

Arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger, registreret ledighed og lønrelationen i ADAM

Resumé:

ADAMs lønrelation overvurderer lønudviklingen sidst i 1990'erne. Dette skyldes primært den lave ledighed. I 1990'erne er der indført en række arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger, der påvirker opførelsen af den registrerede ledighed. I dette papir præsenteres en lønrelation, der estimeres på en ledighedsgrad korrigeret for påvirkningen fra de arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger. Endvidere diskuteres muligheden for at modellere aktiveringsomfanget.

MOW23102.WPD

Nøgleord: lønrelationen, arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger, registreret ledighed

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

Lønrelationen i ADAM har gennem 1990'erne overvurderet vækstraten i den nominelle løn. I dette papir undersøges det, om det ledighedsbegreb, der anvendes i lønrelationen, bør ændres som følge af den mere udstrakte brug af aktive arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger siden 1994.

I dette følgende gives i afsnit 2 en beskrivelse af, hvordan arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger påvirker opgørelsen af den registrerede ledighed. Afsnit 3 præsenterer en alternativ opgørelse af ledighedsgraden, og data for personer i arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger præsenteres i afsnit 4. I afsnit 5 vises resultaterne fra en estimation af lønrelationen, hvor det nye ledighedsbegreb anvendes. Endelig diskuterer afsnit 6, hvordan antallet af deltagere i arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger kan modelleres.

2. Arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger og den registrerede ledighed

I ADAM afhænger udviklingen i den nominelle løn, lna , negativt af udviklingen i ledighedsgraden, bul , hvor bul er bestemt som

$$bul = \frac{Ul}{Uw} = \frac{Ul}{Ua - Qs} \quad (1)$$

Ul er det gennemsnitlige antal registrerede ledige, som opgjort i eksempelvis SE "Arbejdsmarked, arbejdsløsheden året 2000", Ua er arbejdsstyrken, der i ADAM bestemmes som $Ua = Q + Ul$, hvor Q er beskæftigede personer i Nationalregnskabet. Endelig er Qs antal selvstændige, og Uw er udbud af arbejdskraft.

De arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger, der indførtes i 1994, kan inddeles i 5 hovedkategorier: *støttet beskæftigelse, orlov, uddannelse, tilbagetrækning og andet*¹. Disse kategorier påvirker hver især den registrerede ledighed, der opgøres i Statistiske Efterretninger.² Af disse er støttet beskæftigelse og uddannelse at betragte som egentlige aktiveringsordninger. Aktiveringsordningerne omfatter både dagpengemodtagere og kontanthjælpsmodtagere.

Personer, der aktiveres i støttet beskæftigelse, optræder ikke i ledighedsstatistikken, således at tælleren i (1) mindskes, når antallet af personer i støttet beskæftigelse øges. Nævneren påvirkes ikke, idet beskæftigelsen, Q , øges svarende til faldet i Ul .

¹Gruppen andet dækker over integrationsuddannelse, der først er indført i år 2000 og anden aktivering. samlet udgør denne gruppe godt 3 pct. af det gennemsnitlige antal deltagere i arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger i år 2000.

²Jf. Statistiske Efterretninger "Arbejdsmarked, Arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger 2000" og "Arbejdsmarked, Arbejdsløsheden november 2001".

Aktiverede i uddannelse påvirker *bul* i nedadgående retning, idet personer aktiveret i uddannelse ikke regnes som ledige, hvilket medfører, at både tæller og nævner i (1) reduceres, når ledige aktiveres i uddannelse. Personer, der deltager i uddannelse med dagpenge, regnes for arbejdsløse og er ikke opgjort i de arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger.

Orlovs personer påvirker den registrerede ledighed forskelligt afhængigt af, om der er tale om orlov fra ledighed eller fra beskæftigelse. Orlov fra ledighed påvirker både registreret ledighed og arbejdsstyrken i nedadgående retning. I (1) påvirkes således både tæller og nævner. Personer på orlov fra beskæftigelse regnes fortsat som beskæftigede og med i arbejdsstyrken. Effekten af personer på orlov fra beskæftigelse på den registrerede ledighed afhænger derfor af, om stillingen genbesættes i orlovsperioden.

Personer i tilbagetrækningsordninger forlader arbejdsstyrken. Påvirkningen af *bul* afhænger derfor af om tilbagetrækningen sker fra beskæftigelse eller ledighed. Tilbagetrækning fra ledighed vil reducere ledighedsgraden. Mens virkningen af tilbagetrækning fra beskæftigelse afhænger af, om stillingen genbesættes med en ledig.

