

Reestimation af lønrelationen, september 2001

Resumé:

Lønrelationen reestimeres over perioden 1951-97. Ved den simple reestimation ses en uheldig udvikling i visse vigtige parametre, hvorfor eventuelle justeringer diskuteres. Det undersøges, om den tyske løn kan have indflydelse på den danske løn på kort sigt, samt om der har været et strukturelt brud i lønrelationen i 1990'erne. Endvidere diskuteres mulighederne for at dæmpe svingningerne i den samlede model via lønrelationen. Det vises, at man, hvis man vil opnå betydelige ændringer i modellens egenskaber ved at lægge bindinger på lønrelationen, skal tage hårdhændede metoder i brug. Papirets endelige forslag er en reestimeret lønrelation med en dummy fra og med 1996 til at fange et niveauskift. Egenskaberne for den reestimerede relation er lig egenskaberne i den tilsvarende relation i April 2000.

AAN06801.WPD

Nøgleord: Lønrelation, reestimation, tysk løn, ledighedsbegrebet og parameterbinding

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

Undersøgelsen af ADAMs stabilitetsegenskaber viser, at svingningerne i modelversionen MAJ98 kan dæmpes væsentligt, hvis man, alt andet lige, foretager små ændringer i tilpasningsparameteren eller langsigtsparameteren til ledigheden i lønrelationen, se *tmk15n99*¹. Ved reestimationen af denne relation til den kommende modelversion kan man håbe, at parameterestimerterne vil bevæge sig i en retning mod koefficienter, der giver en mere stabil model. Alternativt kan man forsøge at tvinge parametrene til at have værdier, der medvirker til at dæmpe modellens svingninger, ved at teste tilpasningsparameteren op eller parameteren til ledigheden ned.

I det følgende præsenteres en reestimeret lønrelation. Derefter undersøges det, om den tyske løn kan have indflydelse på den danske løn på kort sigt, og det undersøges, om der har været et strukturelt brud i lønrelationen i 1990'erne, hvor økonomien har oplevet faldende og lav ledighed samtidig med lavinflation. Endelig undersøges det, om man ved hjælp af parameterrestriktioner kan opnå væsentlige forbedringer i modegenskaberne.

Afsnit 2, afsnit 3 og afsnit 4 kan læses som egentlige reestimationsafsnit. Afsnit 5 kan betragtes som en undersøgelse af muligheden for at opnå forbedringer af modellens samlede egenskaber via lønrelationen, og afsnit 6 konkluderer papiret.

2. Reestimationer

Ligningen, der skal reestimeres, er følgende

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(lna) = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Dlog}(pxn)_{-1/2} + \alpha_2 \cdot \text{Dlog}\left(\frac{pcp}{pxn}\right)_{-1/2} \\ & - \alpha_2 \cdot \text{Dlog}(1 - tss0u)_{-1/2} + \alpha_3 \cdot \text{Dlog}(kqyfnl) \\ & + \alpha_4 \cdot (1/3 \cdot \text{Diff}(bul) + 2/3 \cdot \text{Diff}(bul)_{-1}) \\ & - \alpha \cdot \left(\log\left(\frac{lnak_{-2}}{pyfn_{-2} \cdot kqyfnl_{-2}}\right) - \beta_1 \cdot bul_{-1} - \beta_2 \cdot btyd_{-1} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

<i>lna</i>	Gennemsnitlig timeløn i industrien
<i>lnak</i>	Gennemsnitlig timeløn i industrien inkl. bidrag til sociale ordninger mv.
<i>pxn</i>	Prisen på produktionen i fremstillingsvirksomhed
<i>pcp</i>	Prisen på samlet privatforbrug
<i>tss0u</i>	Gennemsnitlig indkomstskattesats
<i>kqyfnl</i>	Gennemsnitlig timeproduktivitet i fremstillingsvirksomhed
<i>pyfn</i>	BVT-deflator for fremstillingsvirksomhed

¹Tony M. Kristensen "ADAM maj 1998 - analyse af parameterfølsomheder"

bul Arbejdsløshedsprocent
btyd Arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad

Som udgangspunkt foretages der lineære regressioner, og derfor estimeres parametrene $\beta = \beta_1 \cdot \alpha$, $\beta_3 = \beta_2 \cdot \alpha$. I tabel 1 nedenfor ses resultatet af reestimationen fra april 2000 jf. MAR10300². I tabel 2 vises resultaterne af en simpel reestimationen til september 2001, hvor 1997 er medtaget i estimationsperioden. Denne relations forklaringssevne ses i figur 1.

