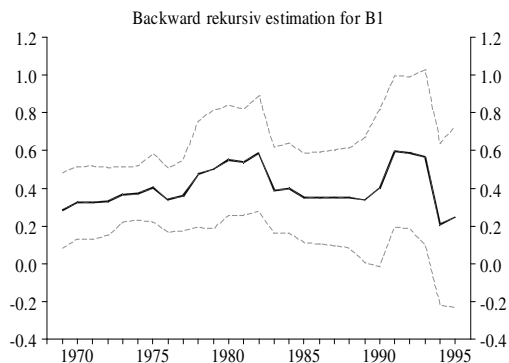
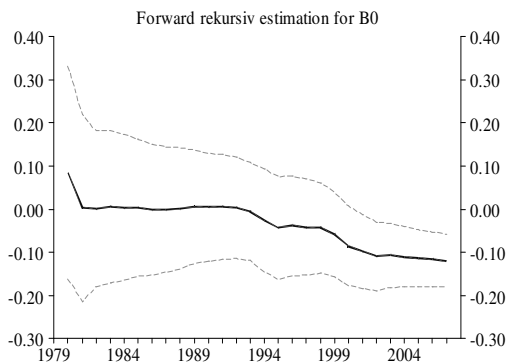
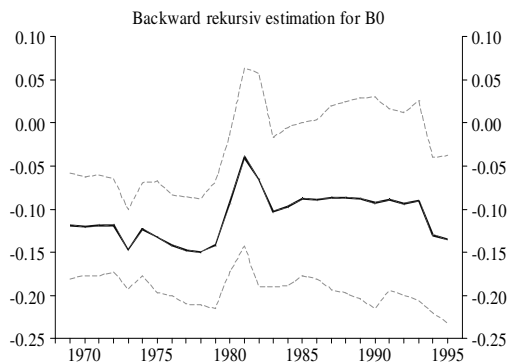
**Figur 15 Koefficient til prisstigning ved rullende regressioner**