Fra og med 1994 kan et ledighedsforløb opdeles i en dagpengeperiode, i hvilket den arbejdsløse forsørges passivt, og en aktiv periode, i hvilke den ledige aktiveres i støttet beskæftigelse eller uddannelse. I aktivperioden genoptjenes ikke ret til dagpenge. Fra 1994 er dagpengeperioden af flere omgange reduceret. Således var denne 4 år i 1994, pr. 31.12.1997 reduceredes den til 3 år, pr. 31.12.1998 til 2 år og per 31.12.1999 gradvist til 1 år pr. 31.12.2000.

Før 1994 var aktiveringen i AF-regi primært rettet mod at give langtidsledige, der var i fare for at miste retten til dagpenge som følge af 26 ugersreglen, mulighed for at genoptjene dagpengere. Aktivering med en varighed på 9 måneder³ blev da tilbudt i to omgange efter 2 års ledighed og 2 år efter afslutningen af første aktivering. Aktiveringen fandt sted i form af et arbejds- eller uddannelses tilbud. Ordningerne påvirker den registrerede ledighed som støttet beskæftigelse fra 1978. Aktivering via uddannelse og iværksættelse påvirker den registrerede ledighed som uddannelse henholdsvis støttet beskæftigelse fra 1985.

Den kommunale aktivering før 1994 kan opdeles i *igangsætningsydelse* (startet i 1989), *løntilskud og maskintimer*, *beskæftigelsesprojekter*, *produktionsskoler*, *kommunale kurser* og *erhvervsforberedende kurser*. Heraf er de tre førstnævnte i det følgende regnet som støttet beskæftigelse, mens de tre sidstnævnte betragtes som uddannelsesforanstaltninger.

³dog 7 måneder, hvis aktiveringen fandt sted i offentligt regi.

3. En alternativ ledighedsgrad i løndannelsen

Spørgsmålet er nu, om *bul* som formuleret i (1) kan betragtes som et passende ledighedsbegreb i forhold til løndannelsen i lyset af påvirkningen fra de arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger.

Orlov og tilbagetrækning er begge frivillige ordninger, og der ses derfor bort fra disse. Bemærk dog, at efterlønnere har mulighed for at arbejde 200 timer om året, så man kan argumentere for, at der bør tages højde for efterlønnere i arbejdsudbuddet. *Andet* er en lille gruppe, som der ses bort fra.

For at se på aktiveringsordningernes påvirkning af løndannelsen beskrives først, hvordan man kunne forestille sig, at lønnen og ledigheden dannes. I tilfældet, hvor lønnen forhandles mellem arbejdsgiver og lønmodtager.

Betragtes en noget simplificeret løn- og ledighedsdannelse sekventielt, kunne man tænke på processen som:

1. Personer i den arbejdsdygtige alder beslutter om de ønsker at udbyde arbejdskraft. Det vil sige deltagelse i arbejdsstyrken eller ej. For senere at opnå status som aktiveret skal en person optræde i arbejdsstyrke⁴
2. Virksomheder beslutter efterspørgslen efter arbejdskraft som funktion af lønomkostningerne
3. Lønnen forhandles, og faktisk arbejdskraftefterspørgsels- og beskæftigelsesniveau fastlægges. Efterspørgslen er mindre end udbuddet, idet forhandlingerne genererer et vist ledighedsniveau, når der findes et dagpengesystem
4. Der trækkes lod blandt arbejdskraftudbydere om status som beskæftiget henholdsvis arbejdsløs
5. Der trækkes lod blandt arbejdsløse om status som aktiveret henholdsvis passivt forsørget
6. Den registrerede ledighed og samlede beskæftigelse bestemmes

I den illustrerede sekvens er den ledighed, der er interessant for løndannelsen, ledigheden før personer placeres i aktiverende foranstaltninger.

I ADAM er udbuddet af arbejdskraft, Uw , defineret som $Ua - Qs = Q + Ul - Qs$. Det vil sige, som beskæftigelsen plus den registrerede ledighed minus selvstændige.

Man kan ligeledes fortolke Q som arbejdskraftefterspørgslen som følge af at virksomhederne bestemmer beskæftigelsen. $Q - Qs$ kan, idet det antages at

⁴Dette følger af, at et væsentligt kriterie for alle modtagere af arbejdsløshedsdagpenge og de aktiverede kontanthjæpsmodtager er forpligtigheden til at stå til rådighed for arbejdsmarkedet.

selvstændige efterspørger sig selv, dermed fortolkes som arbejdskraftefterspørgslen i 2.