Tabel 1. Lønrelationen reestimeret til ADAM, april 2000

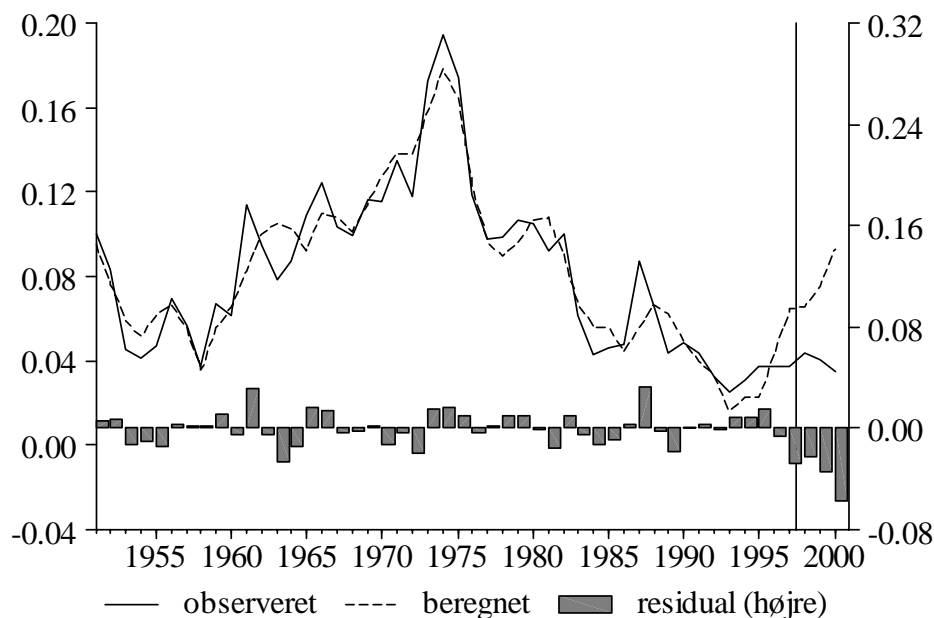
Variabel	ADAM-navn	Parameter	Koefficient	Spredning
Lønstigningstakt	Dlog(<i>lna1</i>)			
Inflation	Dlog(<i>pxn</i>) _{-1/2}	α_1	0.6553	0.0853
Vækst i wedge	Dlog(<i>pcp/(pxn(1-tss0u))</i>) _{-1/2}	α_2	0.2628	0.1027
Vækst i produktivitet	Dlog(<i>kqyfnl</i>)	α_3	0.1285	0.0636
Ændring i ledighed	1/3·Diff(<i>bul</i>)+2/3·Diff(<i>bul</i>) ₋₁	α_4	-1.0605	0.2707
Lønkvote	log(<i>lnak/pyfnl·kqyfnl</i>) ₋₂	α	-0.1993	0.0448
Ledighed	<i>bul</i> ₋₂	β	-0.9614	0.1025
Kompensationsgrad	<i>btyd</i> ₋₂	β_3	0.1171	0.0313
Konstant		α_0	-0.00314	0.0151
Anm.	n = 1951-96	s = 0.013	R ² = 0.91	DW = 1.82

²Martin Rasmussen "Reestimation af lønrelationen, april 2000"

Tabel 2. Lønrelationen reestimeret til ADAM, september 2001

Variabel	ADAM-navn	Parameter	Koefficient	Spredning
Lønstigningstakt	$Dlog(lnal)$			
Inflation	$Dlog(pxn)_{-1/2}$	α_1	0.6232	0.0922
Vækst i wedge	$Dlog(pcp/(pxn(1-tss0u)))_{-1/2}$	α_2	0.2952	0.1111
Vækst i produktivitet	$Dlog(kqyfnl)$	α_3	0.0652	0.0652
Ændring i ledighed	$1/3 \cdot Diff(bul) + 2/3 \cdot Diff(bul)_{-1}$	α_4	-0.9284	0.2872
Lønkvote	$\log(lnak/pyfnl \cdot kqyfnl)_{-2}$	α	-0.1442	0.0444
Ledighed	bul_{-2}	β	-0.9196	0.1106
Kompensationsgrad	$btyd_{-2}$	β_3	0.1182	0.0340
Konstant		α_0	0.0116	0.0160