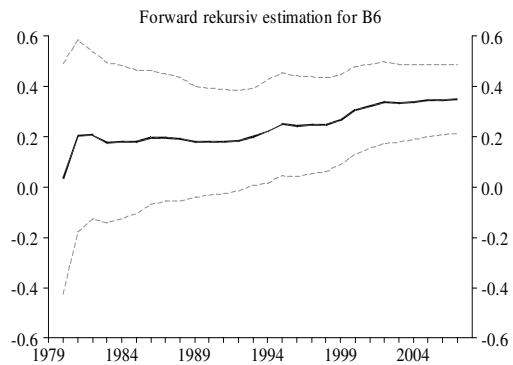
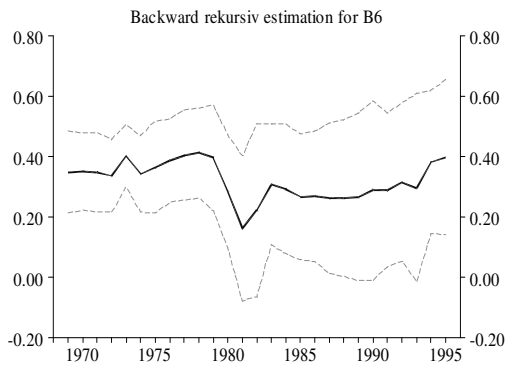
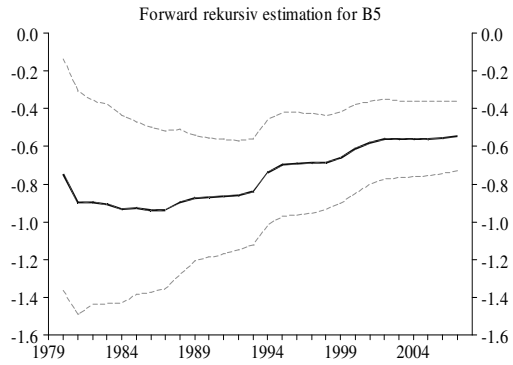
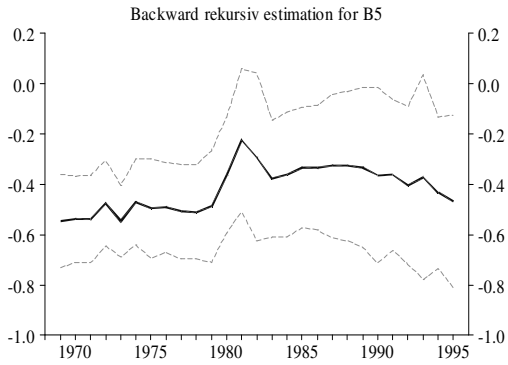
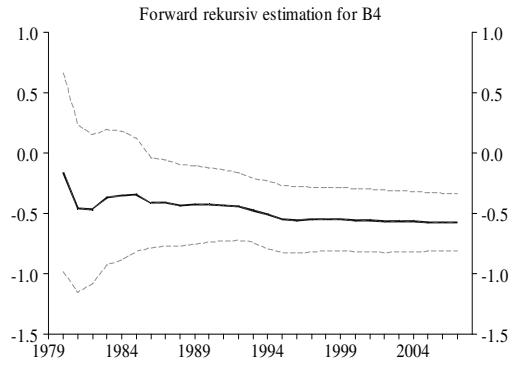
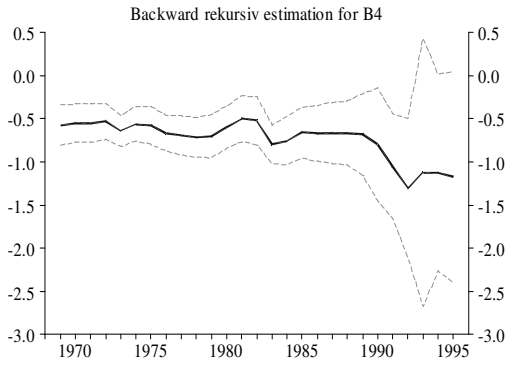
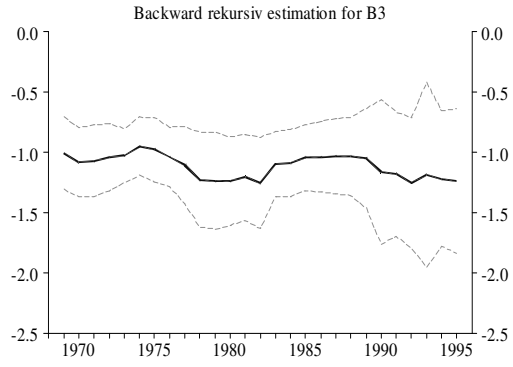
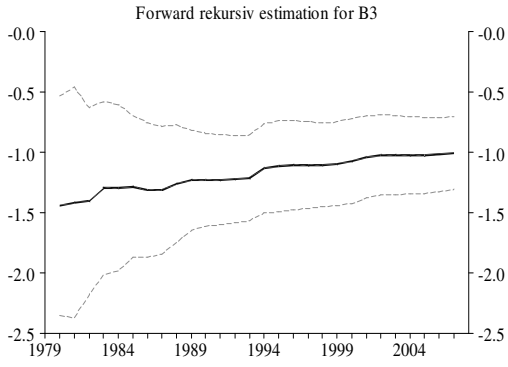
I det følgende gengives figurer med de rekursive estimater af alle lønrelationens parametre. Udgangspunktet er modellen i tabel 6, søjle 1, som er repeteret i tabel 7. De otte parametre er benævnt B0 til B7.