ADAMs beskæftigelsesvariabel, Q , er datamæssigt dannet som summen af erhvervenes beskæftigelse fra NR. NRs beskæftigelse tager udgangspunkt i RAS-beskæftigelsen⁵, i hvilke støttet beskæftigelse er indeholdt. NR beskæftigelse indeholder således også personer i støttet beskæftigelse. Tilsvarende er den registrerede ledighed, Ul , ekskl. aktiverede, idet personer i støttet beskæftigelse regnes som beskæftigede, mens aktiverede i uddannelsen ikke medregnes i arbejdsstyrken.

På baggrund af ovenstående kan man argumentere for:

- Udbuddet af arbejdskraft, Uw , er for lavt i forhold til udbuddet i 1), idet personer, der udbyder arbejdskraft uden at opnå beskæftigelse og som derefter aktiveres i uddannelse ikke registreres som arbejdskraftudbydere
- Efterspørgslen efter arbejdskraft i 2) overvurderes af Q , idet personer, der udbyder arbejdskraft uden at opnå ordinær beskæftigelse, og som senere aktiveres i støttet beskæftigelse, regnes som efterspurgt arbejdskraft

For at beskrive ledigheden før aktiveringen træder i kraft, det vil sige ledigheden dannet i punkt 4) ovenfor, skal der introduceres et nyt arbejdskraftudbud, der tager hensyn til, at personer aktiveret i uddannelse initialt var arbejdskraftudbydere, det vil sige

$$Uwq = Ua - Qs + Uuf \quad (2)$$

hvor Uuf er personer aktiveret i uddannelse. Ligeledes må der introduceres et nyt arbejdskraftefterspørgselsbegreb, der kan betegnes som arbejdskraftefterspørgslen i punkt 2 ovenfor

$$Q_{ordinær} = Q - Qs - Qmf \quad (3)$$

hvor Qmf er personer i støttet beskæftigelse. Derefter kan bruttoledigheden, der dannes i punkt 4), bestemmes som

$$Ulq = Uwq - Q_{ordinær} = (Q + Ul + Uuf - Qs) - (Q - Qs - Qmf) = Ul + Uuf + Qmf \quad (4)$$

Den ledighedsgrad, der spiller en rolle i punkt 3) kan endelig skrives:

⁵NR beskæftigelsen findes ved at korrigere RAS-beskæftigelsen for lønmodtagere på orlov, beskæftigede under 15, sort økonomi, en justering for gennemsnitsberegningen af RAS og endelig nogle yderligere definitionstilpasninger.

$$bulq = \frac{Ulq}{Uwq} = \frac{Ul + Qmfl + Uuf}{Uw + Uuf} \quad (5)$$

Endvidere kan aktiveringsomfanget bestemmes i punkt 5) givet Ulq^6 og de regler, der er gældende for aktivering. Det vil sige

$$Qmfl + Uuf = f(Ulq, regler) \quad (6)$$

Fordelingen af aktiverede på støttet beskæftigelse og uddannelse må formodes at afhænge af regler og praksis.

4. Personer i arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger

Antal personer i aktiverende foranstaltninger er opgjort i AMFORA-statistikken for perioden 1990 til 2000, dog er det kun AF-foranstaltninger, der opgøres i 1992 og 1993 (jeg har dog et eller andet sted fundet nogle tal, hvor 35.000 kommunalt aktiverede er tillagt). Finansministeriet 1997⁷, FM1997, opgør aktiveringsomfanget for perioden 1978 til 1996.

I opstillingen af tidsserier for omfanget af aktivering i beskæftigelse og uddannelse til ADAM anvendes data fra AMFORA statistikken i perioden fra og med 1994, mens FM1997 danner grundlag for serierne i perioden 1978 til 1993.

FM1997-serien for kommunalt aktiverede splittes på personer i støttet beskæftigelse og personer aktiveret i uddannelse ved hjælp af fordelingen i AMFORA statistikken 1990 data. Tilsvarende splittes personer i kommunal aktivering i 1992 og 1993 ved hjælp af fordelingen i 1991.⁸

Der er databrud i serien for kommunalt aktiverede i 1994. Bruddet skyldes, at den mindste tidsenhed i omregningen til helårspersoner i kommunal aktivering før 1994 er måneder, mens omregningen vedrørende AF-aktiverede og kommunalt aktiverede fra og med 1994 baseres på start og slutdatoer for deltagelse. Dette fører til, at antal deltagere i kommunal aktivering overvurderes før 1994. Databruddet korrigeres med en korrektionsfaktor på 0,7 på baggrund af oplysning-