Anm. n = 1951-97 s = 0.0141 R² = 0.8963 DW = 1.6676

Figur 1. Historisk forklaringssevne for lønrelationen

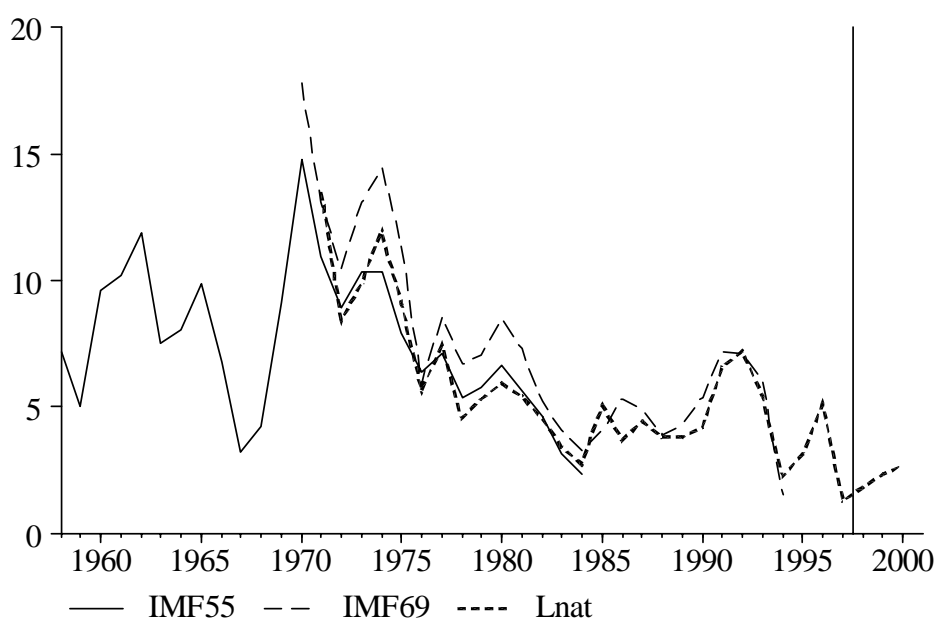
Sammenlignes tabel 1 og tabel 2 ovenfor, ses, at der er visse ændringer i parametrene. Ser man på parameteren for lønkvoten, som er tilpasningshastigheden til langsigtssammenhængen, bemærkes, at denne er faldet fra -0.1993 ved estimationen i april 2000 til -0.1442 ved denne estimation. Dette vil isoleret set gøre lønrelationen langsommere.

På figur 1 ses store residualer efter 1996, hvilket antyder, at lønrelationen overvurderer lønudviklingen. I denne forbindelse er det værd at undersøge, om grunden til dette er, at vi i relationen vurderer den faktiske ledighed for lavt og dermed vurderer lønudviklingen for højt. Man kan derfor overveje at benytte sig af et bredere ledighedsbegreb.

3. Tysk løn

Der har fra flere sider været argumenteret for, at udviklingen i den tyske løn kunne tænkes at påvirke udviklingen i den danske løn på kort sigt. I dette afsnit vil vi prøve at inddrage den tyske løn i lønrelationen. Det skal i denne forbindelse bemærkes, at serien for den tyske løn, *lnat*, i adambk kun går tilbage til 1970, hvor estimationsperioden for lønrelationen normalt går tilbage til 1951. Derfor har vi, i første omgang, estimeret relationen med tysk løn for perioden 1971-1997, hvor vi har benyttet *lnat* fra adambk. I tabel A1 i appendiks ses de estimerede parametre med og uden den tyske løn i relationen. I et forsøg på at udvide estimationsperioden prøver vi at finde nogle serier for den tyske løn, der går længere tilbage end 1970. For at kunne komme tilbage til omkring 1960 benytter vi 1985- og 1999 udgaven af "IMF International financial statistics yearbook". Her har vi fundet serier for den tyske timeløn, som dog ikke er helt sammenlignelige i de to udgaver og som stopper i 1994. Serien fra 1985 udgaven går tilbage til 1955 og benævnes derfor IMF55. Serien fra 1999 udgaven benævnes IMF69. Vækstraterne for de to ovennævnte serier samt *lnat* fra adambk ses i figur 2 nedenfor.

Figur 2. Serier over den tyske løn, vækstrater



I første omgang har vi kædet de to IMF-serier således, at vækstraterne for IMF69 serien bibeholdes, hvorefter lønrelationen estimeres over perioden 1958-1991, hvor de sidste 3 observationer holdes til fremskrivning. Resultatet ses i tabel A2. Dernæst kæder

vi *lnat* og IMF55, der synes at ligne *lnat* mest, og får dermed en serie for den tyske løn i perioden 1955-2000. Lønrelationen estimeret over perioden 1958-97 med udviklingen i den tyske løn i kortsigts dynamikken ses i tabel A3. Det lykkes ikke at finde en signifikant parameter for den tyske løn, og ideen om at have udviklingen i den tyske løn i lønrelationens kortsigtsdynamik opgives indtil videre. Tabel A2 og A3 findes i appendiks.