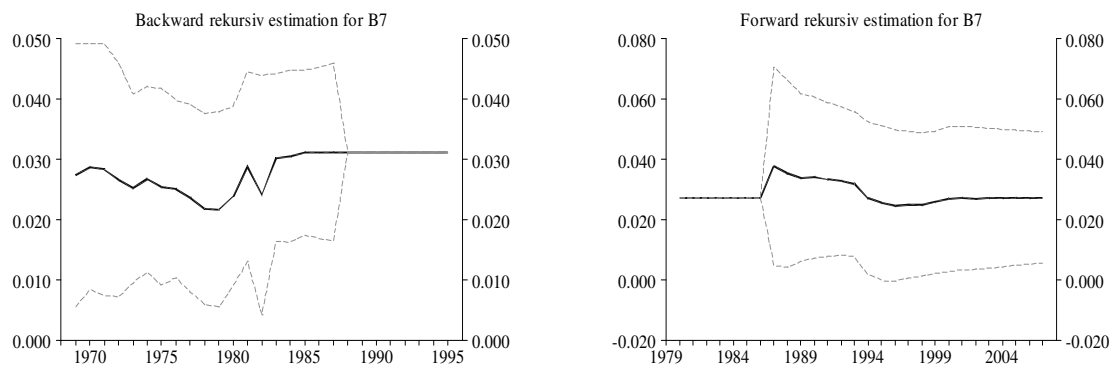
**Tabel 7 Lønrelationen estimeret over hele samplet 1968-2007, jf. tabel 6's søjle 1**

B0. konstant	-0.1060 (3.39)	B4. $\Delta\log(p_{-1})$	-0.5536 (4.52)
B1. $\Delta\Delta\log(\ln a_{1,-1})$	0.2263 (2.28)	B5. $\text{bul}_{1,-1}$	-0.5572 (5.85)
B2. $\Delta\Delta\log(p)$	0.2949 (2.10)	B6. $\text{btyd}_{1,-1}$	0.3247 (4.63)
B3. $\Delta\log(\ln a_{1,-1}/dp_{-1})$	-0.9379 (6.23)	B7. $d87$	0.0287 (2.55)

16 figurer med rekursive estimater af de 8 parametre







Den rekursive estimation bekræfter tilsyneladende, at der for nogle parametre, fx konstanten  $B_0$ , er en systematisk forskel på samplet før og samplet med fastkurspolitik. Et Chow-test for brud mellem 1982 og 1983 giver 3.62, som er signifikant med F-fordeling og (7, 25) frihedsgrader.

## 12. Konklusion

Det anbefales at reducere mængden af forklarende variable, ophæve restriktionen på koefficienten til prisstigningen samt arbejde med et regimeskift i løndannelsen, fx svarende til at estimationsperioden begynder i 1983.

Formentlig har kompensationsgraden fået for stor koefficient i rollen som eneste arbejdsmarkedsvariabel. I overensstemmelse med Henriks referat fra mødet i Økonomi og Erhvervsministeriet 31./10 2008, anbefales at vi prøver at inddrage afkortning af dagpengeperioden og antallet af aktiverede.

Der udestår en bred undersøgelse af specificationsmulighederne (såkaldt autometrics) og et forsøg på at udvide arbejdsmarkedsvariablen til at beskrive andet end første års kompensationsgrad. Vi skal også sikre, at den samlede model bliver stabil. Måske må vi respecificere lønrelationen af hensyn til den samlede model. Vi mangler givetvis noget viden og sikkert også nogle forklarende variable, så det vil være naturligt at inddrage ADAM-modellens stabilitet som et kriterium for fastlæggelsen af lønrelationen.

## Litteratur

Broer, Peter, Nick Draper og Frederik Huizinga. The equilibrium rate of unemployment in the Netherlands. CPB memorandum nr.156, 1999.

Castle, Jennifer og David Hendry. The long-run determinants of UK wages 1860-2004. Oxford Department of Economics discussion papers, nr. 409, October 2008.

Hansen, Claus Thustrup, Lars Haagen Pedersen og Torsten Sløk. Danske resultater om sammenhængen mellem marginalsat og løn. Nationaløkonomisk Tidsskrift, 1996.

Werner, Morten. En forhandlingsmodel for løndannelsen. Modelgruppepapir 30. januar 2003.