⁶I virkeligheden aktiveres personer med lange ledighedsperioder først, således at aktiverings sandsyligheden for en person afhænger af personens ledighedsgrad. Dette betyder, at aktiveringsomfanget ikke afhænger af den gennemsnitlige ledighed, men af omfanget af ledighed med længere varighed end dagpengeperioden

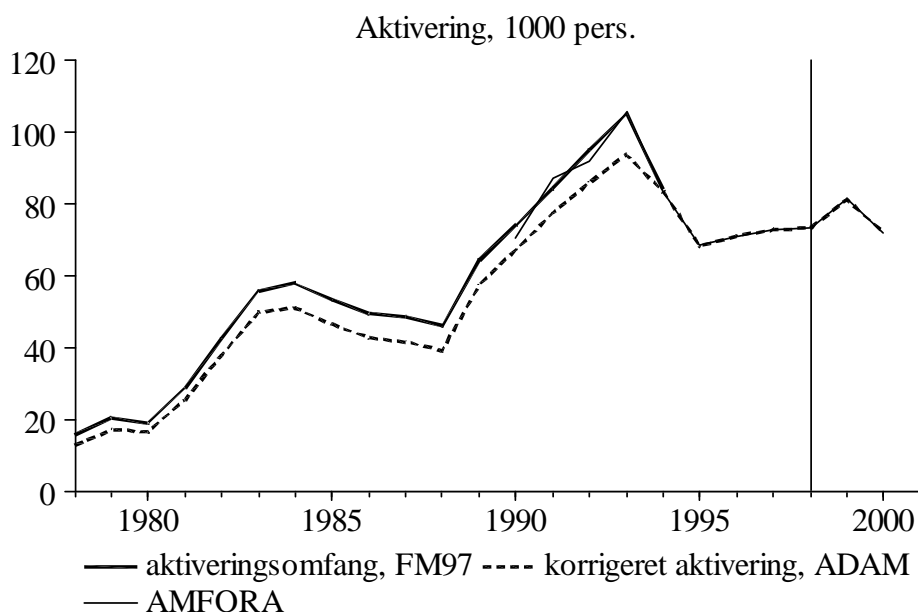
⁷Finansministeriet 1997, Danmark som foregangsland, Indkomstoverførsler - færre på passiv forsørgelse.

⁸Kommunalt aktiverede i støttet beskæftigelse i AMFORA statistikken antages at være grupperne *igangsætningsydelse*, *løntilskud* og *beskæftigelsesprojekter*, mens de kommunalt aktiverede i uddannelse er *produktionsskoler*, *kommunale kurser* og *erhvervsforberedende kurser*.

ger i FM1997. Denne faktor kan ikke betragtes som helt uændret over tid, dermed begås der altså en fejl i skønnet af omfanget af kommunalaktivering.

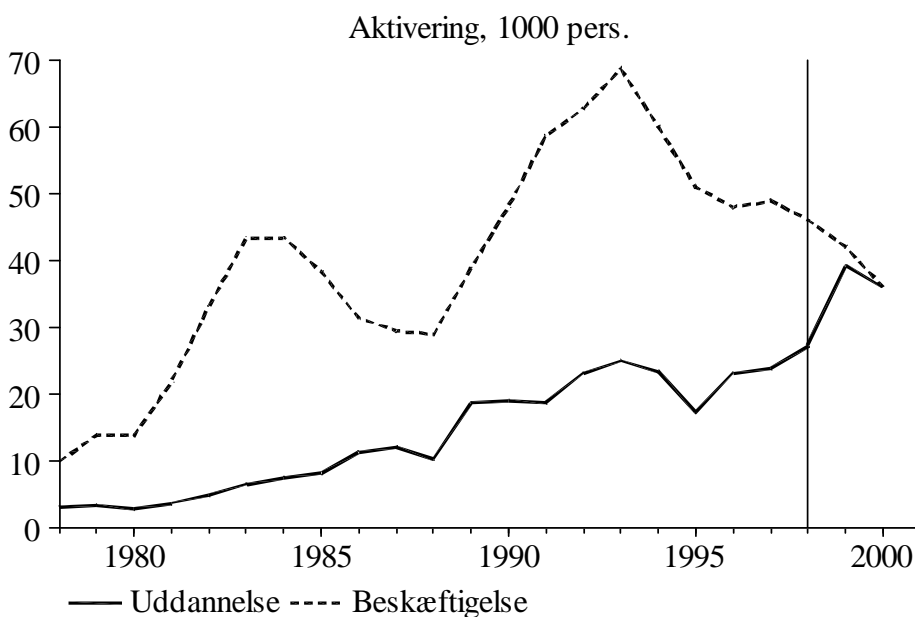
I figur 1 er det samlede aktiveringsomfang, som opgjort i FM1997, AMFORA og til ADAM, vist.