4. Strukturelt skift

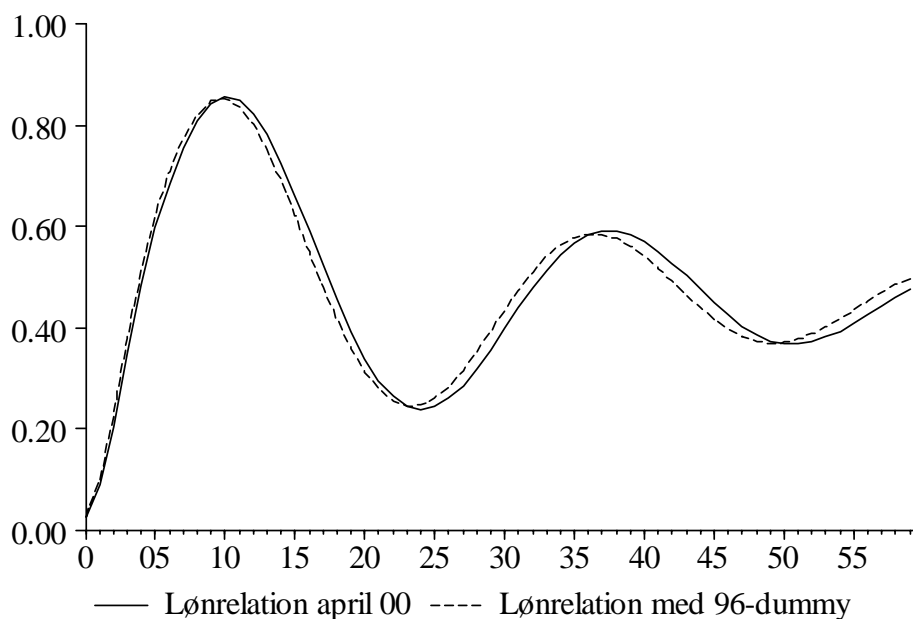
I dette afsnit undersøger vi, om der kan tænkes at have været et strukturelt skift i lønrelationen i 1990'erne. Mistanken om et strukturelt skift skyldes, at der fra omkring 1993 opstår en situation med faldende ledighed og fortsat lav inflation. Det må formodes, at der går et stykke tid før denne ændring slår igennem på lønnen, hvorfor vi forventer, at bruddet først sker et par år senere. Af data i figur 1 ses det, at lønrelationen har en tendens til at overvurdere lønudviklingen efter 1996. Vi forsøger derfor at teste, om der er sket et brud i 1996, hvortil vi benytter et Chow forudsigelsestest. Nulhypotesen i testet er, at parametrene er stabile. Testet måler, om residualkvadratsummen øges mere end forventet, når der inddrages yderligere perioder i estimationen. F-teststørrelsen for et brud i 1996 er 4.23, hvor den kritiske værdi ved et 5 %-signifikansniveau er ca. 3.27. Derfor kan hypotesen om fravær af et strukturelt brud ikke opretholdes. Bruddet prøver vi herefter at niveauekorrigere ved at tilføje en dummy med værdien 0 til og med 1995 og værdien 1 i 1996 og frem. Parametrene i denne relation ses i tabel 3. Når denne medtages i estimationen fås en relation, der egenskabsmæssigt minder meget om lønrelationen i APR00.

Tabel 3. Estimation af lønrelationen med strukturelt skift i 96

Variabel	Koefficient (med dummy) ¹	Spredning	Koefficient (uden dummy) ²	Spredning
Lønstigningstakt				
Inflation	0.6481	0.0866	0.6232	0.0922
Vækst i wedge	0.2331	0.1064	0.2952	0.1111
Vækst i produktivitet	0.0625	0.0608	0.0652	0.0652
Ændring i ledighed	-1.2257	0.2911	-0.9284	0.2872
Lønkvote	-0.2131	0.0491	-0.1442	0.0444
Ledighed	-1.0037	0.1081	-0.9196	0.1106
Kompensationsgrad	0.1236	0.0318	0.1182	0.0340
Dummy	-0.0352	0.0135		
Konstant	0.0039	0.0152	0.0116	0.0160
¹⁾ Anm. n = 1951-97	s = 0.0132	R ² = 0.9120	DW = 1.7909	
²⁾ Anm. n = 1951-97	s = 0.0141	R ² = 0.8963	DW = 1.6676	

Umiddelbart synes reestimationen med dummyen præsenteret i tabel 3 at være et godt bud på en ny lønrelation. Lønmultiplikatoren i varekøbseksperimentet med eksogen rente i APR00, med en lønrelation svarende til lønrelationen præsenteret i tabel 3 indbygget, er vist i figur 3. Bemærk, at dummyen i den endelige PCIM-relation vendes, således at værdien af dummyen kan fremskrives med 0.

Figur 3. Lønmultiplikatorer med og uden strukturelt skift



Af figuren ses det, at tilpasningshastigheden i den samlede model er øget, omend marginalt.

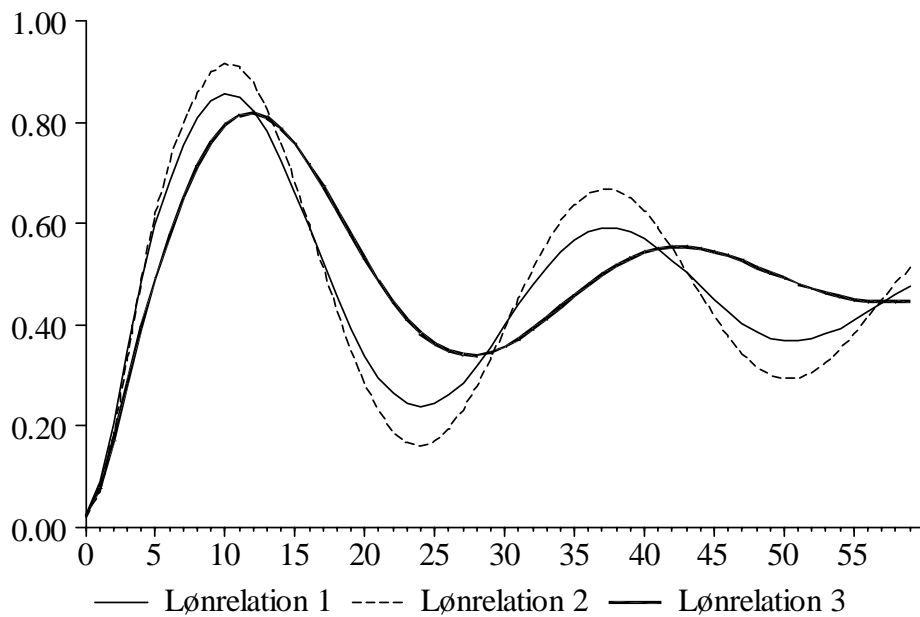
5. Parameterbinding

I dette afsnit gør vi et forsøg på at tvinge nogle af parametrene i lønrelationen til et vist niveau i håb om, at de samlede modelegenskaber dermed forbedres. I dette papir har vi forsøgt at binde parameteren til lønkvoten, α , parameteren til ledigheden, β , og begge parametre samtidig. I praksis hæver vi parameteren indtil hypotesen om, at denne er bundet til dette faste niveau, ikke kan godkendes ved et F-test. Resultaterne ses i tabel A4 i appendiks. I søjle 2 i denne tabel har vi anført, i hvilken retning vi ønsker parametrene skal gå, numerisk set.

Vi forsøger først at hæve parameteren, α , for tilpasningshastigheden, da det hovedsagelig er den, vi ønsker at få bragt op. Desværre sker der det, at β , som er en anden vigtig parameter, også stiger. Herudover ændrer de andre parametre sig i både positiv og negativ retning. Grundet ovenstående erfaring forsøger vi nu at sænke β . Desværre erfarer vi at α stiger.