Figur 1.



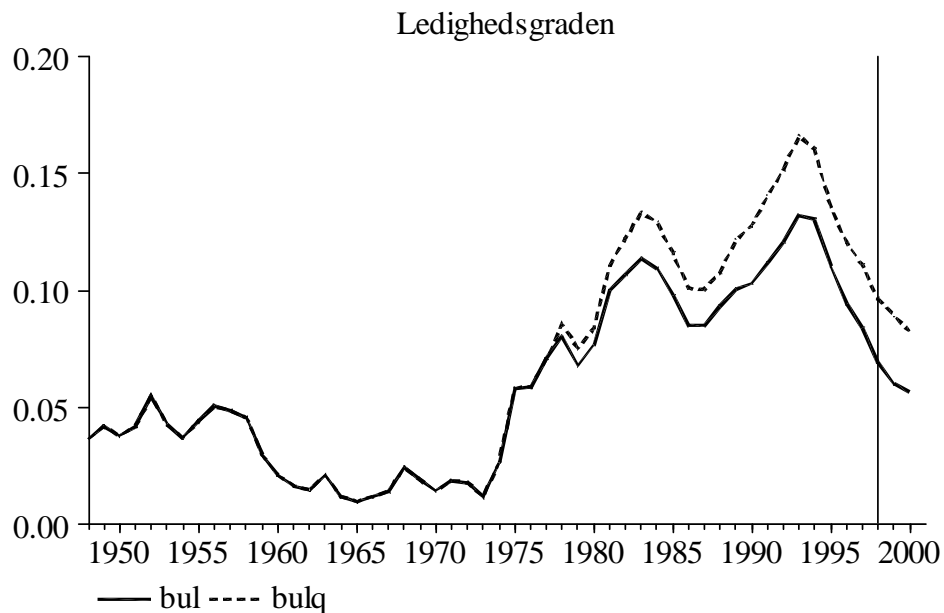
I figur 2 er opdelingen på aktiverede i beskæftigelse og uddannelse vist

Figur 2.



Endelig vises forløbet af den korrigerede ledighedsgrad, bestemt som i ligning (4), i figur 3. Bemærk, at *bulq* før 1990 og i 1992 / 1993 afhænger af ad hoc opsplitningen på støttet beskæftigelse og uddannelse for kommunalt aktiverede.

Figur 3.



Sammenfattende bemærkes, at mens der findes sunde tal for omfanget af aktiveringen og opsplitningen af aktiverede på støttet beskæftigelse og uddannelse i perioden fra og med 1994, så er perioden før 1994 dårligere dækket og tallet må betragtes med en vis skepsis. Specielt kan brudkorrektionsfaktoren ikke betragtes som fast, og splittet af kommunalt aktiverede på støttet beskæftigelse og uddannelse er ad hoc

5. Reestimation af lønrelationen

I dette afsnit præsenteres en reestimation af ADAMs lønrelation, hvor 1998 medtages i estimationsperioden, og hvor *bulq* introduceres som løndrivende ledighedsbegreb.

Relationen, der estimeres, er den sædvanlige

$$\begin{aligned}
 D\log(\ln a) + D\log\left(\frac{\ln ap}{\ln a}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D\log(\text{pxn})_{-1/2} + \alpha_2 \cdot D\log\left(\frac{\text{pcp}}{\text{pxn}}\right)_{-1/2} \\
 & - \alpha_2 \cdot D\log(1 - \text{tss0u})_{-1/2} + \alpha_3 \cdot D\log(\text{kqyfnl}) \\
 & + \alpha_4 \cdot (1/3 \cdot \text{Diff}(\text{bul}) + 2/3 \cdot \text{Diff}(\text{bul})_{-1}) \\
 & - \alpha \cdot \left(\log\left(\frac{\ln ak_{-2}}{\text{pyfn}_{-2} \cdot \text{kqyfnl}_{-2}}\right) - \beta_1 \cdot \text{bul}_{-1} - \beta_2 \cdot \text{btyd}_{-1} \right)
 \end{aligned} \tag{7}$$

dog er dummy'en *dum96* vendt, så denne antager værdien 1 i perioden 1951 til 1995 og værdien 0 ellers, og *bul* erstattes i den ene estimation af *bulq*.