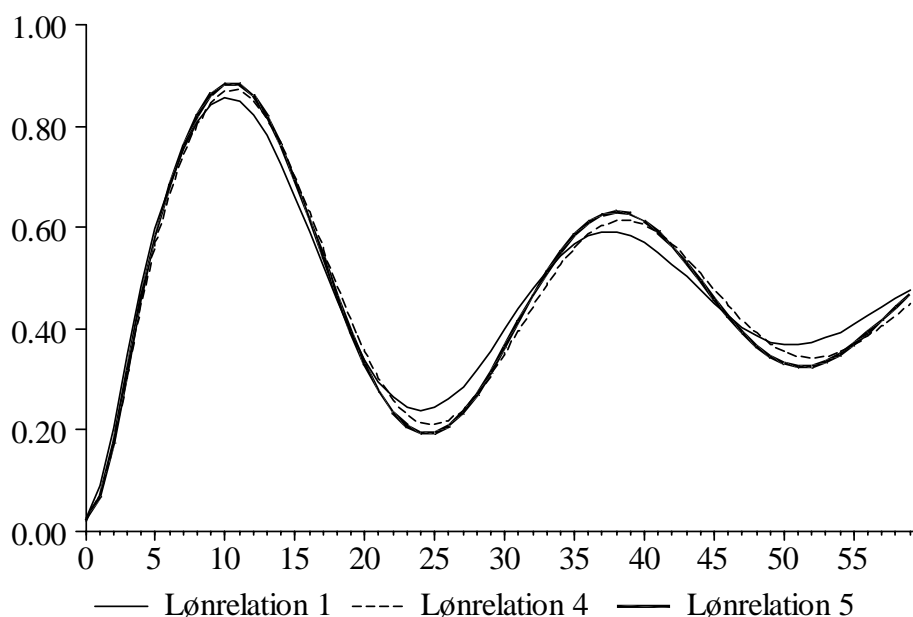
Vi har altså nu fundet ud af, at hives den ene vigtige parameter i den rigtige retning, trækkes den anden vigtige parameter tilsvarende i den forkerte retning. Inspireret af dette, forsøger vi nu simultant at trække begge i den rigtige retning, hvilket har den effekt, at mange af de andre parametre går i den forkerte retning. Det viser sig, at den negative effekt på de andre parametre er så stor, at de samlede modelegenskaber faktisk ikke forbedres. Dette kan ses i figur 4 og figur 5, hvor vi, med parametrene fra tabel A4, har udført samme varekøbseksperiment som ovenfor.

Figur 4. Lønmultiplikatorer med lønrelationer fra tabel A4



Af figur 4 ses det, at en forøgelse af parameteren til lønkvoten, α , medfører større og hurtigere svingninger; mens tilpasningshastigheden falder. Modsætningsvis gøres svingningerne mindre, når parameteren til ledigheden tvinges ned. I figur 5 forsøger vi at fastholde α på niveauet fra lønrelationen fra april 00; mens β fastholdes på niveauet fra den frie estimation. Dette giver lidt dårligere tilpasningshastighed og lidt større udsving.

Figur 5. Lønmultiplikatorer med lønrelationerne fra tabel A4



Indtil dette punkt har der været arbejdet med lineære regressioner. I disse er det vanskeligt at pålægge specielt parameteren til ledigheden direkte restriktioner, idet denne parameter i den lineære regression er sammensat af parameteren til ledigheden og tilpasningshastigheden. Vi estimerer derfor ikke-lineært direkte på ligning (1) og forsøger at binde den strukturelle ledighedsparameter. Ved fri estimation fås et estimat på $\beta_1 = -6.3756$. Denne kan testes ned til $\beta_1 = -4.55$. Lønrelationens parametre med denne binding af β_1 ses i sidste søjle af tabel A4. Som det fremgår af figur 5, giver dette heller ikke nogen mærkbar forbedring af de samlede modelegenskaber. Indtil nu må vi konkludere, at ingen af vores forsøg på at få forbedret de samlede modelegenskaber via bindinger på lønrelationens parametre har båret frugt.

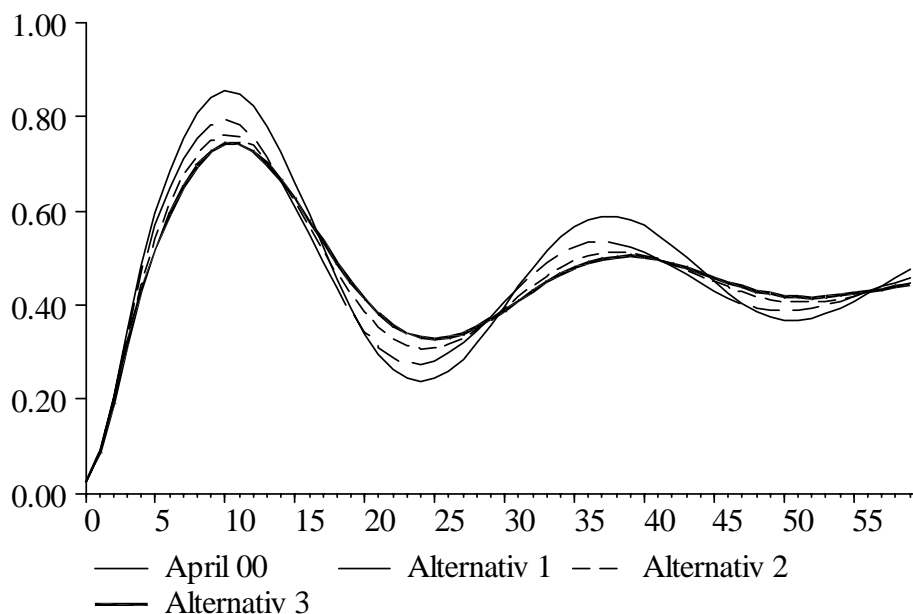
Vi prøver endelig at teste, om det kan accepteres at binde alle parametrene til værdierne fra relationen i APR00. Vi får en F-teststørrelse på 1.24, hvor den kritiske værdi for testet, på et 5% signifikansniveau, er 2.18. Hypotesen godkendes altså med en rimelig stor margin. Derefter prøver vi at binde alle parametre på nær β . α tester vi op indtil vi får en teststørrelse nær 2.18. For 3 værdier af α , har vi fået følgende 3 alternative lønrelationer, hvor alle andre parametre holdes på niveauet fra lønrelationen fra april 00.

Alternativ 1:	$\alpha = -0.25$	$\beta = -0.9614$
Alternativ 2:	$\alpha = -0.22$	$\beta = -0.875$
Alternativ 3:	$\alpha = -0.2$	$\beta = -0.82$

Varekøbseksperimentet med disse lønrelationer ses i figur 6. Da α og β trækkes i den rigtige retning, mens alt andet holdes status quo, får vi, ganske som ventet, en forbedring af de samlede modelegenskaber. Det skal dog pointeres, at disse parametre giver en lønrelation, der ligger på grænsen af det statistisk acceptable. Som det ses af figuren

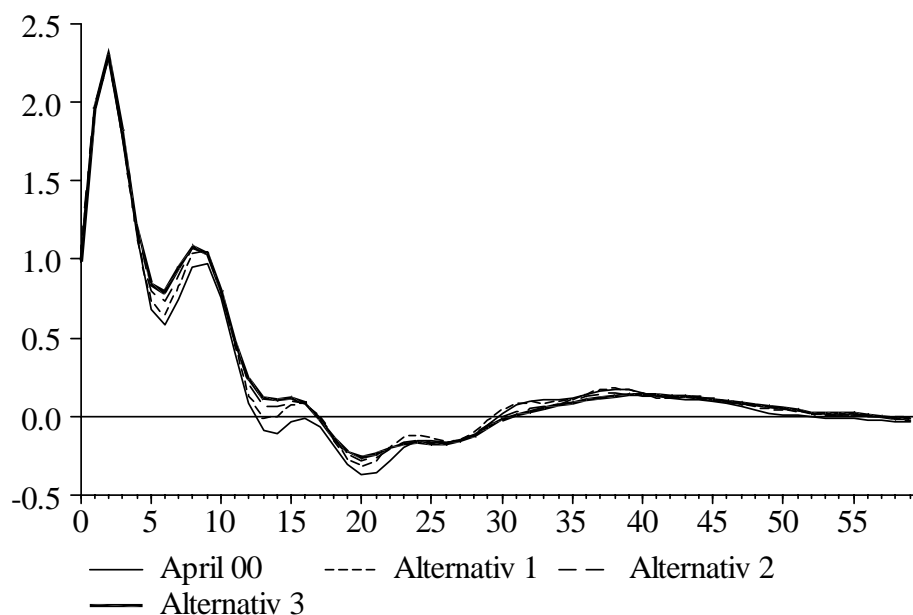
giver større værdier af α større og hurtigere svingninger, mens lave β værdier giver mindre og langsommere svingninger.

Figur 6. Lønmultiplikatorer for de 3 alternative lønrelationer



Vi har herudover gennemført varekøbseksperimentet med endogeniseret rente. Multiplikatorerne for beskæftigelsen vises i figur 7.

Figur 7. Beskæftigelsesmultiplikatorer med de 3 alternative lønrelationer



Resultaterne i dette afsnit viser, at mulighederne for at opnå mindre svingninger og hurtigere tilpasning i den samlede model ved at pålægge lønrelationen bindinger er

begrænsede. Dette skyldes, at egentlige forbedringer først opnås, når radikale metoder tages i brug.

6. Konklusion

Vi foreslår, at vi anvender den i afsnit 4 beskrevne lønrelationen, der estimeres frit med en dummy til at fange det strukturelle brud i 1996, som lønrelation i den kommende modelversion, september 2001. Det er vores umiddelbare indtryk, at de metoder, der skal til for at opnå væsentlige ændringer i modellens egenskaber via lønrelationen, er for hårdhændede til at kunne anvendes. Afslutningsvis anbefaler vi, at ledighedsbegrebet gås efter i sømmene, evt. med henblik på en bredere definition af ledigheden.