På langt sigt beskriver (7) lønnens andel af bruttoværditilvæksten givet som $\ln ak \cdot Q_n / pyfn \cdot fYfn$, hvor Q_n er beskæftigelsen i fremstillingserhverv, og $fYfn$ og $pyfn$ er bruttoværditilvæksten i fremstillingserhverv henholdsvis deflatoren for denne. Bemærk, at beskæftigelsesvariablen Q_n indeholder personer i støttet beskæftigelse i fremstillingserhvervene. Det er i skrivende stund ikke klarlagt, hvordan personer i støttet beskæftigelse påvirker variablerne i lønkvoten. Indtilvidere ses der bort fra problemet.

Resultaterne fra reestimationen er præsenteret i tabel 1.

Tabel 1. Estimation af lønrelationen med strukturelt skift i 96

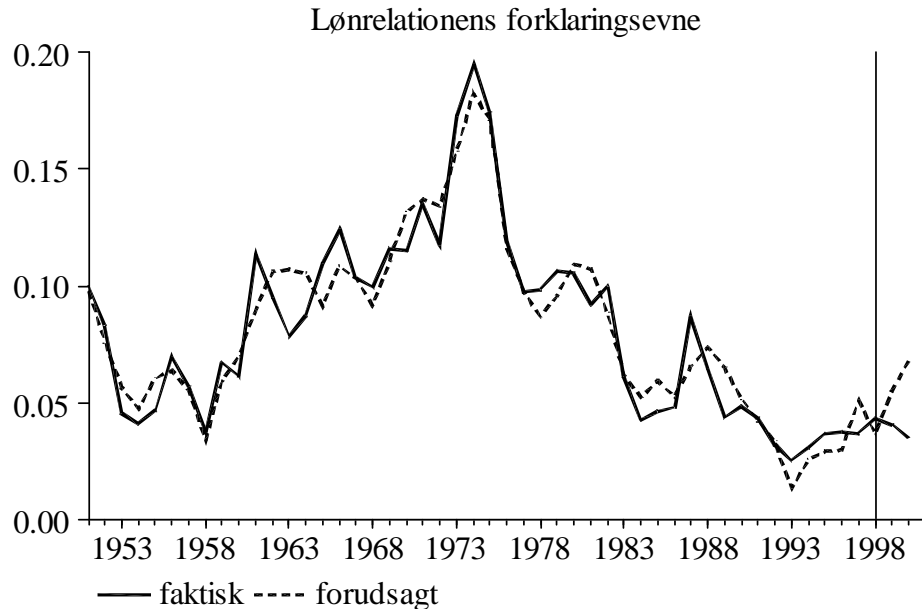
Variabel	Koefficient (med <i>bul</i>) ¹	Spredning	Koefficient (med <i>bulq</i>) ²	Spredning
Lønstigningstakt				
Inflation	0.6168	0.0853	0.6518	0.0849
Vækst i wedge	0.2355	0.1045	0.2343	0.1036
Vækst i produktivitet	0.0606	0.0594	0.0726	0.0586
Ændring i ledighed	-1.2183	0.2855	-1.0497	0.2493
Lønkvote	-0.2126	0.0485	-0.2882	0.0546
Ledighed	-1.0048	0.1067	-0.8951	0.0964
Kompensationsgrad	0.1237	0.0314	0.1294	0.0310
Dummy	0.0338	0.0116	0.0363	0.0115
Konstant	-0.0230	0.0207	-0.0487	0.0210
<hr/>				
¹⁾ Anm. n = 1951-98	s = 0.0066	R ² = 0.9136	DW = 1.8147	
²⁾ Anm. n = 1951-98	s = 0.0065	R ² = 0.9152	DW = 1.8742	

Først kan det nævnes, at inddragelsen af 1998 data i estimationen af lønrelationen ikke ændre parameterestimaterne (søjle 1) i forhold til reestimationen i AAN + MOW 6. august 2001.

Sammenlignes estimationerne med *bul* henholdsvis *bulq* som løndrivende ledighedsbegreb, ses det, at tilpasningshastigheden øges fra 0,21 til 0,29, og den strukturelle parameter til kompensationsgraden i niveaudelen af relationen falder fra 0,58 til 0,44, når *bulq* anvendes i stedet for *bul*. Parametrene til ledigheden falder, hvilket skyldes at niveauet for *bulq* er højere end for *bul*. De øvrige parametre er stort set uændret.