Appendiks

Tabel A1. Estimation af lønrelationen for perioden 1971-97

Variabel	Koefficient (med tysk løn) ¹	Spredning	Koefficient (uden tysk løn) ²	Spredning
Lønstigningstakt				
Inflation	0.6197	0.2187	0.5563	0.2066
Vækst i wedge	0.3328	0.2989	0.2380	0.2793
Vækst i produktivitet	0.0335	0.0834	0.0042	0.0776
Ændring i ledighed	-0.7224	0.4535	-0.8668	0.4235
Lønkvote	-0.1337	0.1142	-0.1054	0.1095
Ledighed	-0.8161	0.2324	-0.9738	0.1556
Kompensationsgrad	0.1079	0.0905	0.0710	0.0807
Tysk løn	0.2031	0.2214		
Konstant	0.0016	0.0996	0.0600	0.0761
¹⁾ Anm. n = 1971-97	s = 0.0148	R ² = 0.9341	DW = 1.5668	
²⁾ Anm. n = 1971-97	s = 0.0148	R ² = 0.9310	DW = 1.6135	

Tabel A2. Estimation af lønrelationen for perioden 1958-91

Variabel	Koefficient (med tysk løn) ¹	Spredning	Koefficient (uden tysk løn) ²	Spredning
Lønstigningstakt				
Inflation	0.6300	0.1099	0.6091	0.1067
Vækst i wedge	0.0810	0.1595	0.1501	0.1377
Vækst i produktivitet	0.0608	0.1167	0.0691	0.1158
Ændring i ledighed	-1.7388	0.5740	-1.3778	0.3847
Lønkvote	-0.1826	0.0770	-0.1673	0.0744
Ledighed	-1.0965	0.1928	-0.9768	0.1313
Kompensationsgrad	0.1459	0.0438	0.1267	0.0375
Tysk løn	-0.1413	0.1660		
Konstant	0.0164	0.0251	0.0115	0.0243
¹⁾ Anm. n = 1958-91	s = 0.0145	R ² = 0.8944	DW = 1.9448	
²⁾ Anm. n = 1958-97	s = 0.0145	R ² = 0.8913	DW = 1.8978	

Tabel A3. Estimation af lønrelationen for perioden 1958-97

Variabel	Koefficient (med tysk løn) ¹	Spredning	Koefficient (uden tysk løn) ²	Spredning
Lønstigningstakt				
Inflation	0.5604	0.1053	0.5512	0.1028
Vækst i wedge	0.1985	0.1492	0.1646	0.1335
Vækst i produktivitet	0.0638	0.0737	0.0542	0.0707
Ændring i ledighed	-0.9288	0.3583	-1.0110	0.3199
Lønkvote	-0.0927	0.0562	-0.0922	0.0556
Ledighed	-0.8171	0.1520	-0.8659	0.1201
Kompensationsgrad	0.1078	0.0389	0.1129	0.0372
Tysk løn	0.0712	0.1333		
Konstant	0.0217	0.0242	0.0280	0.0209
¹) Anm. n = 1958-97	s = 0.0148	R ² = 0.9021	DW = 1.7233	
²) Anm. n = 1958-97	s = 0.0146	R ² = 0.9012	DW = 1.7302	

Tabel A4. Estimation med parameterbinding

Binding		relation 1 frit estimeret	relation 2 $\alpha = -0.23$	relation 3 $\beta = -0.7$	relation 4 $\alpha = -0.2$ $\beta = -0.92$	relation 5 $\beta_1 = -4.55$
Inflation	ned	0.623	0.664	0.663	0.713	0.704
Vækst i wedge	op	0.295	0.292	0.357	0.347	0.333
Vækst i produktivitet	op	0.065	0.055	0.111	0.094	0.084
Ændring i ledighed	op	-0.928	-0.825	-0.945	-0.808	-0.807
Lønkvote	op	-0.144	-0.230	-0.082	-0.200	-0.212
Ledighed	ned	-0.920	-1.071	-0.700	-0.920	-0.965
Kompensationsgrad	op	0.118	0.112	0.098	0.093	0.097
Konstant		0.012	0.008	0.016	0.010	0.009
¹) Anm. n = 1951-97		s = 0.0141	R ² = 0.8963	DW = 1.6676		
²) Anm. n = 1951-97		s = 0.0146	R ² = 0.8864	DW = 1.5678		
³) Anm. n = 1951-97		s = 0.0146	R ² = 0.8858	DW = 1.5796		
⁴) Anm. n = 1951-97		s = 0.0143	R ² = 0.8879	DW = 1.5827		
⁵) Anm. n = 1951-97		s = 0.0145	R ² = 0.8876	DW = 1.5788		