Relationens forklaringssevne er vist i figur 4

Figur 4.



Det skal nævnes, at dummyen, *dum96*, fortsat spiller en vigtig rolle i relationen. Dummyen sikrer således, at lønrelationen ikke løber af sporet sidst i estimationsperioden. Det ses, at relationen fortsat har dårlige fremskrivningsmæssige egenskaber, idet lønvækstraten overvurderes. Dette skyldes primært, at det korrigerede ledighedsbegreb ligesom *bul* falder i 1999 og 2000, mens lønnens vækstrate ikke øges.

Samlet konkluderes det, at introduktionen af de arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger i den løndrivende ledighed ikke redder lønrelationens fremskrivningsegenskaber, men der opnås hurtigere tilpasning af lønnen.

6. Modellering af aktiveringen

I dette afsnit gives et første bud på, hvordan man kunne modellere aktiveringsomfanget. Som det fremgår af afsnit 4, er omfanget af personer i aktivering afhængig dels af konjunktoren repræsenteret ved ledigheden og dels af de gældende aktiveringsregler. Konjunkturafhængighed betyder, at antallet af aktiverede bør modelleres. Det vælges at modellere det samlede aktiveringsniveau, mens fordelingen af aktiverede på støttet beskæftigelse og uddannelse foretages med en eksogen andel.

Ledigheden bør (jf afsnit 3) repræsenteres af ledigheden før aktivering, *Ulq*, der er uafhængig af aktiveringsomfanget, så længe beslutningen om deltagelse på arbejdsmarkedet og arbejdskraftefterspørgslen er uafhængige af aktiveringspolitikken. Der forventes en positiv parameter til *Ulq*, idet et højere ledighedsniveau for givne regler øger aktiveringsomfanget.

Det faktiske aktiveringsomfang afhænger, som følge af at personer først aktiveres efter dagpengeperiodens udløb, måske mere af langtidsledigheden end den gennemsnitlige ledighed. Langtidsledigheden introduceres ikke her, men påvirkninger af aktiveringsomfanget, der skyldes samvariation mellem gennemsnitlig ledighed og langtidsledighed søges modelleret ved at lade Ufq^2 indgå i relationen. Hvis parametren til Ufq estimeres positivt (negativt) kan dette tolkes som en positiv (negativ) sammenhæng mellem gennemsnitlig ledighed og langtidsledigheden.

Reglerne beskrives i modelleringen af en serie for dagpengeperiodens udstrækning, dpp , og en dummy med værdien 1 før 1994 og 0 ellers, der fanger omlægningen af arbejdsmarkedspolitikken i 1994. Ændres reglerne i retning af, at ledighedsperioden før aktivering forlænges, forventes et lavere aktiveringsniveau. I modelleringen tages der højde for samspil mellem regler og ledighedsniveau, ved at estimere på produktet af dpp og Ufq . Dermed åbnes der mulighed for, at regelændringer har en mindre absolut effekt på antallet af aktiverede, når ledighedsniveauet er lavt, hvilket forekommer at være en rimelig egenskab i en eventuel relation for aktiveringsomfanget. Der forventes en samlet negativ effekt på aktiveringsomfanget fra dpp .

Altså estimeres antallet af aktiverede i relationen

$$\log(Qmf1 + Uuf) = \beta_1 Ufq + \beta_2 Ufq^2 + \beta_3 dpp \cdot Ufq + \beta_4 dpp + \beta_5 dum94 + \beta_6 \quad (8)$$

Resultaterne fra estimationen er vist i tabel 2

Tabel 1. Tabel 2. Estimation af aktiveringomfanget ($Qmf+Uuf$)

	Parameter (model 1)	Spredning (model 1)	Parameter (model 2)	Spredning (model 2)
Ufq, β_1	0.56753	0.163774	0.51208	0.059771
Ufq^2, β_2	0.00037	0.000263	-	-
$dpp \cdot Ufq, \beta_3$	-0.18833	0.048910	-0.07562	0.015925
dpp, β_4	44.3810	19.84591	-	-
$dum94, \beta_5$	-42.6660	10.32033	-49.2378	6.590029
konstant, β_6	-82.7543	25.894683	-	-
model 1 n = 1978 - 1998	RSS=611.837	R ² =0.9467	DW=1.1003	
model 2 n = 1978 - 1998	RSS=863.459	-	DW=1.1047	

Estimationen af (10) er præsenteret i kolonne 2 og 3 i tabel 2. Det ses, at parametrene har de forventede fortegn. Parameterestimatet til Ufq^2 er positivt, men ikke signifikant. Parameteren til $dum94$ er negativ, hvilket illustrerer, at der før 1994 blev lagt mindre vægt på aktiveringspolitikken.

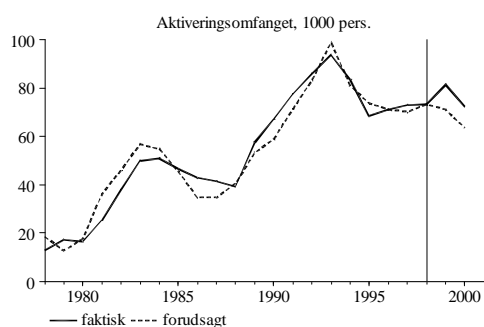
I model 2 er (8) pålagt restriktioner, der fjerner den kvadrerede ledighed, dpp og konstanten. Restriktionerne testes ved et sædvanligt F -test baseret på residualkvadratsum mod 95%-fraktilen i $F(3,15) = 3,29$. Teststørrelsen bliver 2,056283. Restriktionerne kan dermed ikke afvises.

Ses der på de to modellernes partielle egenskaber findes det:

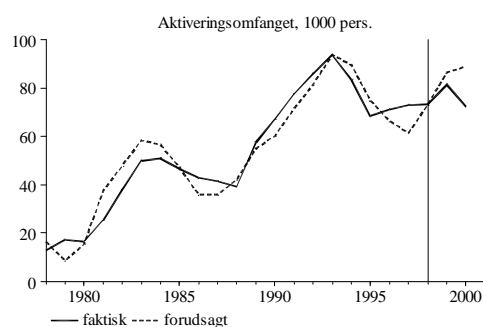
- 1) At den samlede effekt på aktiveringen af en ændring i ledigheden på 1000 personer i 1998 er, at aktiveringsomfanget i model 1 øges med 190 personer ($0,56753+2\cdot 0,00037\cdot 256-0,188833\cdot 3 = 0,190$). I model 2 er effekten af det samme eksperiment en øget aktivering på 280 personer ($0,51208-0,07562\cdot 3 = 0,285$)
- 2) At den samlede effekt af, at reducere dagpengeperioden med et år i 1998 i model 1 er, at aktiveringsomfanget øges med 3960 personer ($-1\cdot(-0,188833\cdot 256+44,3810)=3,9602$). Det samme eksperiment i model 2 øger aktiveringsomfanget med 19359 personer ($-1\cdot(-0,07562\cdot 256) = 19,359$)

Modellernes historiske forklaringssevne og forudsigelsesegenskaber er vist nedenfor.

Figur 5. model 1



Figur 6. model 2



Historisk er modellerne som forventet nogenlunde lige gode. Udviklingen i fremskrivningsperioden 1999 og 2000 er præget af et fald i ledigheden, U_lq , og en reduktion af ledighedsperioden før aktivering fra 3 år i 1998 til 2 år i 1999 og 1,5 år i 2000. Model 2 ser ud til at tillægge reduktionen af dagpengeperioden for stor vægt, mens reduktionen af ledigheden dominerer i model 1.

Umiddelbart kunne model 1 se ud til at være det bedste bud på en eventuel relation for aktiveringsomfanget. Dog har model 1 den ulempe, at der kan opstå negativ aktiveing når bruttoledigheden bliver mindre end ca. 95.

Endelig kan Q_{mf1} og U_{uf} findes ved hjælp af deres relative andel af aktiveringsomfanget. I fremskrivninger kan andelen fremskrives konstant, hvis man ikke kan finde på andet.

Alternativt kunne man argumentere for, at aktiveringsomfanget er en politikvariabel og derfor behandle denne som eksogen. Dette medfører dog det praktiske problem, at et eksogent aktiveringsomfang vil introducere en dødvægt i

ledigheden, hvilket medfører, at ledigheden ikke giver sig tilstrækkeligt i multiplikationeksperimenter.

7. konklusioner

Der kan på baggrund af ovenstående argumenteres for, at et ledighedsbegreb, der ikke påvirkes af aktiverende arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger, bør anvendes i lønrelationen. I det der opnås en hurtigere tilpasning i lønnen, når det nye ledighedsbegreb anvendes. Dog skal det først undersøges, hvordan støttet beskæftigelse påvirker de variable i lønkvoten.

Det konkluderes endvidere, at aktiveringsomfanget bør modelleres, hvis det alternative ledighedsbegreb anvendes. De præsenterede ligninger i afsnit 6 kan anvendes som udgangspunkt.